

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

DOKTORA TEZİ

**BETANIN TAHMİNLEME MODELLERİNİN
İNCELENMESİ
VE
AÇIKLAYICILIK DÜZEYLERİ ÜZERİNE
İMKB'DE KARŞILAŞTIRMALI BİR ARAŞTIRMA**

TEZ DANIŞMANI

Prof.Dr. Orhan GÖKER

İ.Ü. İşletme Fakültesi Finansman Bilim Dalı

HAZIRLAYAN

Nazlı KALFA

Enstitü No: 2502020103

İstanbul, 2007

ÖZ

“Betanın Tahminleme Modellerinin İncelenmesi ve Açıklayıcılık Düzeyleri Üzerine İMKB’de Karşılaştırmalı Bir Araştırma”

Hazırlayan: Nazlı Kalfa

Bu çalışmanın ana amacı sistematik risk tahmin modellerinin Türk Sermaye Piyasası’nda geçerlilik düzeylerinin, tahminlenen değerler ile gerçek değerlerin karşılaştırılması üzerinden tespit edilmesidir. 1991-2002 döneminde İMKB’de işlem gören 44 firmaya ve İMKB-100 Fiyat Endeksi’ne ait verilerin içerildiği çalışmada kullanılan beta tahmin modelleri dört grupta toplanmıştır: Düzeltilmemiş beta, tarihsel betanın eğilimini dikkate alan düzeltme modelleri, betanın temel bileşenlerini dikkate alan modeller (temel beta) ve birleşik model. Toplam sekiz modelin kullanıldığı çalışmada beta tahminlerinde gözlem sıklığı ve portföy büyüklüğü etkilerini de incelemek üzere tüm modeller üç ayrı gözlem sıklığı (günlük, haftalık, aylık) ve altı farklı portföy büyüklüğü (1, 2, 3, 5, 8 ve 10) üzerinden incelenmiştir. Çalışmada kullanılan tüm tahmin modellerinin ortak bulgusu portföy oluşturmak yoluyla yapılan beta tahminlerinin tekil hisse senetlerine göre daha başarılı olduğudur. Tarihsel betanın bir tahminleyen olarak kullanımında gözlem sıklığının azaltılmasının modelin beklenmeyen değişimlere duyarlılığını düşürerek tahmin gücünü azalttığı bulgulanmıştır. 1999-2002 dönemi için portföy büyüklüğü ve gözlem sıklığı veri iken en başarılı model Blume Modeli’dir. Bu durumun tek istisnası ilgili dönemde günlük gözlem sıklığı kullanımı ile uygulanan birleşik modelin tahmin başarısının az da olsa daha iyi performans göstermiş olmasıdır. Ancak, her iki modelin de beklenmeyen değişimleri tahminlemede düzeltilmemiş betadan daha başarılı olmadığı tespit edilmiştir. Bu durum, varolan gözlem sıklığı etkisi dikkate alınmaksızın sistematik riske ilişkin yapılacak her türlü ölçüm ve tahminin beraberinde esasta önemli olabilecek birtakım eksiklikleri de içereceğini ve bu eksikliklerin düzeltme modelleri ile giderilemeyeceğini ortaya koymaktadır. Çalışmanın bir diğer bulgusu ise gelişmiş ülke sermaye piyasalarının aksine Türk Sermaye Piyasası’nda riskin kısa vadeli bir yatırım kararı fonksiyonu olarak algılandığıdır; dolayısıyla, ülkemizde sistematik riskin bileşenlerine ilişkin incelemelerde hem bu kısa vadeli değişkenleri tespit etmeye hem de değişkenlerin ölçüm biçimlerini geliştirmeye yönelmenin tahmin modellerinin başarısına olumlu katkıda bulunacağı söylenebilir.

ABSTRACT

Examination of Beta Estimation Models and A Study on their Predictive Ability in the Istanbul Stock Exchange”

Prepared by Nazlı Kalfa

The main objective of this study is to determine the validity of systematic risk estimation models in the Istanbul Stock Exchange (ISE). The study is based upon the firms continuously traded in ISE and ISE -100 Price Index data between 1991 and 2006. Four main beta estimation models are used in this study: Unadjusted beta, adjustments for tendency of historical beta, adjustments for fundamental firm variables (fundamental beta) and combined model. Three different time intervals (daily, weekly and monthly) and six different portfolio sizes in total (1, 2, 3, 5, 8 and 10) used in this study include eight models to determine the intervalling effect and effect of diversification on beta estimation. The common conclusion of these models is that predictive ability of portfolios are more succesful than individual securities. It has been concluded that the increase in time interval while applying the unadjusted model decreases the predictive ability by reduces its sensitivity to unanticipated shifts. For a given portfolio size and time interval, predictive ability of Blume Model is superior between 1991 and 2006. The only exception to this finding is that predictive ability of Combined Model applied by using daily returns is slightly better than Blume Model during this term. However, the predictive ability of unanticipated shifts of these models are not superior to unadjusted beta. This conclusion imply that all measurements and predictions of systematic risk that do not consider intervalling effect, include some important deficiencies and adjustment techniques can not eliminate them. The other finding of this study, risk, as considered in the Turkish Capital Market, is a short-run investing decision function rather than risk perceptions in developed countries' capital markets. Consequently, it can be said that additional studies to determine these short run variables and also measurement improvements of variables could cıntribute to increase the predictive ability of the above mentioned models.

ÖNSÖZ

Finansal varlıkların getiri ve risklerinin incelenmesi her dönem hem yatırımcılar hem de araştırmacıların temel ilgi odaklarından birini oluşturmuştur. Özellikle, getiri-risk modellerindeki belirleyici konumu nedeniyle sistematik riskin ölçümü ve tahmin edilebilirliği hem gelişmiş hem de gelişmekte olan piyasalardaki yatırımcılar için önem taşımaktadır. Bu çalışma, sistematik riskin nasıl tahminleneceği ve hangi unsurların sistematik riski belirlediği sorularına Türk Sermaye piyasasında yanıt aramaktadır.

Bu çalışmanın hazırlanması sürecinde tez danışmanım olarak yer alan Prof. Dr. Orhan Göker'e gösterdiği anlayış, ilgi ve sağladığı motivasyondan dolayı teşekkür ederim. Değerli ilgisi ve yol göstericiliğinden dolayı Prof. Dr. Mehmet Şükrü Tekbaş'a ve kıymetli eleştirilerinden ötürü Prof. Dr. Gürel Konuralp'e teşekkür ederim. Çalışmama olan ilgileri ve kıymetli katkıları için Prof. Dr. Neyran Orhunbilge ve Prof. Dr. Erhan Özdemir'e ne kadar teşekkür etsem azdır. Ayrıca yüksek lisans ve doktora eğitimimde finans hocalarım olan Prof. Dr. Cevat Sarıkamış'a, Prof. Dr. Ünal Bozkurt'a, Prof. Dr. Belkıs Seval'e, Prof. Dr. İhsan Ersan'a, Doç. Dr. Ahmet Köse'ye, Doç. Dr. Murat Kıyılar'a, Yrd. Doç. Dr. Tülin Atakan'a ve Dr. Öztin Akgüç'e teşekkürü bir borç bilirim.

Düşünsel katkı ve desteklerini bu çalışma sürecinde de benden esirgemeyen sevgili arkadaşlarım Dr. Gökçe Alp Gökçe ve Dr. Serra Eren Sarıoğlu'nun kıymet biçilemez emeklerine teşekkür bir gönül borcudur. Çalışmamın istatistiki analiz sürecinde benden desteğini hiçbir biçimde esirgemeyen Araş. Gör. Şebnem Er'e ne denli teşekkür etsem azdır. Aydınlatıcı bilgilerini paylaşarak çalışmama sağladığı katkılardan dolayı Dr. Kerem Sarıoğlu'na teşekkür ederim.

Ayrıca, desteklerini her zaman yanımda hissettiğim aileme ve yakınlarıma bu süreçte gösterdikleri anlayış ve sabırdan dolayı teşekkür ederim.

İÇİNDEKİLER

ÖZET / ABSTRACT	iii
ÖNSÖZ	v
İÇİNDEKİLER	vi
TABLolar LİSTESİ	xi
ŞEKİLLER LİSTESİ	xvi
GİRİŞ	1

I. BÖLÜM

GETİRİ VE RİSK

1.1.	Getiri ve Risk Kavramlarının İncelenmesi	3
------	--	---

II. BÖLÜM

FİNANSTA RİSKİN MODELLENMESİ

2.1.	Ortalama-Varyans Modeli Öncesi Yaklaşımlar	11
2.2.	Ortalama-Varyans Modeli	12
2.2.1.	Modelin Varsayımları	12
2.2.2.	Modelin Getiri ve Risk Ölçütleri	13
2.2.3.	Optimal Portföyün Seçimi	15
2.2.4.	Modelin Önemi, Eleştirileri ve Modele Katkıları	17
2.3.	Ayrım Teoremi	19
2.4.	Faktör Modelleri	22
2.4.1.	Tek Endeks (Faktör) Modeli	24
2.4.1.1.	Pazar Modeli	27
2.4.1.2.	Tek Endeks (Faktör) Modelinde Risk Bileşenlerinin İncelenmesi	29
2.4.1.2.1.	SistematiK Risk ve Kaynakları	31
2.4.1.2.2.	SistematiK Olmayan Risk ve Kaynakları	32
2.4.1.3.	Tek Endeks Modeli ile Portföy Riskinin Ölçülmesi	35
2.4.1.4.	Tek Endeks (Faktör) Modeli ve Beta	37
2.4.2.	Çok Faktörlü (Endeksli) Modeller	38

III. BÖLÜM

GENEL DENGİ MODELLERİ

3.1.	Finansal Varlık Fiyatlama Modeli (FVFM)	43
3.1.1.	Modelin Varsayımları	44
3.1.2.	Finansal Varlık Fiyatlama Modeli'nin Denklemsel İfadesinin Türetilmesi	46
3.1.3.	Finansal Varlık Fiyatlama Doğrusu	49
3.1.4.	FVFM ve Beta	50
3.2.	Finansal Varlık Fiyatlama Modeli'nin Alternatif Formları	51
3.3.	Standart Finansal Varlık Fiyatlama Modeli'nin Deneysel Testleri	59
3.4.	Arbitraj Fiyatlama Teorisi (AFT)	65
3.4.1.	Modelin Varsayımları	66
3.4.2.	Arbitraj Fiyatlama Denklemi	67
3.4.3.	Arbitraj Fiyatlama Teorisi'nde Faktörlerin Belirlenmesi ve Modelin Testleri	68

IV. BÖLÜM

SİSTEMATİK RİSK ÖLÇÜTÜ OLARAK BETA KATSAYISININ İNCELENMESİ: KAVRAMSAL YAKLAŞIMLAR VE ÖLÇÜM SORUNLARI

4.1.	Kavramsal Olarak Beta Katsayısının İncelenmesi	73
4.2.	Betanin Ölçüm Teknikleri	77
4.3.	Betanin Ölçüm Sorunları	80
4.3.1.	Yatırım Ufku Etkisi	80
4.3.2.	Gözlem Sıklığı Etkisi	85
4.3.3.	Endeks Seçimi	91
4.3.4.	Model Seçiminin Etkisi	98

V. BÖLÜM

SİSTEMATİK RİSKİN TAHMİNİNDE BETA KATSAYISININ KULLANIMI: SORUNLAR VE DÜZELTME MODELLERİ

5.1.	Tarihsel Betanın Bir Tahminleyen Olarak Kullanımı: Düzeltilmemiş Model	104
5.1.1.	Betanın Durağanlığı	105
5.2.	Tarihsel Betanın Düzeltme Modelleri	111
5.2.1.	Tarihsel Betanın Eğilimini Dikkate Alan Düzeltme Modelleri	112
5.2.1.1.	Blume Düzeltme Modeli	112
5.2.1.2.	Bayesgil Düzeltme Modelleri	112
5.2.1.3.	Tarihsel Betanın Eğilimini Dikkate Alan Düzeltme Modellerine İlişkin Deneysel Çalışmalar	115
5.2.2.	Betanın Temel Bileşenlerini Dikkate Alan Düzeltme Modelleri	120
5.2.2.1.	Betanın Temel Bileşenlerini Dikkate Alan Düzeltme Modellerine İlişkin Çalışmalar	121
5.3.	Türk Sermaye Piyasaları ve Sistemik Risk	138

VI. BÖLÜM

BETA TAHMİN MODELLERİNİN İMKB HİSSE SENETLERİ PİYASASI'NDA İNCELENMESİ VE AÇIKLAYICILIK DÜZEYLERİ ÜZERİNE KARŞILAŞTIRMALI BİR ARAŞTIRMA

6.1.	Araştırmanın Amacı	148
6.2.	Araştırmanın Kapsamı	149
6.3.	Araştırmanın Kısıtları	149
6.3.1.	Araştırma Döneminin Belirlenmesi	149
6.3.2.	Firmaların Belirlenmesi	150
6.3.3.	Endeksin Belirlenmesi	152
6.3.4.	Yatırım Ufkunun Belirlenmesi	154
6.3.5.	Gözlem Sıklığının Belirlenmesi	155

6.4.	Araştırmanın Veri Seti ve Verilerin Analize Hazır Hale Getirilmesi	155
6.5.	Araştırmanın Yöntemi	158
6.6.	Araştırmada Kullanılan Hata İstatistikleri	159
6.7.	Araştırmanın Bulguları	161
6.7.1.	Tarihsel Betanın İncelenmesi ve Elde Edilen Bulgular	162
6.7.2.	Beta Tahmin Modellerinin İncelenmesi ve Elde Edilen Bulgular	169
6.7.2.1.	Düzeltilmemiş Model'in İncelenmesi ve Elde Edilen Bulgular	169
6.7.2.2	Tarihsel Betanın Eğilimini Dikkate Alan Düzeltme Modellerinin İncelenmesi ve Elde Edilen Bulgular	180
6.7.2.2.1.	Blume Düzeltme Modeli'nin İncelenmesi ve Elde Edilen Bulgular	180
6.7.2.2.2.	Vasicek Düzeltme Modeli'nin İncelenmesi ve Elde Edilen Bulgular	185
6.7.2.2.3.	Tarihsel Betanın Eğilimini Dikkate Alan Düzeltme Modellerinin Karşılaştırmalı İncelemesi	190
6.7.2.3.	Betanın Temel Bileşenlerini Dikkate Alan Düzeltme Modellerinin İncelenmesi ve Elde Edilen Bulgular	202
6.7.2.3.1.	Araştırmanın Amacı ve Kapsamı	202
6.7.2.3.2.	Araştırmanın Veri Seti ve Verilerin Analize Hazır Hale Getirilmesi	202
6.7.2.3.2.1.	Likidite	204
6.7.2.3.2.2.	Kaldıraç	206
6.7.2.3.2.3.	Büyüme	208
6.7.2.3.2.4.	Kâr Payı Dağıtım	210
6.7.2.3.2.5.	Büyüklik	210
6.7.2.3.2.6.	Muhasebe Betası	211
6.7.2.3.2.7.	Kazanç Değişkenliği	213
6.7.2.3.2.8.	Kârlılık	215
6.7.2.3.3.	Araştırmada Kullanılacak Temel Beta Modelleri	217
6.7.2.3.3.1.	Model 1	218
6.7.2.3.3.2.	Model 2	218
6.7.2.3.3.3.	Model 3	219
6.7.2.3.3.4.	Model 4	220

6.7.2.3.4.	Araştırmanın Bulguları ve Bulguların Değerlendirilmesi	221
6.7.2.3.4.1.	Model 1’den Elde Edilen Bulgular	221
6.7.2.3.4.2.	Model 2’den Elde Edilen Bulgular	227
6.7.2.3.4.3.	Model 3’ten Elde Edilen Bulgular	229
6.7.2.3.4.4.	Model 4’ten Elde Edilen Bulgular	231
6.7.2.3.5.	Temel Beta Modellerinin Karşılaştırmalı İncelemesi	235
6.7.2.4.	Bileşik Model’in İncelenmesi ve Elde Edilen Bulgular	246
6.7.2.4.1.	Araştırmanın Amacı ve Kapsamı	247
6.7.2.4.2.	Araştırmanın Veri Seti	247
6.7.2.4.3.	Araştırmanın Modeli	247
6.7.2.4.4.	Araştırmanın Bulguları	248
6.7.2.4.5.	Bileşik Model’in Karşılaştırmalı İncelemesi	250
SONUÇ VE ÖNERİLER		253
KAYNAKÇA		276
EKLER		294
ÖZGEÇMİŞ		315

TABLÖLAR LİSTESİ

Tablo 1	Çalışmada Kullanılan Firmalar ve Menkul Kıymet Kodları	151
Tablo 2	31.01.2007 Tarihi İtibariyle İMKB Hisse Senedi Piyasası Endeksleri'nin Piyasa Değerleri	152
Tablo 3	İMKB-100 Getiri ve Fiyat Endekslerinin Getirileri Arasındaki Korelasyon Analizlerinin Sonuçları	153
Tablo 4	İMKB-100 Getiri ve Fiyat Endekslerinin Varyansları Arasındaki Anakütle Ortalama Testlerinin Sonuçları	154
Tablo 5	Günlük, Haftalık ve Aylık Verimlerin Kullanılması ile Hesaplanmış Tekil Hisse Senetlerine Ait Tarihsel Betaların Dönemlere Göre Düzenlenmiş Tanımsal İstatistikleri	162
Tablo 6	Tekil Hisse Senetlerine Ait Tarihsel Betaların Korelasyon Sınamalarından Elde Edilen Bulgular	163
Tablo 7	Tekil Hisse Senetlerine Ait Tarihsel Betaların Eşleştirilmiş t test Sonuçları	164
Tablo 8	Tekil Hisse Senetlerine Ait Tarihsel Betaların Dönemler Arası İlişkilerinin İncelenmesinden Elde Edilen Bulgular	165
Tablo 9	Portföylere Ait Tarihsel Betaların Dönemler Arası İlişkilerinin İncelenmesinden Elde Edilen Bulgular	166
Tablo 10	Farklı Gözlem Sıklıkları İle Elde Edilen Beta Değerlerine Ait Geçiş Matrisleri	168
Tablo 11	1995-1998 Dönemine Ait Düzeltilmemiş Beta Katsayılarının Hata İstatistikleri	170
Tablo 12	1995-1998 Dönemine Ait Düzeltilmemiş Beta Katsayılarının OHK İstatistiğinin Bileşenlerinin İncelenmesi	172
Tablo 13	1999-2002 Dönemine Ait Düzeltilmemiş Beta Katsayılarının Hata İstatistikleri	174
Tablo 14	1999-2002 Dönemine Ait Düzeltilmemiş Beta Katsayılarının OHK İstatistiğinin Bileşenlerinin İncelenmesi	175
Tablo 15	2003-2006 Dönemine Ait Düzeltilmemiş Beta Katsayılarının Hata İstatistikleri	176

Tablo 16	2003-2006 Dönemine Ait Düzeltilmemiş Beta Katsayılarının OHK İstatistiğinin Bileşenlerinin İncelenmesi	178
Tablo 17	1999-2002 Tahmin Dönemi İçin Oluşturulan Blume Modeli'ne İlişkin Regresyon Denklemlerinin Katsayıları	181
Tablo 18	1999-2002 Dönemine Ait Blume Modeli ile Tahminlenmiş Beta Katsayılarına İlişkin Tanımsal İstatistikler	182
Tablo 19	1999-2002 Dönemine Ait Blume Modeli ile Tahminlenmiş Beta Katsayılarının Hata İstatistikleri	182
Tablo 20	2003-2006 Tahmin Dönemi İçin Oluşturulan Blume Modeli'ne İlişkin Regresyon Denklemlerinin Katsayıları	183
Tablo 21	2003-2006 Dönemine Ait Blume Modeli ile Tahminlenmiş Beta Katsayılarına İlişkin Tanımsal İstatistikler	184
Tablo 22	2003-2006 Dönemine Ait Blume Modeli ile Tahminlenmiş Beta Katsayılarının Hata İstatistikleri	184
Tablo 23	1995-1998 Dönemine Ait Vasicek Modeli ile Tahminlenmiş Beta Katsayılarının Hata İstatistikleri	187
Tablo 24	1999-2002 Dönemine Ait Vasicek Modeli ile Tahminlenmiş Beta Katsayılarının Hata İstatistikleri	188
Tablo 25	2003-2006 Dönemine Ait Vasicek Modeli ile Tahminlenmiş Beta Katsayılarının Hata İstatistikleri	189
Tablo 26	1995-1998 Dönemine Ait Düzeltilmemiş ve Vasicek Tahmin Modellerinin Ortalama Hata Kareleri İstatistiği	190
Tablo 27	1995-1998 Dönemine Ait Düzeltilmemiş ve Vasicek Tahmin Modellerinin Ortalama Mutlak Hata Yüzdeleri İstatistiği	190
Tablo 28	1995-1998 Dönemine Ait Düzeltilmemiş ve Vasicek Modellerinin OHK İstatistiğinin Bileşenlerinin Karşılaştırmalı İncelenmesi	192
Tablo 29	1999-2002 Dönemine Ait Düzeltilmemiş, Blume ve Vasicek Tahmin Modellerinin Ortalama Hata Kareleri İstatistiği	193

Tablo 30	1999-2002 Dönemine Ait Düzeltilmemiş, Blume ve Vasicek Tahmin Modellerinin Ortalama Mutlak Hata Yüzdeleri İstatistiği	193
Tablo 31	1999-2002 Dönemine Ait Düzeltilmemiş, Blume ve Vasicek Modellerinin OHK İstatistiklerinin Bileşenlerinin Karşılaştırmalı İncelenmesi	195
Tablo 32	2003-2006 Dönemine Ait Düzeltilmemiş, Blume ve Vasicek Tahmin Modellerinin Ortalama Hata Kareleri İstatistiği	197
Tablo 33	2003-2006 Dönemine Ait Düzeltilmemiş, Blume ve Vasicek Tahmin Modellerinin Ortalama Mutlak Hata Yüzdeleri İstatistiği	197
Tablo 34	2003-2006 Dönemine Ait Düzeltilmemiş, Blume ve Vasicek Modellerinin OHK İstatistiklerinin Bileşenlerinin Karşılaştırmalı İncelenmesi	200
Tablo 35	Araştırmada Kullanılan Likidite Oranları	205
Tablo 36	Günlük, Haftalık ve Aylık Beta Katsayıları ile Likidite Oranları Arasındaki Korelasyon Analizinin Bulguları	205
Tablo 37	Araştırmada Kullanılan Kaldıraç Oranları	207
Tablo 38	Günlük, Haftalık ve Aylık Beta Katsayıları ile Kaldıraç Oranları Arasındaki Korelasyon Analizinin Bulguları	208
Tablo 39	Araştırmada Kullanılan Büyüme Oranları	209
Tablo 40	Günlük, Haftalık ve Aylık Beta Katsayıları ile Büyüme Oranları Arasındaki Korelasyon Analizinin Bulguları	209
Tablo 41	Günlük, Haftalık ve Aylık Beta Katsayıları ile Kâr Payı Dağıtım Oranı Arasındaki Korelasyon Analizinin Bulguları	210
Tablo 42	Günlük, Haftalık ve Aylık Beta Katsayıları ile Varlık Büyüklüğü Arasındaki Korelasyon Analizinin Bulguları	211
Tablo 43	Araştırmada Kullanılan Muhasebe Betaları	212
Tablo 44	Günlük, Haftalık ve Aylık Beta Katsayıları ile Muhasebe Betaları Arasındaki Korelasyon Analizinin Bulguları	213
Tablo 45	Araştırmada Kullanılan Kazanç Değişkenliği Oranları	214

Tablo 46	Günlük, Haftalık ve Aylık Beta Katsayıları ile Kazanç Değişkenlikleri Arasındaki Korelasyon Analizinin Bulguları	215
Tablo 47	Araştırmada Kullanılan Karlılık Oranları	216
Tablo 48	Günlük, Haftalık ve Aylık Beta Katsayıları ile Kârlılık Oranları Arasındaki Korelasyon Analizinin Bulguları	217
Tablo 49	Model 1'in Bağımsız Değişkenleri ve Değişkenlerin Tarihsel Beta ile Korelasyon Katsayıları	222
Tablo 50	Günlük Gözlem Sıklığı İçin Model 1'e Ait Çoklu Regresyon Analizinin Bulguları	223
Tablo 51	Haftalık Gözlem Sıklığı İçin Model 1'e Ait Çoklu Regresyon Analizinin Bulguları	224
Tablo 52	Model 1'in Regresyon Varsayımlarının Testlerine İlişkin Sonuçlar	226
Tablo 53	Model 1'e Ait Ortalama Hata Kareleri (OHK) ve Ortalama Mutlak Hata Yüzdeleri (OMHY) İstatistiği Değerleri	227
Tablo 54	1995-1998 Kestirim Döneminde Günlük ve Haftalık Gözlem Sıklığı İçin Kullanılan Finansal Oranlara Ait Tahmin Denklemlerinin İstatistiki Değerleri	228
Tablo 55	Model 2'ye Ait Ortalama Hata Kareleri (OHK) ve Ortalama Mutlak Hata Yüzdeleri (OMHY) İstatistiği Değerleri	229
Tablo 56	Günlük Gözlem Sıklığı İçin Model 3'e Ait Çoklu Regresyon Analizinin Bulguları	230
Tablo 57	Haftalık Gözlem Sıklığı İçin Model 3'e Ait Çoklu Regresyon Analizinin Bulguları	230
Tablo 58	Model 3'e Ait Ortalama Hata Kareleri (OHK) ve Ortalama Mutlak Hata Yüzdeleri (OMHY) İstatistiği Değerleri	231
Tablo 59	Günlük Gözlem Sıklığı İçin Model 4'e Ait Çoklu Regresyon Analizinin Bulguları	232
Tablo 60	Haftalık Gözlem Sıklığı İçin Model 4'e Ait Çoklu Regresyon Analizinin Bulguları	233

Tablo 61	Aylık Gözlem Sıklığı İçin Model 4'e Ait Çoklu Regresyon Analizinin Bulguları	234
Tablo 62	Model 4'e Ait Ortalama Hata Kareleri (OHK) ve Ortalama Mutlak Hata Yüzdeleri (OMHY) İstatistiği Değerleri	235
Tablo 63	1999-2002 Dönemi İçin Model 1,2, 3 ve 4'e Ait Ortalama Hata Kareleri İstatistiği	236
Tablo 64	1999-2002 Döneminde Model 1,2, 3 ve 4'e Ait Ortalama Mutlak Hata Yüzdeleri İstatistiği	236
Tablo 65	1999-2002 Döneminde Model 1 ve Model 2'ye Ait OHK İstatistiklerinin Bileşenlerinin Karşılaştırmalı İncelenmesi	239
Tablo 66	1999-2002 Döneminde Model 3 ve Model 4'e Ait OHK İstatistiklerinin Bileşenlerinin Karşılaştırmalı İncelenmesi	240
Tablo 67	Günlük Gözlem Sıklığı İçin Düzeltilmemiş, Blume, Vasicek ve Temel Beta Modellerine Ait Ortalama Hata Kareleri İstatistikleri	241
Tablo 68	Haftalık Gözlem Sıklığı İçin Düzeltilmemiş, Blume, Vasicek ve Temel Beta Modellerine Ait Ortalama Hata Kareleri İstatistikleri	242
Tablo 69	Aylık Gözlem Sıklığı İçin Düzeltilmemiş, Blume, Vasicek ve Temel Beta Modellerine Ait Ortalama Hata Kareleri İstatistikleri	243
Tablo 70	1999-2002 Döneminde Model 4'e Ait Aylık OHK İstatistiğinin Bileşenleri	243
Tablo 71	Günlük Gözlem Sıklığı İçin Bileşik Modele Ait Çoklu Regresyon Analizinin Bulguları	249
Tablo 72	Bileşik Modele Ait Ortalama Hata Kareleri (OHK) ve Ortalama Mutlak Hata Yüzdeleri (OMHY) İstatistiği Değerleri	250
Tablo 73	Günlük Gözlem Sıklığı İçin Düzeltilmemiş, Blume, Vasicek, Temel Beta ve Bileşik Modele Ait Ortalama Hata Kareleri İstatistikleri	251
Tablo 74	1999-2002 Döneminde Bileşik Modele Ait OHK Bileşenleri	251

ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil 1	Optimal Portföyün Seçimi	16
Şekil 2	Sermaye Piyasası Doğrusu	20
Şekil 3	Karakteristik Doğru	28
Şekil 4	Çeşitlendirmenin Risk Unsurları Üzerine Etkisi	35
Şekil 5	Çok Endeks Modelinde Risk Unsurları	41
Şekil 6	Etkin Olmayan Bir Varlıkla Pazar Portföyünün Bileşimi	47
Şekil 7	Finansal Varlık Fiyatlama Doğrusu	49

I. BÖLÜM

GETİRİ VE RİSK

1.1. Getiri ve Risk Kavramlarının İncelenmesi

Teorik olarak ele alındığında ve en basit anlamı ile getiri kişinin servet düzeyindeki değişim olarak tanımlanabilir. Getirinin tanımı ve ölçümü bu yaklaşımla oldukça basit gibi görünse de tanım daha derin biçimde incelendiğinde, aslında karmaşık bir yapı ortaya çıkmaktadır. Zira, öncelikle servetin ne olduğunun ve nasıl ölçüleceğinin tanımlanması gerekmektedir. Servet, kişinin sahip olduğu ve değeri olan tüm varlıkların toplamıdır. Servet değer kavramı ile ilintili olup herhangi bir şeyin kişinin servet bileşiminin bir parçası olabilmesi ancak ilgili parçanın değeri ile açıklanabilir. Diğer bir deyişle, kişinin sahip olduğu malların değerlerinin değişimi servet düzeyini farklılaştırarak getiriye oluşturmaktadır. Bu noktada, getirinin, değer ne olduğuna ve nasıl ölçüldüğüne birebir bağlı olduğu kolaylıkla söylenebilir.

Değer ise iktisat kuramında en çok anlaşmazlığa yol açan kavramlardan birisidir.

“İktisattaki en büyük metafizik kavramlardan biri ‘kıymet’ kavramıdır...(Bu) malların bize sağladığı fayda demek değildir; ne de fiili fiyatların tarihsel bir ortalamasıdır. Gerçekten, bu, sadece bir fiyat değildir; fiyatların oluşmasını açıklayan bir şeydir.”¹

Görüldüğü üzere değer (1) malın sağladığı yarar (fayda) ve (2) mala sahip olmanın getirdiği diğer malları satın alma gücü (fiyat) olmak üzere iki anlamı vardır. Bu ayrım esasen merkantalist döneme ait yazınlardan itibaren ortaya koyulmuş olsa da net biçimde ifade edilmeleri klasik iktisatçılar tarafından yapılmıştır*.

¹ J. Robinson, **Economic Philosophy**, Penguin Books, 1962, s. 29, Aktaran eser: Gülten Kazgan, **İktisadi Düşünce veya Politik İktisadın Evrimi**, Bilgi Yayınevi, 2. Basım, Ankara, 1974, s. 71.

* Merkantalist yazarların en önemlilerinden biri olan Nicholas Barbon’un eserlerinde “Malların fiyatı mevcut değerdir” ve “Malların değeri kullanımlarından doğar” ifadeleri yer almaktadır.

“Değer kelimesinin iki farklı anlamı olduğu ve bazen belli bir nesnenin yararını ve bazen bu nesneye sahipliğin getirdiği diğer malları satın alma gücünü ifade ettiği görülecektir. Birine ‘kullanım değeri’ diğerine ‘mübadele değeri’ denilebilir”²

Adam Smith bu ayrımı yaptıktan sonra kullanım değeri üzerinde fazla durmamış, hatta bunun mübadele (değişim) değeri için gerekli dahi olmadığını vurgulamıştır.* Daha sonraki çalışmalarda ise malların değişim değerlerinin olabilmesi için kullanım değerleri olması gerektiği fark edilmişse de bir malın kullanım değerinin incelenerek değişim değerinin yüksekliğinin bilimsel bir açıklamasının bulunabileceğine inanılmadığı görülmektedir. Kullanım değerinin değişim değeri ile birleştirilmesi neoklasik okulu beklemiştir.

Neoklasik iktisat kuramının temellerinin oluşmasında çok büyük etkisi olan J. Bentham servet, değer ve fayda kavramları arasındaki ilişkiyi şöyle açıklamaktadır:

“Servet ve değer terimleri birbirini açıklar. Bir eşya servet kütlesi bileşimine ancak biraz değeri varsa girebilir. Servetin ölçüsü bu değer derecesindedir. (...) Bütün değerler fayda üzerine kuruludur. (...) Faydanın olmadığı yerde hiçbir değer olamaz.”³

Böylelikle faydadaki artışın malın değerini ve bunun sonucu olarak da sahibinin servetini artırdığı biçimindeki faydacı kurama ait bakış açısının temelleri atılmış olmaktadır. Aynı çalışmada Bentham, kullanım değerinin değişim değerinin temeli olduğunu ve bu ayrımı Adam Smith’in yaptığını, ancak açık kavramlarla bağlantılandıramadığını belirtmektedir.

² A. Smith, **An Inquiry into the Nature and Causes of Wealth of Nations**, New York, Modern Library, 1937, s. 28, Aktaran eser: E. K. Hunt, **İktisadi Düşünce Tarihi**, Dost Kitabevi Yayınları, Ankara, 2005, s.85.

* Bu durumun açıklaması için Adam Smith tarafından verilen ve sonraları “su-elmas paradoksu” olarak isimlendirilen örneği hatırlamakta fayda vardır. Smith bu paradoksu şöyle ifade etmektedir: Sudan yararlı bir şey yoktur. Ancak suyla pek bir şey satın alınmaz; nadiren mübadele edilir. Bir elmas, aksine, pek az kullanım değerine sahiptir; ancak onunla büyük miktarlarla başka mallar mübadele edilebilir.

³ J. Bentham, **An Introduction to the Principles of Morals and Legistations**, 1780, Aktaran eser: Hunt, a.g.e., s. 177.

Bentham kişilerin tüm eylemlerinin doğanın iki yüce efendisi olan haz ve acı tarafından yönetildiğini ve fayda ilkesinin bu itaati kabul ederek toplumsal kuramın temeli saydığını söyler. Acı sadece negatif haz olduğundan Bentham'ın fayda ilkesi “tüm insan faaliyetini yöneten, hazzı azamileştirme arzusudur” biçiminde ifade edilebilir. Temel psikolojik ilkesini bu ifadeden alan faydacı felsefenin ahlaki temeli ise bu davranış biçiminin tüm insanların bir arada mutluluğunu en yükseğe çıkarması ilkesidir. Bu iki ilkenin bir araya gelebilmesi için toplumda daima bir menfaat bağdaşması olması gerektiğine ilişkin üçüncü ilke kendiliğinden oluşmaktadır. Faydacı felsefe akılcı kişilerin bulunduğu bir toplumda bu ilkenin geçerli olduğunu bir diğer deyişle kişilerin bireysel mutluluklarını en yükseğe çıkarmasının aynı zamanda toplumdaki tüm bireylerin mutluluğunun en yükseğe çıkması anlamına geldiğini kabul etmektedir. Böylelikle, artık tüm insan faaliyetleri, kişinin herhangi bir faaliyetten elde edilecek bütün hazları (faydaları) hesapladığı, bunun yaratabileceği tüm maliyetleri (acıları) hesaptan düştüğü ve mantıklı biçimde hazzı acıya göre azamileştiren faaliyeti seçtiği bir karar sürecinin sonucudur. Bu doğrultuda, bu tek ilke kullanılarak insan mutluluğu ya da refahı, matematiksel olarak, değerlerini anlayabileceğimiz biçimde ölçülebilir. Her ne kadar insan mutluluğunun asıl matematiksel ifadesi neoklasik iktisatta şekillenmişse de bu ölçümün mümkün olabilirliliğine ilişkin görüşler Bentham'ın çalışmalarında izlenebilmektedir. Ona göre *“hazlar ve acılardan kaçınma ‘değerlerini anlayabileceğimiz’ şekilde sayısal olarak ölçülebilecek amaçlardır.”*⁴ Haz ve acının değerleri açısından bağlı olduğu koşulları tespit ederek, bunların nasıl hesaplanabileceğinin yollarını inceleyen Bentham, marjinal fayda ile fiyat arasındaki ilişki kuramının gelişmesine de çok yaklaşmıştır.

Fayda kavramı kişi ile eşya arasındaki psikolojik bir ilişkiyi temel aldığı için eşyanın görelî değerini incelemek yoluyla değıştirme değerine geçilebilir. Bu bakış açısını temel alan neoklasik iktisatçılar, marjinal fayda teorisini geliştirmişlerdir. Neoklasik yaklaşımın üç önemli ismi olan Jevons, Menger ve Walras'ın hemen hemen aynı yıllarda yayınladıkları çalışmalar farklı analizler içermesine karşın, yaklaşım ve içerik açısından oldukça benzerdir. Jevons, klasik iktisadî yaklaşımın,

⁴ J. Bentham, **An Introduction to the Principles of Morals and Legistations**, 1780, Aktaran eser: A.e., s. 175.

kişinin bir malın kullanımından sağladığı toplam fayda ile o malın kullanımındaki bir birim artıştan sağladığı faydanın nihai düzeyi (marjinal fayda) arasındaki ayrımı yapmakta başarısız olduğunu belirtmektedir. Kişinin bir maldan giderek artan miktarda kullanmasının toplam faydayı artırdığı doğru olmakla birlikte, kullanılan mal miktarındaki her bir birimlik artış toplam faydayı giderek azalan miktarda artırmaktadır. Neoklasik değer kuramının temel taşı bu biçimde ifade edilen azalan marjinal fayda ilkesidir. Bunu Jevons şu şekilde ifade etmektedir:

“İhtiyaçlarımızı en az çabayla en fazla miktarda karşılamak başka bir deyişle hazzı azamileştirmek iktisadın problemidir. (...) Servet ve değer doğası haz ve acının sınırsız küçük miktarlarının dikkate alınması ile açıklanabilir”⁵

Böylelikle, faydacı felsefe içerik olarak aynı kalmakla birlikte marjinalcilik yaklaşımıyla bir araya getirilmek yoluyla biçimsel olarak önemli bir değişime uğramıştır. Zira, marjinalcilik insan doğasına ilişkin faydacı ve akılcı görüşün matematiksel olarak ifade edilmesinin yolunu açmıştır.* Toplam fayda tüketilen mal miktarına bağlı bir fonksiyon olarak ifade edilirse, bu fonksiyonun ilk türevi toplam faydanın tüketilen mal miktarındaki son derece küçük bir değişim sonucunda ne kadar değiştiğini gösterecektir. Demek ki, toplam fayda fonksiyonunun ilk türevi marjinal faydayı vermektedir. Marjinal faydanın sıfıra eşitlendiği noktada ise toplam fayda en çok olacaktır. Bu noktada, faydanın gerçekte ölçülebilir olup olmadığının bir önemi yoktur; doğrudan doğruya ölçülebilir varsayılmaktadır. Değişim değerini, diğer bir deyişle malın fiyatını belirleyen de marjinal fayda olmaktadır. Malın mübadele değerinin yüksek olması, marjinal faydasının da yüksek olduğunu göstermektedir. Böylelikle, değişim değeri (fiyat), kullanım değeriyle (fayda) açıklanabilir hale gelmektedir.

⁵ W. S. Jevons, **Letters and Journal of W. Stanley Jevons**, yay. haz.: Harriet A. Jevons, Londra, 1886, Aktaran eser: A.e., s. 323.

* Bu noktada, artık matematiğe dayanmayan iktisadın bilimsel olamayacağı ifadelerine rastlanmaktadır. Jevons’ın çalışmasında *bilimsel olacaklarsa bütün iktisat yazarlarının matematiğe dayanması gerekliliğini iddia ettiğini* görebiliriz.

Neoklasiklerin marjinal fayda teorisi ile yerleşen bu fayda-değer kavramı, çeşitli eleştirilere uğramasına ve birçok kişi tarafından reddedilmesine rağmen günümüze dek iktisat kuramının temelinde yer almaya devam etmiştir. Özellikle, kuramın çıkış noktası olan insan modelinin gerçeği yansıtmadığına ilişkin çok sayıda eleştiriye rastlanabilir. Gerçekten de bu modelin toplumdaki çoğu insanın zihinsel sürecine tamamen yabancı olduğu ve onların davranışlarının doğru bir yansımasını oluşturmadığı söylenebilir. Ancak, bir grup insan için bu model tamamen tanımlayıcıdır: Menkul kıymetlerden kurulu geniş bir yatırım portföyüne sahip insan grubu. Sahip olunan varlıkların değerindeki artışı azamileştirmek amacıyla akıllıca hesaplamalar ve varlık portföyünde sürekli marjinal ayarlamalar yapması, bu tip bireyin en iyi neoklasik marjinalcilikle açıklanmasına neden olmaktadır. Diğer bir deyişle, neoklasik marjinalcilik bu tip bireye hizmet edecek en iyi felsefi temeli oluşturmaktadır ki bu da neoklasik kuramın bu denli eleştirilmesine rağmen hâlâ geçerliliğini korumasının arkasında yatan nedendir.

Genel olarak incelendiğinde görülebileceği üzere, iktisadî modeller öncelikle bir birey tipini, onun davranışsal özelliklerini, dünya görüşünü temel varsayım olarak alır; daha sonra, bu varsayım veri iken fiyat oluşumunu inceler. Neoklasik iktisatta bu durum yansımasını tekil olarak faydacı bireylerden oluşmuş bir dünya varsayımı altında fiyatların incelenmesi biçiminde bulmaktadır. Burada mikro evreni veri olarak makro evreni tanımlama çabası yer almaktadır. Ekonominin özellikle son dönemlerde en gelişkin alanı olan finasta ise asıl olarak incelenen, bireysel ya da kurumsal yatırımcıların nasıl en iyi kararı alacaklarıdır. Bu noktada, piyasadaki menkul kıymet fiyatları veri olarak alınmakta ve karar alıcının bazı objektif fonksiyonlarını (fayda, beklenen getiri ya da ortakların değeri gibi) nasıl en yükseğe çıkaracağı incelenmektedir. Diğer bir ifadeyle, neoklasik iktisadın bulgularını veri alan finans kuramı yine neoklasik iktisadın varsaydığı faydacı insan için en ideal çözümleri ortaya koyma çabasıdır.⁶

Bu çaba, kendisini getiri ve risk kavramlarının modellenmesinde bariz biçimde göstermektedir. Finans, değer ve fiyat kavramlarından yola çıkarak getiri ve riski ölçmeye çalışmaktadır. Yukarıda bahsedildiği gibi, servet düzeyindeki artış

⁶ Ekonomi ve finansın bu yaklaşımları için bkz.: M. H. Miller, “The History of Finance: An Eyewitness Account”, **Journal of Portfolio Management**, Cilt 25, No. 4, 1999, s. 95-101

olarak tanımlanan getiriye, fiyatların veri olarak alınması durumunda ölçmek artık son derece basit görünmektedir. Ancak bu durum, karar alıcının tüm olayların sonuçlarını kesin olarak bildiği, idealize edilmiş, mükemmel bir ortamda geçerlidir. Oysaki, gerçek hayatta karar alıcı bireyler arzu edilmeyen olay ya da etkilere maruz kalma olasılığı ile yüzyüzedirler. Dolayısıyla, hazzını azamileştirme arzusunda olan bireyin karar alma sürecinde, bu arzu edilmeyen durumları da dikkate alması akılcılığının tartışılmaz gereğidir. Bu noktayı işaret eden ifadeye yine Bentham'ın çalışmalarında rastlamak mümkündür:

*“Haz ve acı, değeri açısından bakıldığında, birtakım insanlar için aşağı yukarı yedi koşula bağlı olacaktır: Yoğunluğu, süresi, kesinliği ya da belirsizliği, yakınlığı ya da uzaklığı, bereketliliği, saflığı, ölçüsü.”*⁷

İktisat, değer konusunu incelerken onun belirsizliği durumuna pek fazla değinmez. Kişinin karar sürecinde merkezî rol oynayan bu belirsizlik kavramının incelenmesi için, matematikçi Daniel Bernoulli tarafından 1738 yılında yapılan çalışmaya dönmek gerekir. Aslında, azalan marjinal fayda kavramının ilk ifadesi, neoklasik iktisatçılardan çok daha önce, Bernoulli'nin çalışmasında yer almaktadır. 1950'li yıllarda İngilizce'ye çevrilen çalışmasında Bernoulli daha sonra modern finansal ekonominin çekirdeğini oluşturacak bir dizi görüşe yer vermektedir.* Bernoulli beklenen değer hesaplanmasını, kurguladığı basit bir yazı-tura oyunu üzerinden incelerken, oyuncuların aslında teorik olarak oyuna koydukları para arttıkça beklenen değerlerinin de artarak sonsuza ıraksayacağını, ancak oyuncuların belli bir servete ulaştıktan sonra artık daha fazla oyuna para koymak istemediklerini görmüştür. Bunun nedenini sorgularken, oyuncuların servetleri arttıkça eklenen her ilave parayı aynı biçimde algılamadıklarını fark eden Bernoulli'nin vardığı sonuçlardan biri, *bir şeyin değerinin incelenmesinde sadece fiyatını temel almaktan*

⁷ J. Bentham, **An Introduction to the Principles of Morals and Legistations**, 1780, Aktaran eser: Hunt, a.g.e., s. 176.

* Bu çalışmanın orijinali 1738 yılında Latince basılmış, daha sonra 1896 yılında Almancaya çevrilmiştir. İlk başlarda özellikle matematik ve mantık alanlarında sıkça referans gösterilen bu çalışmanın bulguları, günümüzde pek çok finans kitabında “St. Petersburg Paradoksu” olarak tanıtılmaktadır.

çok, sağladığı faydayı temel almak gerektiği olmuştur. Bernoulli, servetteki artışın faydadaki artışın bir sonucu olduğunu ve faydadaki bu artışın tüketilen mal miktarıyla ters orantılı olduğunu göstermiştir. Bu durum, onun, kişilerin servetlerinde beklenen değişim ile kazanç fırsatlarının içerdiği risk arasında tercih yaptıklarını ispat etmesini sağlamıştır. Diğer bir deyişle, Bernoulli kişilerin servetlerini en yükseğe çıkarmayı ve aynı zamanda risklerini de en aza indirmeyi arzuladıklarını söylemektedir.

Bu çalışma, 18. ve 19. yüzyıllar boyunca iktisatçılardan ziyade matematikçilerin dikkatini çekmiştir. Bu süreçte, yukarıda da bahsettiğimiz gibi, iktisatçılar tamamen bu çalışmadan bağımsız biçimde fayda teorisini geliştirmiş ve azalan marjinal fayda ilkesini oluşturmuşlardır. Bernoulli çalışmasında beklenen faydanın riski dikkate alarak en yükseğe çıkarılması konusunu da incelemiş ve bazı yaklaşımlar geliştirmiştir.

Riskin ölçülmesine ilişkin matematiksel yaklaşımları incelemeye devam etmeden önce, bu noktada, kavramsal olarak ne olduğunun incelenmesinde fayda vardır. Risk, günümüzde genellikle, istenmeyen olayların ortaya çıkması durumunu ifade etmek için kullanılmaktadır. Aslında, kelimenin Latince kökenleri incelendiğinde* riskin şans ya da tesadüf anlamına geldiği ve bunun da hem iyi hem de kötü anlamda kullanıldığı görülmektedir. Burada esas olan nokta, riskin beklenen bir durumdan farklı sonuçların ortaya çıkması ihtimalini, diğer bir deyişle kesin olmayan durumları ifade etmek için kullanıldığıdır.

Ancak, aynı biçimde belirsizlik kavramı da kesin olmayan durumları ifade etmek için kullanılmaktadır. Gündelik hayatta birbirinin yerine sıkça kullanılan bu iki kavram arasında aslında göz ardı edilemeyecek, önemli bir fark bulunmaktadır. Risk kavramı ile nitelenebilecek durumlarda kişi, gelecekteki olayların alternatif sonuçlarının oluşmasına ilişkin olasılıkların dağılımını objektif olarak belirleyebilmektedir. Belirsizlik durumu ise subjektif olasılık dağılımını içermektedir. Bu durumda, kişi gelecekteki olayların ortaya çıkma olasılıklarının dağılımına ilişkin hiçbir bilgiye sahip değildir. Karar alma problemlerinde belirsizlik durumu matematiksel ve istatistiksel yöntemlerin kullanımı ile riskli duruma, diğer

* Risk Latince *risicum* kelimesinden gelmektedir.

bir deyişle olasılıkların objektif olarak ortaya konulabildiği problemlere dönüştürülebilmektedir.

Azalan marjinal fayda ilkesi gereği tüm akılcı bireyler riskten kaçan bir yapıya sahiptir. Ancak, bireylerin riskten kaçınma dereceleri birbirinden farklıdır. Zira, bireylerin fayda fonksiyonları birbirinden farklıdır. Bazı bireyler için servetteki ek bir birim artıştan sağlanan fayda bir önceki birimin sağladığı ile aynıdır. Bu bireyler için karar alma sürecinde beklenen sonuçların olasılık dağılımı, diğer bir ifadeyle risk önemli değildir. Bu bireyler riske karşı nötr davranmaktadırlar. Bazı bireyler için ise servetindeki bir birim artıştan sağlayacağı fayda, servetinin bir birim azalmasının yaratacağı fayda kaybından daha yüksektir. Dolayısıyla, bu bireyler risk alarak servetlerini artırmayı tercih eden, risk sever yapıdaki bireylerdir. Bunların dışında yer alan kişiler için ise servetteki her bir birim artışın sağlayacağı ek fayda, servetteki aynı miktarda azalmanın getireceği fayda kaybından daha azdır. Bu kişiler riske karşı daha duyarlı, riskten kaçınan bireylerdir. Finans teorisinde varsayılan birey tipi de bu sonuncusudur.

Fayda teorisinde bir gelişme olarak da görülebilecek riskli durumların incelenmesi, iktisattan ziyade finansta konu edilmiş ve finansın gelişiminde ana rolü oynamıştır. Her ne kadar bazı iktisatçılar çalışmalarında riski dikkate almaya yönelik yaklaşımlarda bulunmuşlarsa* da tutarlı bir teorik açılamdan bahsetmek pek mümkün değildir. Bu konudaki esas gelişmenin önünü açan anahtar roldeki çalışmalarında von Neuman ve Mongensterin oyun teorisini oluşturmuşlardır. Bu çalışmada Bernoulli'nin izinden giden von Neuman ve Mongensterin risk altında karar alma durumunu sayısal olarak incelemiş ve beklenen faydanın ölçümünü yapmışlardır. Bu çalışma aynı zamanda modern portföy teorisinin temeli sayılan Ortalama-Varyans Modeli'nin ortaya çıkmasında da son derece büyük bir öneme sahiptir.

* Hicks ve Keynes çalışmalarında faiz hadlerini incelerken riski de bir prim olarak içermektedirler.

II. BÖLÜM

FİNANSTA RİSKİN MODELLENMESİ

Finansın iki temel başlığı olan varlık değerlendirme ve işletmenin yatırım kararları konularında risk olgusu daima merkezi rol oynamıştır. Zira, riskin olmadığı bir ortamda tüm finansal varlıklar (vergi farklılaşmaları konu dışı edilirse) tam ikame edilebilirler ve böyle bir durumda, tek bir finansal piyasa tüm ekonomi için yeterli olacaktır. Aynı biçimde, belirlilik koşulları altında firmaların yatırım kararları ise sadece gelecekteki kesin nakit akımlarının bilinen risksiz faiz oranı ile iskontolanmasını içeren basit bir net bugünkü değer hesabından ibarettir.⁸

2.1.Ortalama-Varyans Modeli Öncesi Yaklaşımlar

1950’li yıllara dek, finansal varlıkların değerlemesine ve portföy yönetimine ilişkin çalışmalarda risk kavramının net bir ifadesine rastlamak pek mümkün değildir. Risk, basitçe portföydeki varlık çeşidinin artırılmasıyla azaltılabilen bir kavram olarak ele alınmıştır. Bu noktada, yatırımcıların servetlerini en yükseğe çıkarmalarının yolu, tekil olarak yüksek beklenen getiri içeren finansal varlıkları tercih etmeleridir. Bu tür finansal varlıklardan oluşturulacak portföy ne kadar çok çeşit içeriyorsa kişinin üstleneceği risk de o denli düşük olacaktır. Başka bir deyişle, finansal varlık çeşitlendirmesinin iyiliğinin ölçütü sayısıdır; sayı arttıkça risk kendiliğinden ortadan kalkmaktadır. İktisadî bakış açısıyla değerlendirildiğinde, bu yaklaşımın kişilerin servetlerini en yükseğe çıkarmak ve aynı zamanda risklerini en aza indirmek arzusunu temel aldığı ortadadır. Ancak, bu iki kriteri bir araya getiren bir yöntem matematiksel olarak modellenemediği için, servetin en yükseğe çıkarılmasını sağlayan varlık kombinasyonunun riski de en aza indirdiği varsayılmaktadır. Bu yaklaşımın, kişilerin faydanın en yükseğe çıkarılması ilkesini sadece beklenen getiri sorunu olarak algıladığını söylemek mümkündür. Oysaki, beklenen fayda, risk ve riske karşı bireysel tutumlardan bağımsız incelenemez. Diğer bir deyişle, beklenen getiri ve riski birlikte içeren bir model kurulmalıdır.

⁸ S. Fischer ve R. C. Merton, “Macroeconomics and Finance: The Role of the Stock Market”, NBER Working Paper Series, WP No:1291,1984, s.3, (çevrimiçi)<http://papers.nber.org/papers/w1291.v5.pdf>, 03 02 2006.

2.2. Ortalama-Varyans Modeli

Bu iki kriterin nasıl bir araya geleceğine dair en önemli açıklama H. Markowitz'in 1952 tarihli çalışmasında⁹ yer almaktadır. Markowitz, en yüksek beklenen getiri ve en düşük risk koşullarını bir arada yerine getirebilecek bir finansal varlık kombinasyonundan bahsedilemeyeceğini söyler. Ona göre, daha önceki yaklaşımın dikkate almadığı unsur varlıkların getirilerinin birbirleriyle ilişkisi olup, sadece getirileri dikkate alınan çok sayıda varlığın portföyde içerilmesi yoluyla riskin tümü yok edilemez. Ancak, kişinin göze aldığı bir risk düzeyi veri iken beklenen getirinin artırılmasından ya da veri bir beklenen getiri düzeyi için riskin azaltılmasından bahsedilebilir. Markowitz, beklenen getiri kuralını portföy seçimi için uygun olmadığını belirterek reddeder ve yeni bir kural önerir: Beklenen getiri - varyans kuralı.¹⁰

2.2.1. Modelin Varsayımları

Markowitz'in Ortalama-Varyans Modeli'nin (Mean-Variance Model) temelinde yer alan varsayım yatırımcıların akılcı bireyler olduklarıdır. Bireyler riskten kaçınmakta ve beklenen faydalarını en yükseğe çıkarmaya çalışmaktadır. Bunun anlamı, yatırımcıların, belli bir risk düzeyinde en yüksek beklenen getiri düzeyine sahip varlığa ya da belli bir beklenen getiri düzeyinde en düşük riske sahip varlığa yatırım yapacaklarıdır. Bu noktada, modelin, varlıkları yalnızca beklenen getirileri ve beklenen riskleri ile karakterize ettiğini ve dolayısıyla yatırımcıların fayda fonksiyonunun da sadece bu ikisine bağlı olarak tanımlandığını belirtmekte yarar vardır.

Bu temel varsayımın yanı sıra, model, beklenen getirilerin normal dağıldıklarını, diğer bir deyişle fayda fonksiyonunun kuadratik olduğunu¹¹ ve yatırımcıların aynı tek dönemlik yatırım ufkuna sahip olduklarını¹² varsaymaktadır.

⁹ H. Markowitz, "Portfolio Selection", **Journal of Finance**, Cilt 7, No. 1, Mart 1952, s. 77-91.

¹⁰ A.e., s. 79.

¹¹ E. J. Elton, M. J. Gruber, S. J. Brown ve W. N. Goetzmann, **Modern Portfolio Theory and Investment Analysis**, John Wiley & Sons Inc., 6. Baskı, ABD, 2003, s. 232.

¹² E. J. Elton, M. J. Gruber, "Modern Portfolio Theory, 1950 to date", **Journal of Banking & Finance**, No. 21, No. 11-12, 1997, s. 1745.

Ayrıca, modelin mükemmel bir finansal varlık piyasasının geçerli olduğu varsayımıyla tasarlandığı görülmektedir.

2.2.2. Modelin Getiri ve Risk Ölçütleri

Bahsedilen varsayımlara dayalı olarak, Markowitz beklenen getiri ve riski o güne dek yapılan çalışmalardan farklı ve üstün biçimde ifade eder. Buna göre, bir finansal varlığın beklenen getirisi gerçekleşmesi muhtemel getirilerinin olasılıklarla ağırlıklandırılmış ortalamasıdır ve aşağıdaki gibi ifade edilmektedir.

$$E(r_i) = \sum_{j=1}^n p_j \cdot r_{ij} \quad (1)$$

İfade (1)'de,

$E(r_i)$: i varlığının beklenen getirisini,

p_j : j durumunun gerçekleşme olasılığını,

r_{ij} : j durumunun gerçekleşmesi halinde i varlığının getirisini,

n : Gerçekleşebilecek durum sayısını

göstermektedir. Risk ise gerçekleşmesi olası getirilerin beklenen getiriden farklılaşması ya da sapması olarak ifade edilir. Bu sapmanın matematiksel ölçütü olarak Markowitz standart sapmayı kullanmaktadır.*

$$\sigma_i = \sqrt{\sum_{j=1}^n p_j \cdot [r_{ij} - E(r_i)]^2} \quad (2)$$

σ_i : i varlığının standart sapması

Böylelikle, o güne dek sadece belli belirsiz tanımlanan getiri ve risk kavramları ilk defa net biçimde ifade edilmektedir. Markowitz, beklenen getiri ve risk ifadelerini portföy seçimi problemi için elverişli hale getirmek üzere geliştirmiştir. Buna göre, bir portföyün beklenen getirisi, içerisinde yeralan finansal varlıkların beklenen getirilerinin ağırlıklı ortalamasıdır.

* Standart sapma matematiksel olarak varyansın kareköküne eşittir. Dolayısıyla varyans da benzer biçimde riskin ölçütüdür. Ancak varyans kare ile ifade edildiğinden bu yolla elde edilen sonucun birimi ile beklenen getirinin birimi birbirinden farklılaşmaktadır. Bu nedenle uygulamada anlaşılabilirliği artırması için yaygın olarak standart sapma kullanılmaktadır.

$$E(r_p) = \sum_{i=1}^n w_i \cdot E(r_i) \quad (3)$$

$E(r_p)$: Portföyün beklenen getiri oranı

w_i : i varlığının portföydeki ağırlığı

Portföyün riski ise portföyde yeralan finansal varlıkların standart sapmalarının ağırlıklı ortalaması ile ölçülemez. Zira, her finansal varlık gerçekleşebilecek bir durumdan diğerine göre farklı biçimde etkilenebilmektedir. Demek ki, iki finansal varlığın olası getirileri, aynı beklenen durumda birbirleriyle aynı yönlü ya da farklı yönlü hareket edebilirler. Bu iki finansal varlığın, aynı beklenen durum için birbirlerine göre hareketinin ilişkisi kovaryans olarak adlandırılır ve aşağıdaki biçimde ifade edilmektedir.

$$\sigma_{ik} = \sum_{j=1}^n p_j \cdot [(r_{ij} - E(r_i))(r_{kj} - E(r_k))] \quad (4)$$

İfade (4)'te,

σ_{ik} : i ve k varlıklarının getirileri arasındaki kovaryansı,

$E(r_i)$: i varlığının beklenen getirisini,

$E(r_k)$: k varlığının beklenen getirisini,

p_j : j durumunun gerçekleşme olasılığını,

r_{ij} : j durumunun gerçekleşmesi halinde i varlığının getirisini,

r_{kj} : j durumunun gerçekleşmesi halinde k varlığının getirisini,

n : Gerçekleşebilecek durum sayısını

göstermektedir. İfade incelendiğinde, kovaryansın varyansa oldukça benzemekle birlikte iki farklı sapmanın çarpımı olduğu görülmektedir. Kovaryans matematiksel olarak pozitif veya negatif değer alabilir. İki finansal varlığın aynı olası duruma ilişkin tepkileri aynı yönde ise sonuç pozitif bir değer olurken, farklı yönde tepkileri sonucun negatif olmasına yol açar. İki finansal varlığın farklı yönlü tepkileri arasında anlamlı bir ilişki olmaması durumunda sonuç sıfıra yaklaşır.

Matematiksel olarak kovaryans hesaplamasından elde edilen değeri, ilişkinin yönünü belirlemek dışında, hareketin gücünü ölçmek için yorumlamak oldukça

zordur. Bu nedenle, kovaryanstan türetilen ve ilişkinin hem yönünü hem de gücünü belirlediği için daha elverişli bir ölçüt olan korelasyon katsayısı kullanılabilir:

$$\sigma_{ik} = \rho_{ik} \cdot \sigma_i \cdot \sigma_k \quad (5)$$

Yukarıdaki ifadede, ρ_{ik} , i ve k varlıkları arasındaki korelasyon katsayısını göstermektedir. Korelasyon katsayısı +1 ile -1 arasında değer alır; işaretin yönü, standart sapmanın mutlaka pozitif değer alacağı bilindiğine göre, tamamen kovaryansın işaretiyle aynı olacaktır. Korelasyon katsayısının mutlak değeri bire yaklaştıkça ilişkinin gücü artmakta, sıfıra yaklaştıkça ilişki zayıflamaktadır.

Kovaryans etkisi nedeniyle, portföyün riski portföyde yeralan finansal varlıkların tekil risklerinin ağırlıklı ortalamasından farklılaşmaktadır. Bu durumda, portföyün varyansı İfade (6)'daki gibi hesaplanmaktadır.

$$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^n w_i^2 \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^n \sum_{\substack{k=1 \\ k \neq i}}^n w_i \cdot w_k \cdot \sigma_{i,k} \quad (6)$$

Bu ifade $k=i$ koşulu kullanıldığında aşağıdaki gibi de gösterilebilir.

$$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^n w_i \cdot w_k \cdot \sigma_{i,k} \quad (7)$$

Bu durumda portföyün standart sapması İfade (8)'deki gibi olacaktır.

$$\sigma_p = \sqrt{\sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^n w_i \cdot w_k \cdot \sigma_{i,k}} \quad (8)$$

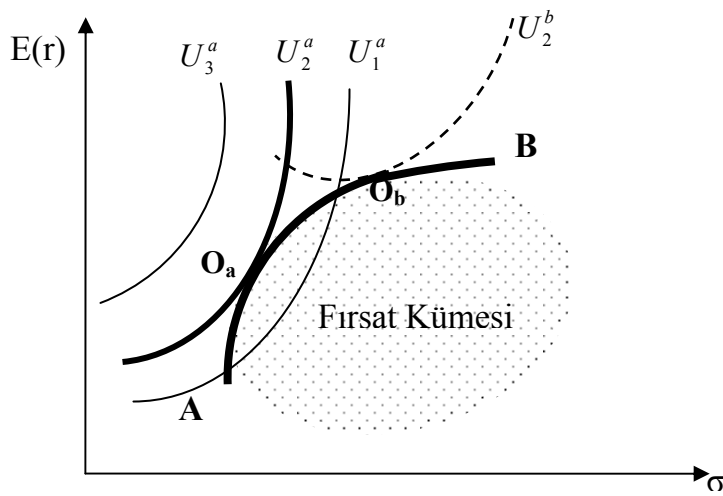
Bu ifadenin mesajı oldukça açıktır: Portföy oluşturulurken içinde yeralan finansal varlıkların tekil olarak risklerinin yanı sıra, varlıkların birbirlerine göre riski, diğer bir deyişle kovaryans da dikkate alınmalıdır. Portföyün riskini azaltmak, düşük kovaryans içeren finansal varlıkları portföye dahil etmekle mümkündür.

2.2.3. Optimal Portföyün Seçimi

Markowitz portföyün beklenen getiri ve riskini ifade ettikten sonra, bu bilgileri kullanarak yatırımcının portföy seçimini nasıl yapacağını incelemektedir. Finansal piyasalarda çok sayıda finansal varlık ve bunların farklı bileşimlerinden oluşturulabilecek sınırsız sayıda portföy bulunmaktadır. Piyasadaki finansal varlıklardan oluşturulabilecek tüm portföyler yatırımcı için fırsat kümesini

oluşturmaktadır. Ancak, yatırımcı bu alternatifler arasından veri beklenen getiri için en düşük riski ve veri risk için en yüksek beklenen getiriyi sağlayan portföyleri diğerlerine tercih edecektir. Bu koşulu sağlayan portföyler etkin portföylerdir; etkin portföylerin geometrik yeri etkin sınırı verir.

Yatırımcının beklenen faydası, beklenen getiri ve riske bağlı bir fonksiyondur. Bu fonksiyonda, aynı beklenen fayda düzeyini sağlayan farklı beklenen getiri-risk bileşimleri mevcuttur. Bu farklı bileşimler iki boyutlu beklenen getiri-risk grafiğine aktarıldığında kayıtsızlık eğrisi elde edilir. Her bir fayda düzeyi için aynı işlem yapıldığında yatırımcının kayıtsızlık eğrileri kümesine ulaşılmış olur. Ancak, bu noktada fayda fonksiyonunun eğiminin yatırımcının riskten kaçınma derecesine bağlı olduğuna dikkat etmek gerekir. Zira, bu eğim doğal olarak kayıtsızlık eğrilerine de yansımaktadır. Diğer bir deyişle, kayıtsızlık eğrileri bir yatırımcının bir birim daha fazla risk üstlenmek için ne düzeyde beklenen getiri artışı istediğini göstermektedir. Bu da kişiden kişiye farklılaştığı için her yatırımcının kayıtsızlık eğrileri birbirinden farklı eğimlere sahip olacaktır. Farklı kayıtsızlık eğrileri arasından daha düşük eğime sahip olan riske karşı daha az duyarlı bir yatırımcıyı, daha yüksek eğime sahip olan ise riske daha duyarlı bir yatırımcıyı ifade etmektedir. Kayıtsızlık eğrilerinin bu özelliği her bir yatırımcı için optimal portföyün hangisi olduğunun belirlenmesinde kritik rol oynar.



Şekil 1: Optimal Portföyün Seçimi

Şekil 1’den de takip edilebileceği gibi, kayıtsızlık eğrileri birbirlerine paralel olarak oluşmakta ve yukarıya doğru gidildikçe daha yüksek fayda seviyelerini ifade etmektedir. Örneğin, A yatırımcısı için oluşturulmuş kayıtsızlık eğrileri kümesi incelendiğinde, yatırımcının U_2^a kayıtsızlık eğrisi üzerinde sağladığı faydanın her durumda U_1^a kayıtsızlık eğrisi üzerinde sağladığı faydadan daha yüksek olduğu görülmektedir. Dolayısıyla, faydasını en yükseğe çıkarmak isteyen yatırımcı veri bir risk düzeyi için en yüksek beklenen getiriye ya da veri bir beklenen getiri düzeyi için en düşük riske en üstte yeralan eğrideki portföyü seçerek ulaşacaktır. Bu noktada tek sınır, hareket edilen kayıtsızlık eğrisi üzerinde yatırım olanağı sağlayan portföylerin varlığıdır. Etkin sınır (AB eğrisi) ile daha önce bu portföyler belirlendiğine göre, yatırımcının tek yapması gereken kayıtsızlık eğrisinin bu etkin sınıra teğet olduğu noktadaki portföyü seçmektir. Bu durumda A yatırımcısı için O_a seçilmesi gereken optimal portföydür. Bu tercih kriteri, A yatırımcısından farklı risk alma tutumu nedeniyle farklı kayıtsızlık eğrilerine sahip B yatırımcısı için de geçerlidir. B yatırımcısı da kendi kayıtsızlık eğrilerinin etkin sınıra teğet olduğu noktadaki O_b portföyüne yatırım yaparak en yüksek fayda düzeyine ulaşmaktadır.

2.2.4. Modelin Önemi, Eleştirileri ve Modele Katkılar

Ortalama-Varyans Modeli, beklenen getiri ve riskin ilk defa subjektif yargılardan bağımsız, tamamen objektif kriterlere dayalı olarak matematiksel ve istatistiksel yöntemler yoluyla ölçüldüğü bir portföy kuramıdır. Bu sayede yatırımcılar portföy yönetiminde hiç farkında olmadıkları ve en az beklenen getiri ya da tekil varlık riski kadar önemli olan kovaryans etkisini algılamışlardır. Ortalama-Varyans Modeli daha sonra geliştirilecek birçok risk modelinin temel taşıdır.

Ancak, Markowitz’in çalışmasındaki tasarım her ne kadar portföy yönetimi için kuramsal bir dönüm noktası olsa da gerçek hayata uygulanabilirliği açısından büyük zorluklar içermektedir. Bu nedenle, konuya ilişkin takip eden çalışmalar bu zorlukları daha basite indirgemeyi ve gerçek hayata yaklaştırmayı hedeflemişlerdir. Söz konusu çalışmaların iki grupta incelenmesi mümkündür:

1) Modelin varsayımlarının gerçek hayata yaklaştırılması durumunda portföy seçim problemine yanıt arayanlar,

2) Modelin uygulanmasında yaşanılacak tahmin ve teknik problemlerine ilişkin olanlar.

İlk grupta yer alan çalışmalar, modelin temel varsayımlarının gerçek hayata uygunluğunu irdelemektedirler. Bunların bir kısmı getiri dağılımının normallik varsayımını ele alarak, dağılıma ilişkin daha gerçekçi tanımlamalar yapmaya ve bundan yola çıkarak alternatif portföy teorileri geliştirmeye yöneliktir; bir kısmı ise yatırımcıların birden çok dönem için modeli nasıl uygulayabileceklerine ilişkindir. Ancak, bu grupta yer alan çalışmalar arasında en çok ilgi çeken ve daha sonrasında portföy teorisinin gelişiminde en az Ortalama-Varyans Modeli kadar önem arzedeni James Tobin'e aittir.¹³ Söz konusu çalışma hem modelin yatırımcıların sadece riskli varlıklara yatırım yaptığı varsayımının eleştirisini içermekte hem de risksiz varlıkların eklenmesi durumunda yatırımcı tercihinin nasıl oluşacağı sorusuna yanıt vermektedir. Akademik yazında Ayırım Teoremi (Separation Theorem) olarak bilinen çalışma, önemi nedeniyle aşağıda ayrıntılı olarak anlatılacaktır.

İkinci grupta yer alan çalışmalar, modelin uygulanmasında yaşanılacak tahmin ve teknik problemlerine ilişkindir. Markowitz'in önerdiği modelin kuramsal anlamı ve önemi son derece büyük olmakla birlikte uygulama açısından da o denli büyük zorluklar içermektedir. Her ne kadar günümüzdeki bilgisayar teknolojisi göz önüne alındığında bu problemin aşılmış olduğu düşünülebilecek olsa da o günün koşullarında modeli pratikte uygulamak için katlanılacak zamansal maliyet göz ardı edilemeyecek boyutlardadır. Bu nedenle, modeldeki veri tipini sadeleştirmeye ve işlem miktarını azaltmaya ihtiyaç duyulmaktadır. Problemin aşılmasına yönelik çalışmalar içerisinde William F. Sharpe tarafından yapılan ve akademik yazına Tek Endeks (Faktör) Modeli (Single Index Model) olarak yerleşen çalışma¹⁴ özel bir öneme sahiptir. Bu model, portföy seçim problemini daha basite indirgemenin başarılı bir yöntemini içerdiği için dikkate değerdir. Ancak çalışmanın en az bu nokta kadar önemli olan bir diğer yanı da modeldeki temel fikrin daha sonrasında varlık fiyatlama teorisinin oluşturulmasında oynadığı etkin roldür. Bu çalışma ilgili ayırimda ayrıntılı olarak tartışılacaktır.

¹³ J. Tobin, "Liquidity Preference as Behaviour Towards Risk", **Review of Economic Studies**, Cilt 25, No. 67, 1958, s. 65-86.

¹⁴ W. F. Sharpe, "A Simplified Model for Portfolio Analysis", **Management Science**, Cilt 9, No. 2, Ocak 1963, s. 277-293.

2.3. Ayırım Teoremi

Markowitz, yatırımcıların portföylerine dahil edecekleri menkul kıymetleri tamamen riskli varlıklarla dolu bir evrenden seçtiğini varsaymakta ve bu koşullar altında riski kontrol edebilmek için çeşitlendirmeyi önermektedir. Oysaki gerçek hayatta yatırım seçenekleri çok daha geniş bir uzay oluşturmaktadır. Yatırımcılar çoğu kez portföylerini oluştururken riskli varlıkların yanı sıra çok düşük risk içeren varlıklara veya nakde de yer vererek risklerini kontrol etmeye çalışmaktadırlar. Diğer bir deyişle, yatırımcı için hem riskli hem de risksiz varlıklar arasından seçim yapabilme olanağı mevcuttur.

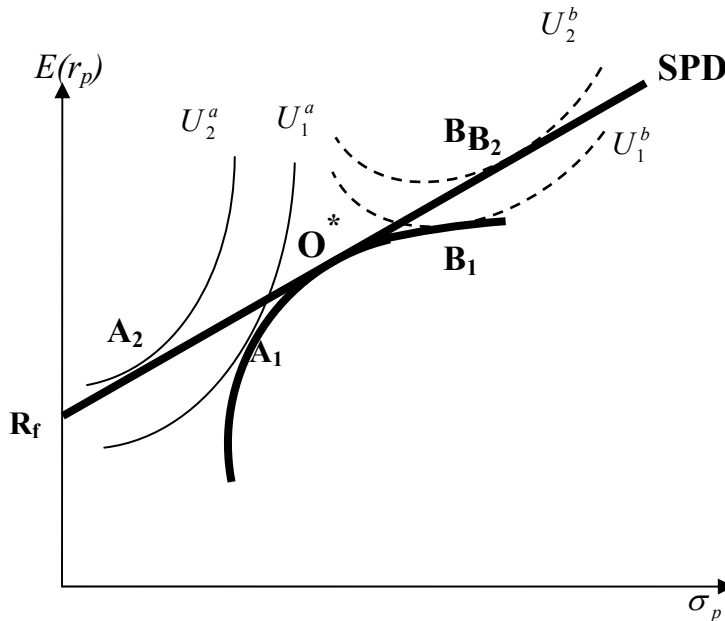
Portföy seçimi probleminde risksiz varlıkların etkisini konu edinerek Markowitz'in teorisini geliştiren ve aynı zamanda basitleştiren çalışma 1958 yılında James Tobin tarafından yapılmıştır. Aslında Tobin'in çalışması, o dönemde iktisadî çalışmaları ile son derece etkili olduğu kadar tartışmalara da yol açan Keynes'in görüşlerine ilişkindir. Tobin, Keynes'in Likidite Tercihi Teorisi'ndeki özellikle iki noktanın gerçekçi olmadığı görüşüyle çalışmasını yapmıştır. Bunlardan ilki, Keynes'in yatırımcıların gelecekteki faiz oranlarına yönelik beklentilerinin çok yavaş değişeceği varsayımıdır. İkincisi ise yatırımcıların nakit ile riskli bir varlık arasında tek bir tercihte bulunarak ya riskli varlığı ya da nakdi seçeceğine olan inancıdır.

Tobin her iki görüşü de reddetmektedir. Faiz oranlarının ancak genel görünüşü üzerinde bazı düşüncelere sahip olan yatırımcının, bu düşüncelerinin kesin olduğuna dair bir inancı olamaz. Bu nedenle belirsizlik söz konusudur ve bu ortamda hiçbir rasyonel yatırımcının kumar oynaması beklenmez. Diğer bir deyişle, yatırımcılar servetlerini bahis oynamış gibi ya biri ya diğeri biçiminde yatırmayı değil, riskli ve risksiz varlıklar arasında paylaştırmayı tercih ederler. Bu tür bir çeşitlendirme yapmak, yatırımcının önceden bilinmesi mümkün olmayan sonuçlardan olumsuz yönde etkilenmemesi için başvuracağı en iyi çözümdür. Yatırımcının portföyünde hangi oranlarda riskli ve risksiz varlığa yer vereceği ise tamamen kişisel tercihlerine bağlı olacaktır. Başka bir deyişle, yatırımcının portföy seçimi iki aşamalı bir karar sürecidir.

I. Aşama: Yatırımcının ilk karar noktası riske karşı tutumuna ilişkindir. Yatırımcı en çok ne kadar risk üstleneceğine, diğer bir deyişle elinde ne kadar risksiz varlık ve ne kadar riskli varlık tutacağına karar vermelidir. Bu, tamamen kişisel tercih ve beklentilere bağlı olduğu için kişiden kişiye değişecektir.

II. Aşama: Yatırımcı, portföyünün riskli kısmını oluşturacak finansal varlıkları seçecektir. Bu seçim, yatırım için mevcut olan tüm varlıklar arasından yapılacaktır. Ortalama-Varyans Modeli, zaten bu konuyu açıklığa kavuşturarak etkin portföylerden oluşan etkin sınırı çizmektedir. Bu durumda, yatırımcının yapması gereken tek şey etkin sınırdaki yer alan ve tüm diğer etkin portföylerden daha üstün olan tek portföyü belirlemektir. Bu portföy tüm yatırımcılar için aynı olacak ve asla kişiden kişiye değişmeyecektir. Diğer bir ifadeyle, bu aşama tüm yatırımcılar için aynı sonucu verecektir.

Görüldüğü üzere, yatırımcının iki kararı birbirlerinden tamamen bağımsızdır. Bu nedenle, model akademik yazında Ayırım Teoremi olarak bilinmektedir. Tobin'in çalışması yatırımcının etkin sınırdaki seçim yapmasına yardımcı olmakta, diğer bir deyişle Ortalama-Varyans Modeli'ni bir anlamda basitleştirmektedir.



Şekil 2: Sermaye Piyasası Doğrusu

Şekil 2’de, risksiz getiri oranının (R_f) etkin sınıra teğet olduğu noktadaki O^* portföyü, etkin portföyler içerisinde en üstün olan portföyü temsil etmektedir. Görüldüğü üzere, riske karşı görece daha duyarlı olan A yatırımcısı Ortalama-Varyans Modeli’ne göre A_1 portföyüne yatırım yapmakta iken, risksiz varlığın eklenmesi durumunda O^* portföyü ile risksiz varlık kombinasyonundan oluşan A_2 portföyü ile daha yüksek bir fayda düzeyine ulaşmaktadır. R_f O^* doğru parçası üzerinde kalan tüm noktalarda yatırımcının portföyünde risksiz varlık yer almaktadır. Bu nedenle, bu portföylere borç verme portföyleri de denilmektedir. O^* noktası, tüm portföyün riskli varlıklardan oluşturulduğu noktadır. Bu noktanın sağına doğru ilerlenildiğinde artık yatırımcı risksiz faiz oranı üzerinden borç almakta ve bunu tümü riskli olan O^* portföyüne yatırmaktadır. Bu nedenle O^* noktasının sağında yer alan portföylere borçlanma portföyleri de denilmektedir.

Böylelikle, etkin portföyler için beklenen getiri ve risk arasındaki ilişkiyi doğrusal olarak ifade etmek mümkün hale gelmektedir. İşte bu doğruya Sermaye Piyasası Doğrusu (Capital Market Line-CML-SPD) denilmektedir. Bu doğrunun denklemi aşağıdaki gibidir.

$$E(r_p) = r_f + \frac{[E(r_{O^*}) - r_f]}{\sigma_{O^*}} \sigma_p \quad (9)$$

$E(r_p)$: Portföyün beklenen getirisi

r_f : Risksiz getiri oranı

$E(r_{O^*})$: Riskli ve en etkin portföyün beklenen getirisi

σ_p : Portföyün riski

σ_{O^*} : En etkin portföyün riski

Tobin’in yatırımcı için etkin sınırdaki risk beklenen getiri kombinasyonu tüm diğer portföylerden daha iyi olan bir portföyün var olduğuna ilişkin görüşleri, daha sonraki yıllarda finans teorisinin en önemli konularından biri olan Finansal Varlık Fiyatlama Modeli’nin (Capital Asset Pricing Model – CAPM – FVFM) de temelini oluşturacaktır. Ancak, 1950’li yıllar için bir değerlendirme yapıldığında her ne kadar bu ilke sayesinde Ortalama-Varyans Modeli’nde oldukça önemli bir ilerleme

kaydedilmişse de yatırımcıların modeli uygulayabilmesinin önüne geçen, tahmin ve hesaplamaların çokluğu sorunu hâlâ geçerlidir. Zira, Ayırım Teoremi, etkin sınır belirlendikten sonra yatırımcının seçim yapmasını kolaylaştırmasına rağmen bu sınırın tanımlanmasına ilişkin bir kolaylık içermemektedir.

2.4. Faktör Modelleri

Ortalama-Varyans Modeli, yatırımcıların portföy yönetiminde o güne dek kullandıkları gelişigüzel ve düzensiz yaklaşımın yerine belli bir sistemin ve mantığın hakim olmasının yolunu açmıştır. Ancak, bu modeli uygulamak isteyen yatırımcılar aynı zamanda oldukça zor bir süreçle karşı karşıyadırlar: Olası bütün varlık kombinasyonlarının analizini yapmak ve etkin portföyleri seçmek. Bu sürecin yerine getirilmesinde karşılaşılan zorlukları ikiye ayırmak mümkündür:¹⁵

- i) Tahmin problemleri
- ii) Teknik problemler

Yatırımcılar optimal portföyü oluşturabilmek için her bir menkul kıymetin beklenen getirisini, varyansını ve tüm ikili menkul kıymet kombinasyonlarının kovaryansını tahminlemek durumundadırlar. Bunların hangi yöntemle tahmin edileceği başlı başına bir sorundur. Bu noktada yatırımcı en basit yöntem olarak bu parametrelerin tarihsel değerlerini kullanabileceği gibi daha karmaşık parametre tahmin modellemelerine gidebilir. Parametre tahmini için kullanılacak yöntemin oluşturulması bir yana bırakılsa bile yatırımcı hâlâ son derece zor bir diğer problemi aşmamaktadır: Tahmin edilecek parametre sayısı. Zira yatırımcı n adet finansal varlıktan oluşturulacak bir portföyün riskinin bulunabilmesi için n adet beklenen getiri, n adet varyans ve $n^2 - n / 2$ adet kovaryans tahmini yapmak durumundadır. Bu durumda, yatırımcının yapması gereken toplam tahmin sayısı $(n^2 + 3n) / 2$ dir.¹⁶ Finansal varlık sayısı arttıkça tahmin edilmesi gereken parametre sayısının üstel olarak arttığına dikkat edilirse bunun çok sayıda finansal varlık içermekte olan bir finansal piyasada ne denli zor olduğu kolaylıkla görülecektir.

¹⁵ H. Levy ve M. Sarnat, **Portfolio and Investment Selection: Theory and Practice**, Prentice Hall Inc., ABD, 1984, s. 357.

¹⁶ A.e., s. 358.

Tahmin gerektiren tüm parametre değerlerinin bir an için bilinmekte olduğunu varsaysak bile hâlâ sorun çözülmüş değildir. Bu noktada yatırımcının karşısına bu parametrelere dayalı olarak oluşturulmuş bir denklem sistemi çıkmaktadır. Yatırımcının n bilinmeyenli n adet denklemi çözmesi gerekmektedir. Özellikle, 1950’li yıllardaki bilgisayarların işlem hızının günümüze oranla çok düşük ve aynı zamanda işlem maliyetinin de ne denli yüksek olduğu göz önüne alınırsa teknik problemlerin büyüklüğü anlaşılır olacaktır. Bu husus, o yıllarda, modelin gerçek hayatta kullanımının önündeki en büyük engeldir.*

1959 yılında yayımlanan kitabındaki ifadelerden Markowitz’in geliştirdiği yöntemin pratik kullanım zorluğunun bilincinde olduğunu ve yapılması gereken tahmin ve işlemleri makul bir düzeye indirecek bir yol aradığını görmek mümkündür:

“ Birçok menkul değer getirileri arasında bir ilişki vardır. Eğer Standart & Poor Endeksi önemli oranda yükselirse United States Steel hisselerinin de yükselmelerini bekleyebiliriz. Eğer Standart&Poor Endeksi önemli oranda yükselirse Sweet Company of America hisselerinin de aynı şekilde yükselmelerini beklemek yanılğı olmaz. Bu nedenle Sweets Company’nin durumu iyi olduğu zaman United States Steel’in durumunun da iyi olma olasılığı oldukça fazladır.”¹⁷

Bu fikir, yatırımcıların, inceledikleri menkul kıymetlerin piyasanın geneline oranla değişkenliklerinin derecesini belirlemek yoluyla tahminde bulunabileceklerini ve bu tahminlerin görece istikrarlı olduğunu ifade etmektedir. Markowitz bu fikri geliştirmek için önemli olacak denklemleri ortaya koymakla birlikte daha ileriye giderek tam bir açıklama getirmemektedir. Bu fikirlerden yola çıkarak, kendi

* 100 hisse senedinden oluşturulan bir örnek üzerinde Ortalama Varyans modelinin aynen uygulanması için o yılların en ileri bilgisayar teknolojisiyle 33 dakika zaman harcanmaktadır. Ayrıca yine 1960’lı yıllarda 1500 hisse senediyle yapılacak benzer bir çalışmanın maliyeti modelin basitleştirilmiş bir uygulaması için bile 150 ile 350 dolar arasında değişmektedir. Modelin aynen uygulamasının maliyeti ise bu rakamların en az elli katıdır. Daha ayrıntılı bilgi için bakınız: Peter L. Bernstein, **Sermaye Üzerine Büyük Düşünceler**, SPK Yayınları, Yayın No:56, Ankara, 1997, s. 76 ve s. 82.

¹⁷ Harry M. Markowitz, **Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investment**, John Wiley & Sons Inc., ABD, 1959.

ifadesiyle “diyagonal model”, akademik yazında yaygın kullanım biçimiyle Tek Endeks Modeli’ni geliştiren William F. Sharpe’dır.¹⁸

2.4.1. Tek Endeks (Faktör) Modeli

Tek Endeks Modeli’nin en önemli özelliği çeşitli menkul kıymetlerin getirileri arasındaki ilişkinin, ancak temel belirleyici faktörlerle ortak ilişkileri sayesinde mümkün olduğu varsayımdır.¹⁹ Bu temel belirleyici faktör ya da diğer deyişle endeks, bütün olarak menkul kıymetler piyasasının düzeyi, gayrisafi milli hasıla, bazı fiyat endeksleri ya da menkul kıymetlerin getirileri üzerinde en önemli etkiye sahip olduğu düşünülen herhangi başka bir faktör olabilir.²⁰ Bu durum aşağıdaki gibi ifade edilebilir.²¹

$$r_{it} = a_i + b_i F_t + e_{it} \quad (10)$$

İfade (10)’da,

a_i : i varlığının getirisinin F faktöründen bağımsız olan kısmını,

r_{it} : i varlığının t dönemindeki getirisini,

b_i : F faktöründeki veri bir değişim için i varlığının getirisindeki değişim

katsayısını,

F_t : t dönemi için faktörün değerini,

e_{it} : Rassal hata terimini

göstermektedir.

Bu doğrusal denklemin temel varsayımları ise şunlardır:

1) Hata terimlerinin dağılımının beklenen değeri sıfırdır.

$$E(e_i) = 0$$

2) Hata terimi ile faktör arasında hiçbir ilişki yoktur.

$$\text{cov}(e_i F_t) = 0$$

Söz konusu ifade, faktörün sonucunun hata teriminin sonucuna dayalı olmadığı anlamına gelmektedir.

¹⁸ Sharpe, a.g.e.

¹⁹ A.e., s. 281.

²⁰ A.e.

²¹ W. F. Sharpe, G. J. Alexander ve J. V. Baeley, **Investments**, Prentice Hall Inc., 6. Baskı, ABD, 1999, s. 259.

3) İki ayrı menkul kıymetin hata terimleri arasında hiçbir ilişki yoktur.

$$\text{cov}(e_i, e_j) = 0$$

Böylelikle, bir menkul kıymetin hata terimleri sonucunun diğer menkul kıymetin hata terimleri sonucuna dayanmadığı varsayılmaktadır.

Bu varsayımların ışığında, modele göre bir menkul kıymetin beklenen getirisi aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır.*

$$E(r_i) = E[a_i + b_i F + e_i]$$

$$E(r_i) = E(a_i) + E(b_i F) + E(e_i)$$

a_i ve b_i birer katsayı ve birinci varsayım gereği hata terimlerinin dağılımının beklenen değeri sıfır olduğuna göre formül aşağıdaki biçimde ifade edilebilir.

$$E(r_i) = a_i + b_i \cdot E(F) \quad (11)$$

Menkul kıymetin varyansı ise aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır.

$$\sigma_i^2 = E[r_i - E(r_i)]^2 = E[(a_i + b_i F + e_i) - (a_i + b_i E(F))]^2$$

Formülde parantezin içi düzenlendiğinde aşağıdaki gibi olacaktır.

$$\sigma_i^2 = E[b_i(F - E(F)) + e_i]^2 = b_i^2 E(F - E(F))^2 + 2b_i E[e_i(F - E(F))] + E(e_i)^2$$

İkinci varsayım gereği hata terimi ile faktör arasında hiçbir ilişki olmadığı göz önüne alındığında $E[e_i(F - E(F))] = 0$ olacağı için formül aşağıdaki biçimde yeniden yazılabilir.

$$\sigma_i^2 = b_i^2 E(F - E(F))^2 + E(e_i)^2$$

Bu durumda menkul kıymetin varyansı aşağıdaki gibi ifade edilmektedir.

$$\sigma_i^2 = b_i^2 \sigma_F^2 + \sigma_{ei}^2 \quad (12)$$

σ_F^2 : Faktörün varyansı

σ_{ei}^2 : Rassal hata teriminin varyansı

İki menkul kıymet arasındaki kovaryans ise aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$\sigma_{ij} = E[(r_i - E(r_i))(r_j - E(r_j))]$$

$$\sigma_{ij} = E\{[(a_i + b_i F + e_i) - (a_i + b_i E(F))] \cdot [(a_j + b_j F + e_j) - (a_j + b_j E(F))]\}$$

* Formül çıkarımında karışıklığı önlemek amacıyla t alt indisine yer verilmemiştir. Buradaki formül çıkarımları için bkz. Elton, Gruber, Brown ve Goetzmann, a.g.e., s. 134-135.

$$\sigma_{ij} = E\{[b_i(F - E(F)) + e_i][b_j(F - E(F)) + e_j]\}$$

$$\sigma_{ij} = b_i b_j E(F - E(F))^2 + b_i E[e_j(F - E(F))] + b_j E[e_i(F - E(F))] + E(e_i e_j)$$

İkinci ve üçüncü varsayım gereği formüldeki son üç terimin değeri sıfır olacağı için $\sigma_{ij} = b_i b_j E(F - E(F))^2$ haline gelir. Burada $E(F - E(F))^2 = \sigma_F^2$ biçiminde yazıldığında iki menkul kıymet arasındaki kovaryans aşağıdaki gibi ifade edilecektir.

$$\sigma_{ij} = b_i b_j \sigma_F^2 \quad (13)$$

Bu modele göre, n adet menkul kıymetten oluşturulacak bir portföy için yatırımcının 3n+2 adet tahminde bulunması gerekmektedir. Görüldüğü üzere Markowitz'in Ortalama-Varyans Modeli'ndeki tahmin sayısına göre bu rakam oldukça düşüktür. Sharpe'in basitleştirilmiş modeli, Ortalama-Varyans Modeli'nin gerçek dünyada uygulanabilmesinin önünü açmıştır.

Sharpe çalışmasında bir ilerleme daha yaparak diyagonal modeline borç alıp vermeyi de eklemiştir. Sharpe bu amaca yönelik olarak Tobin'in Ayırım Teoremi'ni kullanmaktadır. Sharpe, borç alma ya da verme seçeneği olan bir yatırımcı için etkin sınırdaki risk beklenen getiri kombinasyonu tüm diğer portföylerden daha iyi olan bir portföyün varlığından sözeder. Bu portföy, en iyi portföy olduğu için risk konusundaki tutumlarından bağımsız olarak tüm yatırımcılar tarafından mutlaka edinilmesi şart olan portföydür.²² Bir yatırımcı borç alırken ya da verirken kullanılan faiz oranlarını girdiğinde diyagonal model bu en etkin portföyü tanımlayabilecektir. Sharpe'in bu çalışmasındaki “*menkul kıymetlerin getirileri arasındaki ilişkinin ancak temel belirleyici faktörlerle ortak ilişkileri sayesinde mümkün olduğu*” ve “*yatırımcı için etkin sınırdaki risk - beklenen getiri kombinasyonu tüm diğer portföylerden daha iyi olan bir portföyün varlığı*” görüşleri bir yıl sonra oluşturacağı varlık fiyatlama modelinin temelini oluşturmuştur.

Tek Endeks Modeli'nde ilk akla gelen soru belirleyici temel faktörün ne olması gerektiğidir. Yine aynı biçimde ilk akla gelen yanıt ise bir piyasa endeksidir.

²² Sharpe, a.g.e., s. 287.

Bunu hem Sharpe’a ilham kaynağı olan Markowitz’in sözlerinde hem de Sharpe’in kendi çalışmasında görmek mümkündür.

2.4.1.1. Pazar Modeli

Tek Endeks Modeli’nde kullanılan temel belirleyici faktörün bir piyasa endeksi olarak seçilmesi durumunda model Pazar Modeli (Market Model) olarak isimlendirilmektedir. Diğer bir deyişle Pazar Modeli, Tek Endeks Modeli’ne bir örnektir. Tek Endeks Modeli’nde geçerli olan varsayımlar aynı kalmak kaydıyla Pazar Modeli aşağıdaki gibidir:

$$r_i = a_i + b_i r_M + e_i \quad (14)$$

İfade (14)’te,

a_i : i varlığının getirisinin piyasa endeksinin getirisinden bağımsız olan kısmını,

r_i : i varlığının getirisini,

b_i : Piyasa endeksinin getirisindeki veri bir değişim için i varlığının getirisindeki değişim katsayısını,

r_M : Piyasa endeksinin getirisini,

e_i : Rassal hata terimini

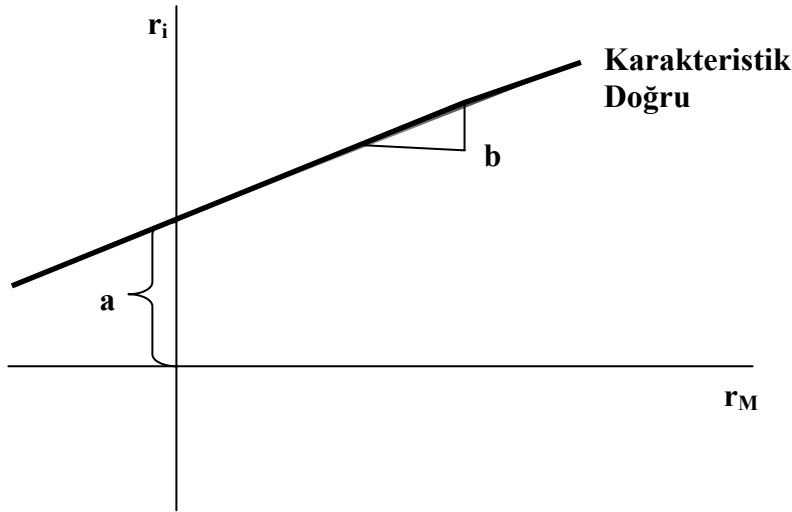
göstermektedir. Pazar Modeli bu temel forma sahip olmakla birlikte uygulamada risksiz getiri oranının (r_f) dikkate alındığı aşağıdaki ifade de kullanılabilir.

$$r_i - r_f = a_i + b_i \cdot (r_M - r_f) + e_i \quad (15)$$

Böylelikle, modelde belirleyici faktör olarak piyasa endeksinin toplam getirisi yerine piyasa endeksinin risksiz getiriden fazla olan kısmı (risk primi) seçilmektedir. Bu durumda, doğal olarak, finansal varlığın getirisi de risksiz getiriden fazla olan kısımdır. Ancak bu çalışmada Pazar Modeli için yapılan açıklamalar temel formu esas almaktadır. İki formun özellikle b_i katsayısı üzerinde nasıl bir etkiye bulunacağı ise ayrıca tartışılacaktır.

Pazar Modeli incelendiğinde bir menkul kıymetin getirisi ile piyasa endeksi getirisi arasındaki ilişkinin doğrusal bir regresyon denklemiyle ifade edildiği

görülmektedir. Bu denklemin grafiksel gösterimine karakteristik doğru (characteristic line) adı verilmektedir.



Şekil 3: Karakteristik Doğru

Pazar Modeli aynı zamanda getiriyi basitçe ikiye ayırmaktadır : (1) Piyasa endeksine bağlı olan ve (2) Piyasa endeksinden bağımsız getiri.

$$\text{Piyasa endeksine bağlı olan getiri} = b_i r_M \quad (16)$$

$$\text{Piyasa endeksinden bağımsız getiri} = a_i + e_i \quad (17)$$

Eşitlikte yeralan sabit terim (a_i), piyasa endeksinin getirisinin sıfır olması durumunda menkul kıymetin getirisini göstermektedir. Ancak dikkat edilmesi gereken nokta, denklemde yer alan rassal hata terimi (e_i) nedeniyle gerçekleşen getiri oranının bu değer üzerinde ya da altında olabileceğidir. Diğer bir deyişle, model menkul kıymet getirisini mükemmel biçimde açıklayamaz.²³

Pazar Modeli'nin ilgili parametreleri ise aşağıdaki gibidir:*

$$\text{Beklenen getiri} : E(r_i) = a_i + b_i \cdot E(r_M) \quad (18)$$

$$\text{Varyans} : \sigma_i^2 = b_i^2 \sigma_M^2 + \sigma_{ei}^2 \quad (19)$$

²³ Sharpe, Alexander ve Baeley, a.g.e., s. 181.

* Formül çıkarımları Tek Endeks Modeli ile aynıdır. Sadece formül çıkarımı esnasında ilgili tüm noktalarda F yerine M kullanılmaktadır.

$$\text{Kovaryans : } \sigma_{ij} = b_i b_j \sigma_M^2 \quad (20)$$

2.4.1.2. Tek Endeks (Faktör) Modeli'nde Risk Bileşenlerinin İncelenmesi

Tek Endeks Modeli incelendiğinde i varlığının getirisinin esas olarak iki kısımdan oluştuğu görülmektedir: (1) i varlığının getiri oranının F faktörü ile açıklanabilen kısmı ve (2) i varlığının getiri oranının F faktörü ile açıklanamayan kısmı. Bu yaklaşıma göre İfade (10)'da yer alan Tek Endeks Modeli'nin denklemi aşağıdaki gibi de gösterilebilir.

$$r_{it} = b_i F_t + a_i + e_{it}$$

$b_i F_t$: i varlığının getirisinin F faktörü ile açıklanan kısmı (21)

$a_i + e_{it}$: i varlığının getirisinin F faktörü ile açıklanamayan kısmı (22)

Tek Endeks Modeli'nde toplam risk $\sigma_i^2 = b_i^2 \sigma_F^2 + \sigma_{ei}^2$ biçiminde ifade edilmekteydi; iki denklem birlikte incelendiğinde toplam riskin, getirinin bileşenlerinin varyanslarının toplamı biçiminde ifade edildiği görülmektedir.* Diğer bir deyişle, getiriye benzer biçimde toplam riski de iki kısma ayırmak mümkündür:

$b_i^2 \sigma_F^2$: i varlığının toplam riskinin F faktörü ile açıklanan kısmı

σ_{ei}^2 : i varlığının toplam riskinin F faktörü ile açıklanamayan kısmı.

Bir diğer deyişle, toplam risk ikiye ayrılır: Faktör riski ve faktörden bağımsız risk. Örneğin, GSMH değişimini belirleyici faktör olarak kurulan bir modelde i varlığının riskinin GSMH'daki değişimden kaynaklanan kısmı faktör riski ve GSMH'daki değişimden kaynaklanmayan kısmı faktörden bağımsız risk olacaktır.

Aynı yaklaşım Tek Endeks Modeli'nin bir türü olan Pazar Modeli için de doğal olarak geçerlidir. Bu durumda Pazar Modeli'nde de toplam riskin aşağıdaki iki kısımdan oluştuğu görülmektedir:

Toplam riskin piyasa endeksi ile açıklanabilen kısmı : $b_i^2 \sigma_M^2$ (23)

Toplam riskin piyasa endeksi ile açıklanamayan kısmı : σ_{ei}^2 (24)

* a_i sabit terim olduğu için varyansının 0 olduğuna ve nihai denklemde bu nedenle yer almadığına dikkat ediniz.

Endeksteki deęişimlerin ancak piyasadaki tüm firmaları ve dolayısıyla tüm finansal varlıkların fiyatlarını etkileyen olaylara baęlı olduęu ortadadır. Zira, piyasa endeksleri pazardaki tüm finansal varlıkları en iyi biçimde temsil etmek üzere yapılandırılmış portföylerdir. Örneęin, makroekonomik bir olay tüm firmaları etkileyerek onların finansal varlıklarının fiyatlarının deęişmesine neden olur. Dolayısıyla, bu deęişimlerin toplamı teorik olarak piyasa endeksindeki deęişime (σ_M) eşit olacaktır. Ancak, firmaların bu olaydan eşit oranda etkilendięini söyleyemeyiz. Bu nedenle, her firmanın endeksteki deęişime farklı oranlarda katkıda bulunması (b_i) söz konusudur. Bu durumda tek bir firmanın endekste yarattıęı deęişim miktarı, endeksin toplam deęişim miktarı ile firmanın katkı oranının çarpımı olacaktır ($b_i \sigma_M$). Bu aynı zamanda firma için kendi toplam riskinin endeksteki deęişimle açıklanabilen kısmıdır. Daha açık bir ifadeyle, toplam riskinin makroekonomik olay ile açıklanabilen kısmını oluşturmaktadır.

Tüm firmaların bu olaylardan etkilenmesini ise onların ekonomik, politik ve sosyal olayların yer aldıęı dış çevrelerini veri olarak almaları, dięer bir deyişle veri bir sistem içerisinde olmaları ile açıklayabiliriz. Her ne kadar firmalar sistemin yaratabileceęi olası olaylardan daha az etkilenmenin bazı yollarını bularak etkinin şiddetini görelî olarak azaltabilseler de tamamen ortadan kaldıramazlar. Dięer bir deyişle, tüm firmalar sistemin yaratabileceęi olaylardan etkilenecektir; sadece, etkinin derecesi firmadan firmaya deęişecektir. Dolayısıyla, firmanın toplam riskinin piyasa endeksi ile açıklanabilen kısmı, esas olarak firmanın sistemde oluřan riskten aldıęı paydır.

Bu noktada, sadece bir ya da bazı ortak karakteristik özelliklere sahip bir grup firmanın etkilendięi, ancak dięer firmaları etkilemeyen olayların piyasa endeksi üzerinde etki yaratmayacaęına dikkat etmek gerekir. Zira, bu olaylar hem firmadan firmaya farklıdır hem de her firma olaydan farklı yönde etkilenmektedir. Dolayısıyla, bu etkiler piyasa endeksini oluşturan portföyde ortadan kalkmaktadır. Ancak, tekil olarak firmalara bakıldıęında bu riskin varlıęı ortadadır. Dolayısıyla, her firmanın toplam riskinin içerisinde sistemde oluřan riskten aldıęı paya ek olarak bu tekil risk de yer almaktadır. Ancak, firmalar tekil risklerini firma politikasında yapacakları deęişimlerle etkin biçimde kontrol altına alabilir ve hatta göz ardı

edilebilecek denli azaltabilirler. Bu risk unsurunu ise toplam riskin piyasa endeksi ile açıklanamayan, diğer bir ifadeyle riskin sistemden kaynaklanmayan kısmı(σ_{ei}^2) olarak ifade edebiliriz.

Bu çerçeve içerisinde bahsedilen iki tür riskin nereden kaynaklandığı aşağıdaki iki alt bölümde kısaca anlatılmıştır.

2.4.1.2.1. Sistematik Risk ve Kaynakları

Sistematik risk (systematic risk), bir menkul kıymetin toplam riskinin, menkul kıymetin ait olduğu firmanın içinde bulunduğu *sistemden* kaynaklanan kısmı olarak tanımlanmaktadır. Sistematik risk, piyasada bulunan tüm firmalara ait finansal varlıkları etkileyen ve piyasanın genel değişkenliğinden kaynaklanan risk türüdür. Sistematik risk ekonomik, politik ve sosyal koşulların değişkenliğinden kaynaklanmakta ve sistemin unsurlarından bir veya birkaçı tarafından kontrol edilememektedir. Diğer bir deyişle, bu kontrol edilemeyen değişimler piyasadaki menkul kıymetlerin getirilerine yansımakta ve yatırımcı için de kontrol edilemeyen riski oluşturmaktadırlar.

Sistematik risk kaynakları genel olarak beş grupta incelenebilir:

i) *Satın alma gücü riski*: Enflasyon riski adı da verilen bu risk, varlığın parasal değerinde enflasyon nedeniyle meydana gelen kaybı ifade etmektedir.

ii) *Faiz oranı riski*: Piyasa faiz oranında oluşan bir değişim yatırımcının beklenen getirisini değiştireceği için piyasadaki varlıkların fiyatlarını etkilemektedir. Piyasa faiz oranının yükselmesine bağlı olarak hem menkul kıymet fiyatının düşmesi nedeniyle bir zarar oluşmakta hem de yatırım tutarının daha yüksek bir faiz oranı ile değerlendirilme fırsatı yitirildiği için fırsat maliyeti oluşmaktadır.

iii) *Piyasa riski*: Geçerli bir ekonomik nedene dayanmayan, daha çok psikolojik etkiler sonucu finansal varlık fiyatlarında görülen düşüşler yatırımcılar açısından piyasa riskini oluşturur.

iv) *Politik risk*: Genellikle piyasa riskinin bir kısmı olarak gösterilen politik risk, varolan politik durumda bir değişiklik olması olasılığını ifade eder. Ulusal ve uluslararası politik gelişmeler, savaşlar, toplumsal hareketler, hükümet değişiklikleri ve uluslararası ticari gelişmeler vb. politik risk unsurlarıdır.

v) *Kur riski*: Yatırımcının yabancı para birimi cinsinden yaptığı yatırımlarından beklediği getiri oranı kur değişimlerinin etkisine açıktır. Yabancı para birimi cinsinden elde edilmesi beklenen getiri oranı yerli paranın değerinin görece artması olasılığına karşı azalmaktadır. Bu nedenle, yabancı para birimi cinsinden yapılan yatırımlar, ithalat-ihracat işlemleri nedeniyle yabancı para birimlerine bağlı olan firmalar ve uluslararası sermaye hareketleri kur riskine açıktır.

Sistematik risk unsurlarının temel ortak özelliği tüm finansal varlıkların bu etkiye maruz olmaları ve finansal varlıkların beklenen getirileri üzerinde bu etkinin aynı yönlü olmasıdır. Ancak, bu etkinin gücü tüm finansal varlıklar için aynı değildir. Bir sistematik risk unsuru bazı finansal varlıkları diğerlerine oranla daha fazla ya da az etkileyebilir. İşte bu etkinin gücünü Pazar Modeli çerçevesinde pazara bağımlı getiri oranının varyansı ($b_i^2 \sigma_M^2$) biçiminde ölçmek mümkündür. Sistematik risk yerine akademik yazında yaygın olarak pazar riski (market risk) ya da çeşitlendirilemeyen risk (nondiversifiable risk) ifadeleri de kullanılmaktadır.²⁴

2.4.1.2.2. Sistematik Olmayan Risk ve Kaynakları

Sistematik olmayan risk (unsystematic risk) toplam riskin menkul kıymetin ait olduğu firmanın sadece kendisine ya da içerisinde yer aldığı sektöre özgü tesadüfi olaylara bağlı olan kısmıdır. Bu risk türü şirkete ya da belli bir sektöre özgü olduğu için tüm piyasayı etkileyecek nitelikteki risk unsurlarını içermez. Her firmanın menkul kıymetinin sistematik olmayan riski diğer sektörleri ve piyasayı etkileyen faktörlerden bağımsızdır; sistemden kaynaklı değildir.

Sistematik olmayan risk kaynakları genel olarak dört grupta incelenebilir:

i) *Finansal risk*: Firmanın kaynak yapısı içerisinde sabit yükümlülükler getiren kaynakların varlığı finansal riski oluşturur. Firmanın sabit yükümlülüklerini yerine getirememesi ve bunun sonucunda tasfiye ya da iflas durumunun ortaya çıkması olasılığı firmaya ait finansal varlıkların beklenen getirisi ve dolayısıyla fiyatı üzerinde etkili olacaktır.

²⁴ Dennis E. Logue, **Handbook of Modern Finance**, Warren, Gorham&Lamont Inc., ABD, 1984, s. 14 -8.

ii) *Faaliyet riski*: Bu risk firmanın aktiflerinin oluşumu ile ilgilidir. Bir firmanın toplam aktifleri içerisinde sabit aktiflerinin payı yükseldikçe satışlarla karşılanması gereken sabit maliyet artmakta ve dolayısıyla satışlardaki olası dalgalanmalara firma daha duyarlı hale gelmektedir. Faaliyet riskindeki yükselmeler yatırımcının menkul kıymetten beklenen getiri oranını düşürerek fiyatını olumsuz yönde etkilemektedir.

iii) *Yönetim riski*: Firma yönetiminde alınan hatalı kararların veya alınan kararların hatalı uygulamasının finansal varlığın getiri oranını ve değerini olumsuz olarak etkileme olasılığıdır.

iv) *İş ve sektör riski*: Herhangi bir sektörde sadece o sektöre ait firmaları etkileyen ekonomik, sosyal ya da davranışsal değişimler oluşabilir. Bu değişimler firmanın satışlarının ve faaliyet karının olumsuz etkilenmesine yol açarak menkul kıymetin getiri oranı ve değeri üzerinde olumsuz etkiye neden olurlar. Tüketici tercih ve beklentilerindeki değişimler, şiddetlenen dış rekabet, iş koluna yaygın grevler, hammadde sağlanmasındaki güçlükler, teknolojik değişimler vb. bu riski oluşturan etmenlerden bir kısmıdır.

Sistemik olmayan risk unsurlarının temel özelliği sadece bir firmaya ya da bir sektörde yer alan tüm firmalara ait menkul kıymetlerin bu etkiye maruz olmasıdır. Bu etkinin gücü firmanın kendisi tarafından kontrol edilebileceği gibi yatırımcının bu etkinin gücünü kontrol etmesi de mümkündür. Örneğin, finansal risk firmanın kaynak yapısını değiştirmesi ile kontrol altına alınabilir. Bir menkul kıymet için geçerli sistemik olmayan riskin diğer menkul kıymetlerin sistemik olmayan risklerinden bağımsız olması, yatırımcının da farklı menkul kıymetleri bir araya getireceği bir portföy yoluyla sistemik riski azaltabileceği anlamına gelmektedir. İyi çeşitlendirilmiş bir portföyle yatırımcı sistemik olmayan riski tamamen ortadan kaldırabilir. Bu nedenle akademik yazında sistemik olmayan risk yerine sıklıkla çeşitlendirilebilir risk (diversifiable risk) kavramı kullanılmaktadır.

Bu durumu Pazar Modeli'nin toplam riski üzerinden aşağıdaki gibi incelemek mümkündür:*

* Formül çıkarımı için bkz. Elton, Gruber, Brown ve Goetzmann, a.g.e., s. 436-437.

Pazar Modeli'ne göre bir menkul kıymetin toplam riskini gösteren İfade (19)'da yer alan b_i , piyasa endeksinin getirisindeki veri bir değişim için i varlığının getirisindeki değişim katsayısı olup, aynı zamanda karakteristik doğrunun eğimidir. Bu eğim matematiksel olarak aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır.

$$b_i = \frac{Cov(r_i, r_M)}{\sigma_M^2} \quad (25)$$

Bu ifade toplam risk eşitliğinde yerine konulursa aşağıdaki ifade elde edilir.

$$\sigma_i^2 = \frac{[Cov(r_i, r_M)]^2}{\sigma_M^2 \cdot \sigma_M^2} \cdot \sigma_M^2 + \sigma_{ei}^2$$

Burada gerekli sadeleştirme yapıldıktan sonra, eşitliğin her iki yanı σ_i^2 'ye bölünerek eşitlik sistematik ve sistematik olmayan riskin toplam riskten aldıkları pay biçiminde yeniden ifade edilebilir.

$$1 = \frac{[Cov(r_i, r_M)]^2}{\sigma_M^2 \cdot \sigma_i^2} + \frac{\sigma_{ei}^2}{\sigma_i^2}$$

Tanımsal olarak eşitliğin sağ tarafındaki ilk terim korelasyon katsayısının karesidir.

$$\frac{[Cov(r_i, r_M)]^2}{\sigma_M^2 \cdot \sigma_i^2} = \rho_{iM}^2$$

Bu durumda eşitlik şu şekilde yazılabilir:

$$1 = \rho_{iM}^2 + \frac{\sigma_{ei}^2}{\sigma_i^2}$$

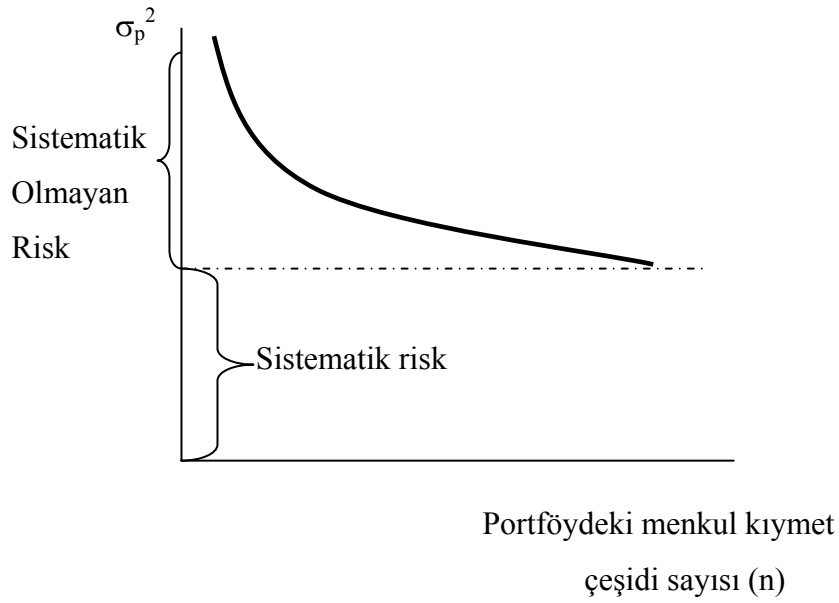
$$\frac{\sigma_{ei}^2}{\sigma_i^2} = 1 - \rho_{iM}^2$$

Bu durumda toplam risk içerisinde sistematik ve sistematik olmayan riskin payları aşağıdaki gibi oluşmaktadır.

$$\text{Toplam risk içerisinde sistematik riskin payı} : \frac{[Cov(r_i, r_M)]^2}{\sigma_M^2 \cdot \sigma_i^2} = \rho_{iM}^2 \quad (26)$$

$$\text{Toplam risk içerisinde sistematik olmayan riskin payı} : \frac{\sigma_{ei}^2}{\sigma_i^2} = 1 - \rho_{iM}^2 \quad (27)$$

Bunun anlamı basitçe, yatırımcının piyasa endeksi ile pozitif tam korelasyon koşulunu ($\rho_{iM}^2 = 1$) sağlayan bir menkul kıymet ya da portföye sahip olması durumunda sistematik olmayan riskin yok edilebileceğidir. Tüm yatırımcılar iyi çeşitlendirilmiş portföyler oluşturmak yoluyla sistematik olmayan riski ortadan kaldıracırlar. Çeşitlendirme ile riskin bileşenleri arasındaki ilişki aşağıdaki grafikten de izlenebilir.



Şekil 4: Çeşitlendirmenin Risk Unsurları Üzerine Etkisi

2.4.1.3. Tek Endeks Modeli ile Portföy Riskinin Ölçülmesi*

Portföy içerisinde yeralan menkul kıymet çeşidi arttıkça sistematik olmayan riskin düşmesine bağlı olarak toplam risk de azalmakta, ancak bu azalış sistematik risk seviyesine kadar indirilebilmektedir. Demek ki, faydanın en yükseğe çıkarılması ilkesi gereği, verili beklenen getiri düzeyinde riskini en aza indirmeyi hedefleyen yatırımcının odaklanması gereken nokta varlıkların toplam riski değil çeşitlendirme yoluyla ortadan kaldıramadıkları sistematik riskleridir. Beklenen getiri oranından vazgeçmeksizin sistematik olmayan risk ortadan kaldırılabilmesine göre yatırımcı için sistematik olmayan riske katlanmanın hiçbir getirisi yoktur. Yatırımcı yalnızca

* Bu kısımda Tek Endeks Modeli'nin genel formu yerine Pazar Modeli üzerinden açıklamalar yapılmaktadır. Ancak tüm mantık ve formül çıkarımları Tek Endeks Modeli'nin genel formu için de geçerlidir.

üstlenmiş olduğu sistematik risk karşılığında getiri elde etmektedir. Bunu matematiksel olarak aşağıdaki gibi incelemek mümkündür.

n adet menkul kıymetten oluşturulan bir portföyün varyansını ölçmek için Ortalama Varyans Modeli'nde kullanılan ifade aşağıdaki gibiydi.

$$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^n w_i^2 \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^n \sum_{\substack{k=1 \\ k \neq i}}^n w_i \cdot w_k \cdot \sigma_{i,k}$$

Bu ifadeden yola çıkılarak, σ_i^2 ve $\sigma_{i,k}$ için Pazar Modeli'nde geçerli olan ifadeler kullanıldığında portföyün varyansı aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^n w_i^2 b_i^2 \sigma_M^2 + \sum_{i=1}^n \sum_{\substack{k=1 \\ k \neq i}}^n w_i \cdot w_k \cdot b_i \cdot b_k \cdot \sigma_M^2 + \sum_{i=1}^n w_i^2 \sigma_{ei}^2$$

Eşitliğin sağ tarafındaki ilk iki terim $i = k$ koşulu için yeniden yazıldığında portföyün varyansı aşağıdaki biçimde ifade edilebilmektedir.

$$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^n w_i \cdot w_k \cdot b_i \cdot b_k \cdot \sigma_M^2 + \sum_{i=1}^n w_i^2 \sigma_{ei}^2$$

İfade yeniden düzenlenir ve bir portföyün beta katsayısının $b_p = \sum_{i=1}^n w_i \cdot b_i$ olduğu düşünülürse portföyün varyansı aşağıdaki gibi oluşacaktır.

$$\sigma_p^2 = \left(\sum_{i=1}^n w_i \cdot b_i \right) \left(\sum_{k=1}^n w_k \cdot b_k \right) \cdot \sigma_M^2 + \sum_{i=1}^n w_i^2 \sigma_{ei}^2$$

$$\sigma_p^2 = b_p^2 \sigma_M^2 + \sum_{i=1}^n w_i^2 \sigma_{ei}^2$$

Bir an için yatırımcının parasını n adet menkul kıymet arasında eşit biçimde dağıttığını varsayarsak ifade aşağıdaki hale gelecektir.

$$\sigma_p^2 = b_p^2 \sigma_M^2 + \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{n} \sigma_{ei}^2$$

Bunun anlamı portföydeki menkul kıymet sayısının artışına bağlı olarak yukarıdaki eşitliğin sağında yer alan ikinci terimin, sistematik olmayan riskin

değerinin hızla düşeceğidir. Bu değerın sıfıra yaklaşması durumunda portföyün riski aşağıdaki gibi ifade edilmektedir.

$$\sigma_p = (b_p^2 \sigma_M^2)^{1/2} = b_p \sigma_M = \sigma_M \left(\sum_{i=1}^n w_i \cdot b_i \right) \quad (28)$$

Bu durumda, bir portföyün riski portföyde yer alan her bir menkul kıymetin betalarının ağırlıklı ortalamasına eşit olmaktadır. Bu durumda bir yatırımcı portföyde yer alan menkul kıymet çeşidini artırmak yoluyla ağırlıklarını azaltabilir. Ancak, herhangi bir özel çaba olmadığı sürece, bu çeşitlendirme portföyün betasını etkilemeyecektir. Dolayısıyla, çeşitlendirme yoluyla sistematik risk etkilenemez. Burada dikkat edilmesi gereken bir nokta ise σ_M değeri tüm menkul kıymetler için aynı olduğuna göre, bir menkul kıymetin portföyün riskine katkısının ölçütünün sadece beta katsayısı olduğudur.

2.4.1.4. Tek Endeks (Faktör) Modeli ve Beta

Bir portföye dahil edilecek menkul kıymet, portföyün riskinin artmasına ya da azalmasına neden olabilir. Dolayısıyla, portföye dahil edilecek menkul kıymetin portföy riskine olan katkısı, menkul kıymetin dahil edilme kararı alınırken kritik noktadır. Bu katkının ölçütü ise yukarıda da ifade edildiği üzere beta katsayısıdır. Dolayısıyla, portföy seçiminde kullanımı açısından bu katsayının belirlenmesi kritik öneme sahiptir. Bu katsayının kavramsal incelemesi ve ölçüm teknikleri detaylı biçimde ayrı bir bölümde incelenecektir. Burada, ilgili model kapsamındaki önemi nedeniyle kısaca açıklamada bulunulmuştur.

Beta katsayısı (b_i) İfade (10)'da gösterilen Tek Endeks Modeli'nde, F faktöründeki veri bir değişim için i varlığının getirisindeki değişimi ifade etmektedir; aynı zamanda regresyon doğrusunun eğimidir. Matematiksel olarak ise aşağıdaki gibi gösterilebilir.

$$b_i = \frac{\sigma_{iF}}{\sigma_F^2} \quad (29)$$

σ_{iF} : Faktör ile i varlığı arasındaki kovaryans

σ_F^2 : Faktörün varyansı

Benzer biçimde İfade (14)'te gösterilen Pazar Modeli'nde de beta katsayısını piyasa endeksinin getirisindeki veri bir değişim için i varlığının getirisindeki değişim katsayısı olarak ifade etmek mümkündür. Matematiksel olarak da yukarıdakine özdeş biçimde $\frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M^2}$ olarak ölçülmektedir. Bu durumda i varlığı ile pazar endeksinin kovaryansının pazar endeksinin varyansına bölümü beta katsayısıdır.

2.4.2. Çok Faktörlü (Endeksli) Modeller

Tek Endeks Modeli menkul kıymetlerin getiri ve risklerini tek bir faktöre dayalı olarak açıklamaya yönelik oldukça basitleştirilmiş bir yaklaşımdır. Pazar Modeli çerçevesinde bu faktör piyasa endeksi olarak alınmakta ve menkul kıymet fiyatlarındaki hareketin sadece piyasa endeksindeki genel hareketle açıklanabileceği varsayılmaktadır. Ancak, yapılan çalışmalar menkul kıymetlerin piyasa endeksi dışında farklı faktörlerle birlikte hareket ettiğini de göstermiştir.²⁵ Menkul kıymetlerin birlikte hareket ettiği bu piyasa dışı faktörleri belirlemek ve etkilerini incelemek üzere kurulan modellere genel olarak çok faktörlü modeller (multiple-factor models) denilmektedir.

Tek Endeks Modeli'nde kullanılan genel denklemin birden çok faktör için ifade edilmesi ile Çok Faktörlü Model'e ait denklem aşağıdaki gibi oluşmaktadır.*

$$r_i = a_i + b_{i1}F_1 + b_{i2}F_2 + \dots + b_{ik}F_k + e_i \quad (30)$$

a_i : i varlığının getirisinin faktörlerden bağımsız olan kısmı

r_i : i varlığının getiri

b_{ik} : k ıncı faktördeki veri bir değişim için i varlığının getirisindeki değişim katsayısı

F_k : k ıncı faktörün değeri

e_i : i varlığının getirisinin faktörlerle açıklanamayan kısmı (rassal hata terimi)

²⁵ Elton, Gruber, Brown ve Goetzmann, a.g.e., s. 162.

* Denklemden veri dönemi ifade eden t alt indisine karışıklığı önlemek için yer verilmemiştir.

Görüldüğü üzere model esasında menkul kıymet getirileri ile bir dizi faktör arasındaki ilişkiyi çoklu regresyon analizi ile incelemektedir. Uygulamada öncelikle modele dahil edilecek faktörlerin belirlenmesi gerekmektedir. Bahsedilen süreçte, hem getiriler üzerinde teorik olarak önemli etkisi olan faktörlerin incelenmesi hem de istatistiksel yaklaşımlar kullanılarak faktörün etkisinin önemine dair incelemelerin yapılması yer almaktadır. Çok Faktörlü Model'e ilişkin çalışmaların genelinde piyasa endeksi, getiriye açıklamak için kullanılan faktörlerden biridir. Çok faktörlü modellere yönelik ilk çalışmalar endüstri etkisini dikkate almış ve piyasa endeksine sektör endekslerini ekleyerek modeli oluşturmuşlardır. Bu biçimde sadece sektör endekslerini faktör olarak içeren modeller akademik yazında çok faktörlü modelin özel bir hali olarak görülmekte ve sektör endeks modelleri (sector-factor models) olarak isimlendirilmektedir.²⁶ Daha sonraki çalışmalarda faiz oranları, enflasyon, milli gelir gibi makroekonomik verilerin modelin oluşturulmasında piyasa endeksinin yanı sıra kullanılan faktörler olduğu görülmektedir. Ancak, hangi faktörlerin piyasa endeksinin yanı sıra kullanılması gerektiğine dair ortak bir uzlaşmaya rastlanılamamaktadır.²⁷

Çok faktörlü modelin uygulamasında faktör değerlerinin doğrudan modelde yer alabilmesi için faktörler arasında hiçbir ilişki olmaması gereklidir. Ancak, gerçekte faktörlerin ham getirileri piyasa endeksinin getirisi ile ilişkilidir. Dolayısıyla, faktörün ham getirisinden piyasa endeksinin getirisinin etkisi arındırılmalıdır.* Bu arındırma işleminden sonra elde edilen modelde yer alan faktörler arasında artık bir ilişki söz konusu olmayacaktır. Ancak, dikkat edilmesi gereken nokta yukarıdaki denklemde yer alan b_{ik} ve F_k terimlerinin anlamlarının değiştiğidir. Örneğin, enflasyon oranını faktör olarak içeren bir modelde yapılan arındırma işleminden sonra, artık, faktör değeri (F_k) farksal bir değer olup gerçek enflasyon oranı ile piyasa endeksinin getirisi veri iken beklenen enflasyon oranı

²⁶ Elton, Gruber, Brown ve Goetzmann, a.g.e., s. 164

²⁷ James L. Farrell, **Portfolio Management: Theory and Application**, McGraw-Hill Inc., 2. baskı, 1997, s.100.

* Bahsedilen arındırma işlemi için bkz. Elton, Gruber, Brown ve Goetzmann, a.g.e., s. 174 -175.

arasındaki farka eşittir. Benzer biçimde b_{ik} katsayısı da i menkul kıymetinin getirisinin bu farksal değere olan duyarlılığı olacaktır.

Çok faktörlü modelin varsayımları Tek Endeks Modeli'ne benzerdir:

1) Hata terimlerinin dağılımının beklenen değeri sıfırdır. $E(e_i) = 0$

2) Hata terimi ile faktör arasında hiçbir ilişki yoktur. Bu durum tüm menkul kıymetler ve faktörler için geçerlidir. $cov(e_i F_k) = 0$

3) İki ayrı menkul kıymetin hata terimleri arasında hiçbir ilişki yoktur. $cov(e_i e_j) = 0$

4) Faktörler arasında hiçbir ilişki yoktur. $cov(F_i F_k) = 0$

Bu varsayımlar altında çok faktörlü modelde beklenen getiri, varyans ve kovaryans aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır.

a) Beklenen getiri

$$E(r_i) = a_i + b_{i1}.E(F_1) + b_{i2}.E(F_2) + \dots + b_{ik}.E(F_k) \quad (31)$$

b) Varyans

$$\sigma_i^2 = b_{i1}^2 \sigma_{F_1}^2 + b_{i2}^2 \sigma_{F_2}^2 + \dots + b_{ik}^2 \sigma_{F_k}^2 + \sigma_{ei}^2 \quad (32)$$

c) Kovaryans

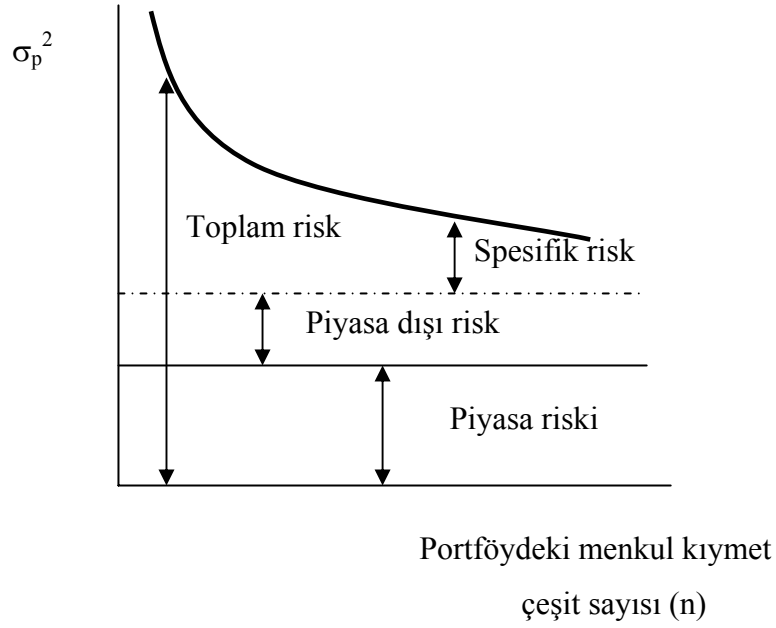
$$\sigma_{ij} = b_{i1} b_{j1} \sigma_{F_1}^2 + b_{i2} b_{j2} \sigma_{F_2}^2 + \dots + b_{ik} b_{jk} \sigma_{F_k}^2 \quad (33)$$

k adet faktör içeren bir model ile n adet menkul kıymetten oluşturulacak bir portföyün beklenen getirisi ve riskinin hesaplanması için yukarıdaki ifadelerden de anlaşılacağı gibi n adet a_i , n adet σ_{ei}^2 , $(n.k)$ adet b_{ik} , k adet $E(F_k)$ ve k adet $\sigma_{F_k}^2$ tahmini yapılması gerekmektedir. Bu durumda toplam tahmin sayısı $2n+2k+nk$ olmaktadır.* Bu sayı Ortalama-Varyans Modeli'nin gerektirdiğinden az, ancak Tek Endeks Modeli'ninkinden daha fazladır.

Çok faktörlü modellerin oluşturulması, yatırımcıların portföylerini Tek Endeks Modeli'nin sağladığından daha iyi biçimde analiz etmelerinin yolunu açmıştır. Zira, Tek Endeks Modeli riskin piyasa endeksi ile açıklanamayan kısmını sistematik olmayan risk adı altında tek bir parça olarak almakta iken çok faktörlü modeller farklı bir risk unsuruna dikkat çekerler: Piyasa dışı (extramarket related)

* Sektör endeks modelleri için bu tahmin sayısı $4n+2k+2$ 'dir.

risk. Diğer bir deyişle, riskin piyasa endeksi ile açıklanamayan kısmı iki parçadan oluşmaktadır: Riskin diğer faktörlerle (endekslerle) açıklanabilen kısmı (extramarket related) ve riskin hiçbir faktörle açıklanamayan kısmı (specific risk).



Şekil 5: Çok Endeks Modelinde Risk Unsurları

Tek Endeks Modeli yatırımcıların portföydeki menkul kıymet çeşit sayısını artırarak portföyün sistematik olmayan riskini azaltabileceklerini söylemekte idi. Çok endeks modeli ise bu çeşitlendirmenin özdeş bir grup menkul kıymet içerisinde yapılmasının anlamlı olmayacağını ve piyasa dışı riskin bu biçimde azaltılamayacağını ifade etmektedir. Örneğin, aynı sektörde yer alan farklı menkul kıymetlerden oluşturulmuş bir portföyde piyasa dışı risk azaltılamamaktadır. Bu durumda piyasa dışı riski azaltmanın yolu farklı sektörlerde yer alan menkul kıymetlerden bir portföy oluşturmaktır. İyi çeşitlendirilmiş geniş bir portföyde ise piyasa dışı risk tamamen ortadan kalkmaktadır.²⁸

Çok faktörlü modeller pazar dışı risk unsurlarının dikkate alınmaması durumunda hem tekil olarak menkul kıymetlerin risk tahminlerinde hem de gerçekten etkin bir portföyün oluşturulmasında problemler yaşanacağını ortaya

²⁸ Farrell, a.g.e., s.105.

koymaktadır. Çok sayıda faktörün etkisini içeren bir model yoluyla portföyün performansının analiz edilmesinin Tek Endeks Modeli'nden daha açıklayıcı sonuçlar üreteceği ortadadır. Ancak unutulmaması gereken nokta, portföy seçim probleminin ise temelde veri bir model üzerinden parametrelerin tahmini ile yürütüldüğüdür. Dolayısıyla, modeldeki faktörlerin sadece sayısının artmasına bağlı olarak bile tahmin problemi büyümektedir. Ayrıca, faktörlerin nitelikleri de tahmine yönelik bazı problemler içermektedir. Bu nedenle çok faktörlü modellerin portföy seçiminde tek endeksli modelden daha üstün olduğunu kesin biçimde söylemek mümkün değildir. Bu durum, çok faktörlü modellerin portföy seçim probleminden ziyade portföy performansının analizinde kullanılmasının temel nedenidir.

III. BÖLÜM

GENEL DENGİ MODELLERİ

Bu noktaya dek yaptığımız incelemeler, faydalarını en yükseğe çıkaracak portföyü oluşturabilmeleri için yatırımcıların izlemesi gereken yolu belirleyen modellemelere yöneliktir. Bu modeller doğaları gereği düzenleyicidirler.²⁹ Genel denge modelleri ise yatırımcıların bu modellerde öngörülen biçimde davranmaları halinde varlıkların nasıl fiyatlanacağını araştıran tanımlayıcı modellerdir. Bu modellerin esas amacı piyasa dengesi durumunda varlık fiyatlarının oluşumunu incelemekse de aynı zamanda varlıkların beklenen getiri – risk ilişkilerini ve varlıklar için geçerli risk ölçütünü belirlemeye de yöneliktir.

Bu bölümde, öncelikle genel denge modellerinin en basit formu olan standart Finansal Varlık Fiyatlama Modeli incelenecektir. Finansal Varlık Fiyatlama Modeli günümüze dek üzerinde oldukça kapsamlı ve çok sayıda inceleme yapılmış olan bir modeldir. Ancak, çalışmamızın kapsamı beta katsayısının ölçüm ve tahmini ile sınırlı olduğu için modelin bu konu hakkında getirdiği açılımlar önem arz etmektedir. Bu nedenle, standart formun varsayımlarının değiştirilmesi durumunda elde edilen geliştirilmiş modeller, sistematik risk hakkındaki bulgularına odaklanılarak incelenecektir. Modeli test etmeye yönelik çalışmalar da aynı yaklaşımla ele alınacaktır. Daha sonra, diğer bir denge modeli olan Arbitraj Fiyatlama Teorisi kısaca tanıtarak modeldeki risk ölçümü üzerinde durulacaktır.

3.1. Finansal Varlık Fiyatlama Modeli (FVFM)

Markowitz ve Tobin tarafından yapılan çalışmalarla, riskli koşullar altında varlıkların seçimine ilişkin düzenleyici modeller oluşturulmuştur. Markowitz beklenen faydayı en yükseğe çıkarmaya yönelik bir analiz geliştirerek portföy seçim probleminde bir çözüm önermiştir. Tobin ise Markowitz'in analizini risksiz varlığı da ekleyerek geliştirmiş ve yatırımcı için etkin sınırdaki risk beklenen getiri kombinasyonu tüm diğer portföylerden daha iyi olan bir portföyün varlığına dikkat çekmiştir. Yatırımcı, bu portföy ve risksiz varlık arasında fonlarını tahsis ederek beklenen fayda düzeyini en yükseğe çıkarabilecektir. Görüldüğü üzere, bu çalışmalar

²⁹ Sharpe, Alexander ve Baeley, a.g.e., s. 227.

yatırımcı için bir davranış modeli oluşturmaya yöneliktir. Ancak, o güne dek bu davranış modelinin kullanılması durumunda, risk koşullarında varlık fiyatlarının piyasa denge teorisine yönelik bir model geliştirilmemiştir.³⁰ Böyle bir teorinin olmayışı tek bir varlığın getirisi ile riski arasındaki ilişkinin anlaşılmasını güçleştirmektedir. Çeşitlendirme yoluyla varlığın toplam riskinin bir kısmından kaçınılabilmesi mümkün olmaktadır. Bu durumda toplam riskin varlığın fiyatının ilgili etkeni olduğu söylenilemez. Bu ilgili risk unsuru üzerine ise pek fazla bir şey söylenmemiştir. Varlığın fiyatı ve riskinin çeşitli unsurları arasındaki ilişkiyi inceleyerek varlıkların fiyatlarının tespitine ilişkin model ilk olarak Treynor tarafından ortaya konulmuş, ancak yayınlanmamıştır.³¹ 1964 yılında ise bu çalışmadan bağımsız olarak benzer bir model Sharpe tarafından oluşturulmuştur.³² Daha sonra Lintner³³ ve Mossin'in³⁴ çalışmaları modeli daha da geliştirmişlerdir.

3.1.1. Modelin Varsayımları

FVFM kendisinden önce geliştirilmiş portföy teorisine ilişkin modeller üzerine şekillendirildiği için onların temel varsayımlarını da doğal olarak içermektedir. Bu varsayımların bir kısmı yatırımcı davranışına, bir kısmı ise sermaye piyasasına ilişkindir.

Yatırımcı davranışına ilişkin varsayımlar:

1) *Rasyonellik varsayımı:* Yatırımcılar alternatif portföyler arasından seçimlerini yaparken, portföylerin beklenen getirilerine ve standart sapma olarak ifade edilen risklerine göre değerlendirme yaparlar.

2) *Riskten kaçınma varsayımı:* Yatırımcılar riskten kaçınırlar. Aynı getiriye sahip portföyler arasında bir seçim yapmaları gerektiğinde daha düşük riske sahip olan portföy tercih edilir.

³⁰ William F. Sharpe, "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk", **Journal of Finance**, Cilt 19, No. 3, 1964, s. 427.

³¹ Jack L. Treynor, "Toward A Theory Of Market Value Of Risky Assets", Unpublished Manuscript, 1961.

³² Sharpe, "Capital Asset Prices: A Theory of Market...", s.425-442

³³ John Lintner, "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets", **The Review of Economics and Statistics**, Cilt 47, No. 1, Şubat 1965, s. 13-37.

³⁴ Jan Mossin, "Equilibrium in a Capital Asset Market", **Econometrica**, Cilt 34, No. 4, Ekim 1966, s. 768-783.

3) *Doyumsuzluk varsayımı*: Yatırımcılar doyumsuzdur. Diğer bir deyişle, aynı riske sahip portföyler arasından tercih yapmaları gerektiğinde daha yüksek getirili olan portföyü tercih ederler.

4) *Homojen beklentiler varsayımı*: Tüm yatırımcılar homojen beklentilere sahiptirler. Diğer bir deyişle, tüm yatırımcıların beklenen getiri, standart sapma ve kovaryans tahminleri aynıdır.

5) Tüm yatırımcılar aynı tek dönemlik yatırım ufkuna sahiptirler.

Sermaye piyasasına ilişkin varsayımlar:

6) Bütün yatırımcılar aynı risksiz faiz oranı üzerinden sınırsız miktarda borç alabilir ya da borç verebilirler.

7) Tüm varlıklar sonsuz bölünebilirliğe sahiptir. Her yatırımcı herhangi bir varlığa istediği kadar küçük miktarda yatırım yapabilmektedir.

8) Varlık alım satımında vergi ya da işlem maliyetleri söz konusu değildir.

9) Tüm bilgiler bütün yatırımcılara anında, tam ve maliyetsiz olarak ulaşmaktadır.

10) Piyasada çok sayıda alıcı ve satıcı vardır. Bu nedenle, menkul kıymet fiyatları bireysel davranışlardan etkilenmezler. Diğer bir ifadeyle, piyasada tam rekabet koşulları geçerlidir.

11) Açığa satışla ilgili hiçbir kısıtlama yoktur.

12) Faiz oranları üzerinde enflasyon veya herhangi başka bir değişim söz konusu değildir ya da bu değişimler daha önceden tamamen öngörülebilmektedir.

13) Sermaye piyasası dengededir. Denge, bir finansal varlıktan beklenen getirinin tam olarak gerçekleşen getirisine eşit olduğu ve fiyatın istikrarlı olduğu durumdur. Bu varsayım yatırım döneminin başlangıcında bütün finansal varlıkların sahip oldukları risk düzeylerine göre doğru bir biçimde fiyatlanmış oldukları anlamına gelmektedir. Diğer bir deyişle, piyasada yüksek ya da düşük değerlenmiş varlık bulunmamaktadır.

Varsayımlar incelendiğinde, sermaye piyasalarının mükemmel pazar (perfect market) niteliklerine sahip olduğu açıkça görülmektedir. Bu koşulların gerçek hayatta tamamen geçerli olmadığı kolaylıkla söylenebilir. Ancak, gerçek hayatta

meydana gelen olayları modelleyebilmek için bir takım kolaylaştırıcı varsayımlar yapmak zorunludur. Zira, tüm karmaşıklığı ile olayları ele almaya çalışmak onların asıl önemli noktalarının gözden kaçırılmasına ve modelin temelde yetersiz olmasına neden olmaktadır. Bu noktada asıl sorulması gereken sorular, varsayımların sonucunda gerçek durumun ne ölçüde çarpıtıldığı ve kurulan modelin piyasadaki gerçek durumu ne ölçüde açıkladığı olmalıdır. Diğer bir deyişle, modelin işleyip işlemediği ve model yoluyla yapılan tahminlerin ne ölçüde başarılı olduğu asıl bakılması gereken noktalardır.

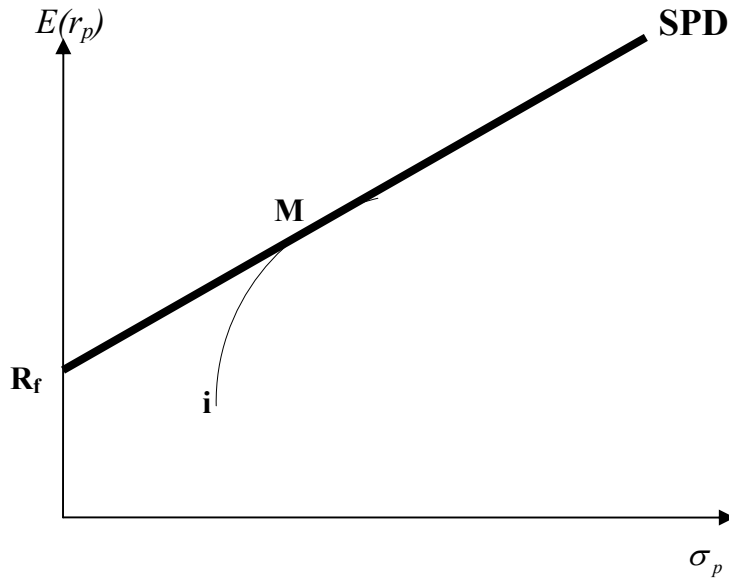
3.1.2. Finansal Varlık Fiyatlama Modeli'nin Denklemsel İfadesinin Türetilmesi

FVFM tüm finansal varlıkların ve etkin olan ya da olmayan portföylerin beklenen getiri risk ilişkisini ortaya koyarak, yukarıda açıklanan varsayımlar altında finansal varlıkların nasıl fiyatlandığını matematiksel olarak ifade etmektedir.

Herhangi bir i finansal varlığının beklenen getiri risk ilişkisinin ortaya konulabilmesi için portföy teorisinde daha önce ele alınan etkin sınır ve bu sınıra teğet olan Sermaye Piyasası Doğrusu'ndan faydalanılmaktadır. Bu doğrunun etkin sınıra teğet olduğu noktanın riskli finansal varlıklardan oluşturulmuş en etkin portföyü içerdiği daha önce belirtilmişti. Bu portföyün içeriğinin yatırımcıların tercihinden tamamen bağımsız biçimde oluştuğunu da hatırlamakta fayda vardır. FVFM'nin sermaye piyasasının dengede olduğuna ilişkin varsayımı bu portföyün içeriğini net biçimde belirlemektedir. Bu en etkin portföy, piyasada bulunan tüm riskli varlıkları içeren ve o varlıkların göreceli piyasa değeri oranı ile ağırlıklandırılmış bir portföydür. Diğer bir deyişle, bu portföyde tüm varlıklara varlığın piyasa değerinin tüm varlıkların toplam piyasa değerine oranı kadar yer verilmektedir. Bu nedenle portföye pazar portföyü (market portfolio) denir. Yatırımcıların bir finansal varlığa o varlığın piyasadaki toplam arzından daha yüksek bir talepte bulunması doğal olarak varlığın fiyatını yükseltecektir. Varlığın fiyatının yükselmesi beklenen getirisinin düşmesine yol açarak finansal varlığın yatırımcı için çekiciliğini azaltacak ve portföyünde bu varlığa daha az yer vermesine yol açacaktır. Yatırımcının finansal varlığa talebi o varlığın piyasadaki arzına eşit olan noktada oluşacaktır. Bu, piyasa

dengesi koşullarında, tüm varlıklar için geçerlidir. Sonuç olarak, denge durumunda en etkin portföy pazar portföyü (market portfolio) olacaktır.

Etkin olmayan bir i varlığı, beklenen getiri risk ekseninde Sermaye Piyasası Doğrusu'nun altında yer alır. Yukarıdaki açıklamalar ışığında, bu varlığın göreceli piyasa değeri oranında pazar portföyünde yer alan bir varlık olduğu da ortadadır. Dolayısıyla, tek başına etkin olmayan, ancak etkin portföyde yer alan bu finansal varlığın fiyatlandırılması için pazar portföyü ile etkileşimi kullanılabilir.



Şekil 6: Etkin Olmayan Bir Varlıkla Pazar Portföyünün Bileşimi

Piyasa dengesi koşulunda, hiçbir iM bileşimi etkin sınırdaki bulunan yatırım olanaklarından daha üstün bir portföy bileşimi sunamaz. Bunun anlamı, piyasa dengesi koşulunda iM eğrisinin SPD'ye yukarıdaki biçimde M noktasında teğet olacağıdır. Dolayısıyla, bu noktada iM eğrisi ile SPD'nin eğimleri birbirine eşittir. M noktasında iM eğrisinin eğimi aşağıdaki gibi ifade edilmektedir.

$$\frac{dE(r_p)}{d\sigma_p} = \frac{[E(r_i) - E(r_M)]\sigma_M}{\sigma_{iM} - \sigma_M^2}$$

SPD'nin eğimi ile iM eğrisinin M noktasındaki eğimi birbirine eşittir.

$$\frac{[E(r_i) - E(r_M)]\sigma_M}{\sigma_{iM} - \sigma_M^2} = \frac{E(r_M) - r_f}{\sigma_M}$$

Bu noktadan hareketle, eşitlik $E(r_i)$ için çözüldüğünde Finansal Varlık Fiyatlama Modeli'nin denklemi aşağıdaki gibi elde edilmiş olmaktadır.

$$E(r_i) = r_f + \left[\frac{E(r_M) - r_f}{\sigma_M^2} \right] \cdot \sigma_{iM} \quad (34)$$

σ_{iM} / σ_M^2 ifadesi aynı zamanda beta katsayısı olduğuna göre denklem aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$E(r_i) = r_f + b_i [E(r_M) - r_f] \quad (35)$$

$E(r_i)$: i varlığının beklenen getiri oranı

r_f : Risksiz getiri oranı

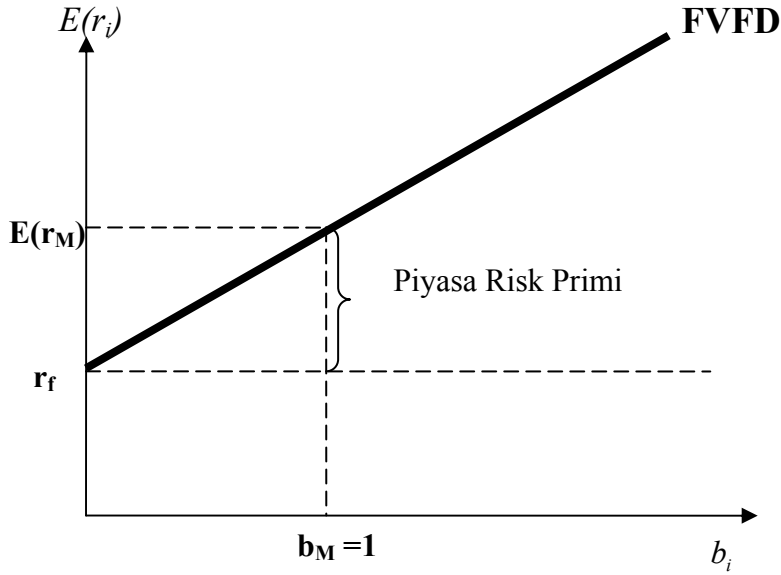
b_i : i varlığının getiri oranının pazar portföyünün getiri oranına duyarlılığı

$E(r_M)$: Pazar portföyünün beklenen getiri oranı

İfade (24), FVFM'nin genel gösterim biçimidir. Böylelikle, i varlığının beklenen getiri oranı zamanın fiyatı olan risksiz getiri oranı ile alınan riskin karşılığı olan beklenen getiri oranının toplamı biçiminde açıklanmaktadır. Bu denklemin en kritik değişkeni sistematik risk endeksi olan beta katsayısıdır. Zira, denklemdaki terimler incelendiğinde risksiz getiri ve pazar portföyünün beklenen getiri oranı tüm varlıklar için aynı olduğu göre, bir varlıktan beklenen getirinin diğerlerinden farklılaşmasının tek nedeni beta katsayısı olmaktadır. Diğer bir ifadeyle, FVFM'ye göre varlık fiyatları ekonomideki olası durumlara karşı beta katsayısı ile ölçülebilen bir duyarlılığa bağlı olarak değişkenlik göstermektedir.

3.1.3. Finansal Varlık Fiyatlama Doğrusu

FVFM’de yer alan doğrusal ilişkinin beklenen getiri-risk diyagramında grafiksel gösterimi ile Finansal Varlık Fiyatlama Doğrusu (Security Market Line-SML-FVFD) elde edilir.



Şekil 7: Finansal Varlık Fiyatlama Doğrusu

FVFD, piyasadaki her finansal varlığın beta katsayısı ile ölçülen sistematik riskine uygun olarak beklenen getiri oranının ne olması gerektiğini ifade eder. FVFM’ye göre denge durumunda tüm finansal varlıkların bu doğru üzerinde yer alması gerekmektedir. Zira, finansal varlığın değeri beklenen getirileri risklerine eşitlenene kadar değişim içerisinde olacaktır. Hiçbir yatırımcı doğrunun altında bulunan bir finansal varlığı elinde tutmak istemeyeceği için varlığın fiyatı beklenen getirisi FVFD’ye ulaşıncaya dek düşecektir. Aynı biçimde, doğrunun üzerinde kalan alanda bulunan bir finansal varlığın fiyatı da beklenen getirisi doğru üzerinde yer alıncaya dek yükselecektir. Bu nedenle, FVFD’nin yatırımcılara bir finansal varlığın yüksek ya da düşük değerlenmiş olup olmadığı hakkında fikir verdiği söylenebilir. Finansal varlığın gerçekleşmiş getirisinin doğrunun üstünde kalan alanda yer alması bu varlığın düşük değerlenmiş olduğunu ve talep artışına bağlı olarak fiyatının

yükselerek beklenen getirisinin düşeceğini, diğer bir deyişle denge durumuna ulaşacağını göstermektedir.

FVFD denge durumunda bütün varlıkların getiri oranlarının betalarının artan doğrusal bir fonksiyonu olduğunu ortaya koyar. Varlığın sistematik riski, diğer bir deyişle betası, ne kadar yüksekse yatırımcının o varlığı elinde tutmak için gerekli gördüğü getiri oranı da o derece yüksek olacaktır. Bu nedenle, ortalama karakterde bir varlığın betası 1 iken, piyasaya göre daha değişken bir varlığın betası 1'den büyük, daha az değişken varlığın betası ise 1'den küçük olmaktadır.

3.1.4. FVFM ve Beta

FVFM'ye göre yatırımcıların finansal varlıklardan bekledikleri getiri oranı ile varlığın riski arasında doğrusal bir ilişki söz konusudur. Bu durumda yatırımcıların görece daha yüksek risk içeren bir finansal varlığa yatırım yapmalarının koşulu, o varlığın daha yüksek bir beklenen getiri düzeyine sahip olmasıdır. Bu durumda, yatırımcıların katlandıkları riskle uyumlu bir risk primi elde etmek istedikleri ortadadır. Daha önce de belirtildiği üzere, yatırımcılar iyi çeşitlendirilmiş portföyler yoluyla riskin sistematik olmayan kısmını ortadan kaldırebildiklerine göre piyasada bu tür riske katlanmanın hiçbir getirisi olmayacaktır. Yatırımcılar sadece üstlenmiş oldukları sistematik risk karşılığında bir risk primi elde ederler. Dolayısıyla, riskli varlıkların fiyatlanmasında geçerli olan risk ölçütü sadece sistematik risk olmaktadır.

FVFM, denge durumunda yatırımcıların ellerinde bulunduracakları portföyün risksiz varlık ile pazar portföyünün bir kombinasyonu olacağını ifade etmektedir. Tüm yatırımcılar pazar portföyüne yatırım yapacaklarına göre bir varlığın portföy riskine olan katkısı, o varlığın portföy içerisindeki payının değiştirilmesi durumunda pazar portföyünün riskinde ne kadar değişiklik olacağı ile ölçülebilir. Bu aynı zamanda, finansal varlığın geçerli risk ölçütü olacaktır. Bu, matematiksel olarak pazar portföyünün riskinin (σ_M^2), i varlığının portföydeki ağırlığına (w_i) göre türevinin alınması demektir.

$$\sigma_M^2 = \sum_{i=1}^n w_i^2 \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^n \sum_{\substack{k=1 \\ k \neq i}}^n w_i \cdot w_k \cdot \sigma_{i,k} \quad \text{ifadesi pazar portföyünün riski}$$

olduğuna göre, bunun w_i 'ye göre türevi aşağıdaki gibi olacaktır.

$$\frac{\partial \sigma_M^2}{\partial w_i} = \frac{w_i^2 \sigma_i^2 + \sum_{\substack{k=1 \\ k \neq i}}^n w_k \cdot \sigma_{i,k}}{\sigma_M^2} = \frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M^2}$$

Dolayısıyla, FVFM'ye göre bir finansal varlığın geçerli risk ölçütü σ_{iM} / σ_M^2

tir. Bu ifade daha önce tanımladığımız beta katsayısına eşittir. Görüldüğü üzere, model finansal varlıkların fiyatlanmasında geçerli risk ölçütü olarak beta katsayısını kullanmaktadır.

3.2. Finansal Varlık Fiyatlama Modeli'nin Alternatif Formları

FVFM'nin ortaya konulmasından itibaren modelin özellikle varsayımlarından kaynaklanan sorunları, çok çeşitli akademik çalışmalara ve bugüne dek süre gelen geliştirme ve açıklayıcılığı artırma çabalarına konu olmuştur. Modelin her bir varsayımının değiştirilmesine bağlı olarak değişik modeller oluşturulmuştur; bu modeller çok çeşitli deneysel çalışmalara konu olmuştur. Bu kısımda, bu alternatif modellemeleri oluşturan öncül çalışmalar ve her bir modeli test etmeye yönelik çalışmalardan önemli olanlar incelenecektir.

Bu grupta incelenmesi mümkün olan çalışmalardan ilki, FVFM'nin sınırsız açığa satış varsayımını konu alan Lintner'in çalışmasıdır.³⁵ Lintner çalışmasında, açığa satışın mümkün olmaması durumunda da aynı sonuçlara ulaşılabileceğini belirtmiştir.

İkinci grupta incelenebilecek olan çalışmalar ise risksiz verimden sınırsız borç alma ve verme varsayımı ile ilgilidir. Bu varsayımla ilgili olan ilk çalışma Brennan'ın risksiz verimin borç alma ve verme durumunda farklılaşması gerektiğini

³⁵ J. Lintner, "The Effect of Short Selling and Margin Requirements in Perfect Capital Markets", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Cilt 6, No. 5, Aralık 1971, s. 1173-1195.

ortaya koyan çalışmasıdır.³⁶ Bunun ardından Black'ın 1972 tarihli ünlü çalışması gelmektedir.³⁷ Bu çalışmada Black, risksiz getirinin mümkünlüğü varsayımını ortadan kaldırarak Sıfır Beta FVFM'yi (SBM) (Zero-Beta CAPM ya da Black Zero-Beta Model) oluşturmuştur. Bu modelde FVFM iki faktörden oluşturulur. Bu faktörler sıfır betalı portföyle betası sıfırdan farklı bir diğer portföydür. Bu sebeple, model İki Faktörlü FVFM olarak da adlandırılmaktadır. SBM, FVFM'nin geçerli olabilmesi için risksiz varlığın gerekli olmadığını, modelin doğrusallığının bu durumda da geçerli olduğunu ve beta katsayısının sistematik riskin bir ölçütü olmaya devam ettiğini göstermektedir. Sıfır Beta Modeli'ni test eden çalışmalardan bir kısmı SBM'nin standart FVFM'ye göre daha açıklayıcı ve tutarlı olduğunu bulgulamışlardır.* Ancak, Gibbons çalışmasında hem standart FVFM'yi hem de SBM'yi reddeden bir sonuç elde etmiştir.³⁸

Üçüncü grupta incelenebilecek olan çalışmalar, FVFM'nin finansal varlıklardan elde edilen temettü ve sermaye kazancına ilişkin vergilerin dikkate alınması durumunda nasıl değişeceğine ilişkindir. Farklı gelir vergilerinin söz konusu olması, yatırımcıların finansal varlıklardan bekledikleri getiri oranını da farklılaştırarak pazar portföyünden farklı bir portföyü elde tutmalarına yolaçmaktadır. Bu konuyla ilgili öncül çalışma, Brennan'ın vergi sonrası FVFM'yi (after-tax CAPM) oluşturduğu çalışmasıdır.³⁹ Bunun ardından modeli test eden çeşitli çalışmaların farklı yönlerde bulgulara sahip olduğu görülmektedir.**

³⁶ M. J. Brennan, "Capital Market Equilibrium with Divergent Borrowing and Lending Rates", **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Cilt 6, No. 5, Aralık 1971, s. 1197-1205.

³⁷ F. Black, "Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing", **Journal of Business**, Cilt 45, No. 3, Temmuz 1972, s. 444-455.

* Bu çalışmalar için bakınız: F. Black, M. C. Jensen ve M. Scholes, "The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests", in Jensen M. (ed.), **Studies in the Theory of Capital Markets**, New York, Praeger, 1972; E. M. Blume ve I. Friend, "A New Look at the Capital Asset Pricing Model", **Journal of Finance**, Cilt 28, No. 1, Mart 1973, s. 19-33; E. Fama ve J. MacBeth, "Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests", **Journal of Political Economy**, Cilt 81, No. 3, Mayıs-Haziran 1973, s. 607-636 ve R. F. Stambaugh, "On the Exclusion of Assets from Tests of the Two-Parameter Model: A Sensitivity Analysis", **Journal of Financial Economics**, Cilt 10, No. 3, Kasım 1982, s. 237-268.

³⁸ M. R. Gibbons, "Multi Variate Tests of Financial Models: A New Approach", **Journal of Financial Economics**, Cilt 10, No. 1, Mart 1982, s. 3-28.

³⁹ M. J Brennan, "Taxes, Market Valuation and Corporate Financial Policy", **National Tax Journal**, Cilt 23, No. 4, 1970, s. 417-427.

** Bu çalışmalardan modeli destekleyen birkaçı için bakınız: E. J. Elton ve M. J. Gruber, "Marginal Stock Holder Tax Rates and Clientele Tests", **Review Economics and Statistics**, Cilt 52, No. 1, 1970, s. 68-74; R. H Litzenberger. ve K. Ramaswamy, "The Effect of Personal Taxes and Dividends on Capital Asset Prices: Theory and Empirical Evidence", **Journal of Financial Economics**, Cilt 7,

Dördüncü grupta incelenebilecek olan çalışmalar, FVFM'nin pazar tanımlaması ile ilgilidir. FVFM'nin pazar kavramı beşeri sermaye (human capital) dahil olmak üzere tüm varlıkları içermektedir. Pazarlanamayan varlıkların (non marketable asset) olması durumu temelde Mayers ve Brito tarafından incelenmiştir. Mayers yaptığı çalışmada, yatırımcıların portföylerine dahil edecekleri menkul kıymetleri seçerken pazarlanamayan varlıklarla korelasyonu yüksek olan menkul kıymetlere daha az oranda yer vermeye eğilimli olacaklarını belirtmiştir.⁴⁰ Brito ilk çalışmasında, pazarlanamayan varlıkların pazarlanabilir varlıkların fiyatlanması üzerindeki etkisinin sadece pazarlanabilir varlıklardan ölçülebileceğini belirterek, risksiz varlığı da içeren bir ekonomide, bir pazar portföyü yatırımcıya en yüksek Değişkenliğe Ödül Oranı (Reward-to-Variability Ratio) önermiyorsa, pazarlanamayan varlıkların fiyatlamayı etkilediği çıkarımına ulaşır.⁴¹ Brito diğer çalışmasında ise açığa satış varsayımını esneterek, beşerî sermayeyi pazarlanamayan varlıklar için en anlamlı örnek olarak vermiştir.⁴² Bu çalışmada, yatırımcının pazarlanabilir optimal riskli portföyünün yatırımcının tercihleri, zenginliği ve işinin bir fonksiyonu olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Jagannathan ve Wang, 1993 tarihli çalışmalarında, beşeri sermayenin pazar portföyüne eklenmesi ve varlıkların betalarının dönem boyunca sabit kalması varsayımının kaldırılması sonucunda FVFM'nin, ortalama verimlerdeki kesitsel değişkenliği açıklayıcı gücünün oldukça arttığı sonucuna ulaşmışlardır.⁴³ Jagannathan ve Wang, 1996 tarihli çalışmalarında ise 3 betalı, koşullu bir model kullanmış ve pazar portföyünün verimine beşeri

No. 2, Haziran 1979, s. 163-195 ve J. S. Ang ve D. R. Peterson, "Return, Risk and Yields: Evidence from ex-ante Data", **Journal of Finance**, Cilt 40, No. 2, Mart 1985, s. 537-548. Modelin geçersizliğine ilişkin çalışmalar için ise bakınız: F. Black ve M. Scholes, "The Effects of Dividend Yields and Dividend Policy on Common Stock Prices and Returns", **Journal of Financial Economics**, Cilt 1, No. 1, 1974, s. 1-22 ve M. H. Miller ve M. Scholes, "Dividends and Taxes: Some Empirical Tests", **Journal of Political Economy**, Cilt 90, No. 6, Aralık 1982, s. 1118-1141.

⁴⁰ D. Mayers, "Non Marketable Assets and Capital Market Equilibrium under Uncertainty", in Jensen M. (ed.), **Studies in the Theory of Capital Markets**, New York: Praeger, 1972.

⁴¹ O. N. Brito, "Marketability Restrictions and the Valuation of Capital Assets under Uncertainty", **Journal of Finance**, Cilt 32, No. 4, Eylül 1977, s. 1109-1123.

⁴² O. N. Brito, "Portfolio Selection in an Economy with Marketability and Short Sales Restrictions", **Journal of Finance**, Cilt 33, No. 2, Mayıs 1978, s. 589-601.

⁴³ R. Jagannathan ve Z. Wang, "The CAPM is Alive and Well", **Federal Reserve Bank of Minneapolis Research Department Staff Report**, No. 165, 1993, (çevrimiçi) <http://minneapolisfed.org/Research/sr/sr165.html>, 03 08 2004

sermaye verimini de eklemişlerdir.⁴⁴ Oluşturdıkları FVFM'nin koşullu versiyonu ortalama verimlerin kesitselliğini standart, statik FVFM'ye göre daha iyi açıklamıştır.

Beşinci grupta incelenebilecek olan çalışmalar ise FVFM'nin homojen beklentiler varsayımını ortadan kaldırarak heterojen beklentileri (heterogeneous expectations) inceleyen çalışmalardır. Bunların öncüllerinden olan Lintner, çalışmada risk ile getiri oranı arasındaki marjinal ikâme oranı denge fiyatının bir fonksiyonu olduğu için kolay anlaşılır ve test edilir bir model oluşturamamıştır.⁴⁵ Gonedes ise bazı kısıtlar dahilinde daha iyi test edilebilir bir model kurmayı başarmıştır.⁴⁶ Bu çalışmada Gonedes farklı beklentiler durumunda da pazar portföyünün en düşük risk içeren portföy olduğunu ve betanın risk için iyi bir ölçüt olduğunu bulgulamıştır. Standart FVFM'de olduğu gibi bu modelde de beta ile beklenen getiri arasında doğrusal bir ilişki söz konusudur.

Altıncı grupta incelenebilecek olan çalışmalar ise FVFM'nin tam rekabet varsayımını ortadan kaldırır. Bu durumda yatırımcılar fiyat alıcı (price taking behavior) olma durumundan çıkarak fiyatları etkilemeye, diğer bir deyişle fiyat yapıcı (non-price-taking behavior) olmaya başlarlar. Bu konuyu inceleyen iki temel çalışma Lindenberg tarafından 1976 ve 1979 tarihlerinde yapılmıştır. Lindenberg ilk çalışmada bireylerin ve kurumların gizli ve yasal olmayan anlaşmalar yaparak veya birleşerek faydalarını artırabilecekleri sonucunu elde etmiştir.⁴⁷ İkinci çalışmasına göre ise tüm yatırımcılar, fiyat üzerinde etkisi olmayanlar dahil, pazar portföyü ile risksiz varlıktan oluşan bir kombinasyonu ellerinde tutarlar.⁴⁸ Bu sebeple standart FVFM hâlâ geçerlidir. Ancak, fiyat etkileyenler (price affectors),

⁴⁴ R. Jagannathan ve Z. Wang, "The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns", **Journal of Finance**, Cilt 51, No. 1, Mart 1996, s. 3-53.

⁴⁵ J. Lintner, "The Aggregation of Investors Diverse Judgements and Preferences in Poorly Competitive Security Markets", **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Cilt 4, No. 4, Aralık 1969, s. 347-400.

⁴⁶ N. J. Gonedes, "Capital Market Equilibrium for a Class of Heterogeneous Expectations in a Two-Parameter World", **Journal of Finance**, Cilt 31, No. 1, Mart 1976, s. 1-15.

⁴⁷ E. Lindenberg, "Imperfect Competition Among Investors in Security Markets", 1976, Doktora Tezi, New York University.

⁴⁸ E. Lindenberg, "Capital Market Equilibrium with Price Effecting Institutional Investors", ed.: E. J. Elton ve M. J. Gruber, **Portfolio Theory 25 years Later**, 1979, Amsterdam, North Holland. Aktaran Eser: Elton, Gruber, Brown ve Goetzmann, a.g.e., s. 325.

kendi davranışlarının fiyat üzerindeki etkisini fark etmemişler ise, olması gerekenden daha az risksiz varlığı ellerinde tutacaklardır. Fiyat etkilediğinin bilincinde olanlar ise portföylerinde fiyat alıcılardan daha az oranda pazar portföyüne, diğer bir deyişle riskli varlığa yer vereceklerdir. Bundan dolayı, tüm yatırımcıların fiyat alıcı olması durumunda, diğer bir deyişle tam rekabet piyasasında, riskin pazar fiyatı pazarda fiyat etkileyenlerin olması durumuna göre daha düşük olacaktır.

Yedinci ve son grupta incelenebilecek olan çalışmalar ise yatırımcıların tek dönemlik yatırım ufkuna sahip olduğunu belirten varsayımın ortadan kaldırılması sonucunda ortaya çıkarlar. Tek dönemlik yatırım ufku varsayımının iki sorunu vardır. İlki çok dönemli bir denge modeli sorunudur. Zira, gerçekte, yatırımcının kurduğu portföy tüm yaşamı boyunca faydasını en yüksek kılmak için kuracağı portföylerden sadece bir tanesidir. İkincisi ise değişen varyanslılıktır (heteroskedasticity). FVFM'nin regresif bir karakteri olması nedeniyle konuyla ilgili olarak yapılan deneysel çalışmalarda kullanılan finansal zaman serilerinin değişen varyanslılık özelliği sorun yaratmaktadır. Zira, FVFM'de beta katsayısı olarak ifade edilen, regresyon modellerinin en önemli unsuru olan bağımsız değişkenin katsayısının anlamlılığı değişen varyanslılık sebebiyle azalmaktadır. Bu sorunun doğal bir çözümü ise betanın zaman boyunca sabit olmadığına kabulüdür. Bu kabul, çok dönemli FVFM çalışmalarının yolunu açmıştır. Bu çalışmaların ilki olarak Fama gösterilebilir.⁴⁹ Fama, çalışmada çok dönemli yatırım ve tüketim kararlarının, belirli koşullar altında, tek dönemli fayda fonksiyonunun en yükseğe çıkarılması problemine indirgenebileceğini ortaya koymuştur. Bu durumda, tek dönemli FVFM'nin çok dönemli kararlar için de uygun hale geldiği belirtilmiştir. Ancak, bu koşulların temelinde olay, fiyat, risk ve fayda gibi değişkenlerin birbirini izleyen dönemler itibarı ile bağımsız oldukları yatmaktadır. Bu bağımsızlık varsayımının anlamlı görülmemesi ise çok dönemli FVFM çalışmalarının nedenselliğini oluşturmuştur.

Çok dönemli FVFM çalışmalarının en önemli grubu tüketim temelli FVFM'dir (Consumption-oriented CAPM). Bu model standart FVFM ile

⁴⁹ E. Fama, "Multi-Period Consumption-Investment Decision", **American Economic Review**, Cilt 60, No. 1, Mart 1970, s. 163-174.

benzeşmektedir. Modelin temel unsuru kişi başına tüketimin büyüme oranının, pazar portföyünün verimi yerine konmasıdır. Tüketim temelli FVFM'nin ilk çalışmaları Rubinstein⁵⁰ ve Breeden⁵¹ tarafından hazırlanmıştır. Bu çalışmalarda araştırmacılar sermaye piyasasındaki dengeyi farklı bir biçimde tanımlayarak, bir varlığın getirisinin toplam tüketimin büyüme hızı ile doğru orantılı olduğunu belirtmişlerdir. Bu durumda üretilen regresyon denkleminin eğimi olarak ölçülen beta katsayısı, tüketimin büyüme oranı ile varlık getirisi arasındaki ilişkiyi gösteren bir ifade olmaktadır. Breeden çalışmasında toplam tüketimdeki büyüme oranının pazar portföyü getirisine orantılı olduğunu savunmuş ve tüketim betasını pazar betası gibi iyi bir sistematik risk ölçütü olarak ileri sürmüştür. Akademik yazında tüketim temelli FVFM'nin test edilmesine yönelik çok sayıda çalışma bulunmaktadır.* Bu çalışmalarda başlıcası kişi başına tüketimin büyüme hızı olmak üzere, bazı değişkenlerin tahmini ve ölçümü gibi ekonometrik sorunlarla karşılaşmıştır. Ayrıca, gelir ve üretim gibi makroekonomik verilerin gözlem sıklığının hisse senedi getirilerinin gözlem sıklığı ile uyumsuz olması da bir diğer sorun olarak gözlemlenmiştir. Bu nedenlerle, bugüne dek yapılan çalışmalardan elde edilen deneysel kanıtlar, standart FVFM ile karşılaştırıldığında, tüketim temelli modeli pek fazla destekleyememektedir.

FVFM'ye çok dönemli yaklaşımlardan bir diğeri ise enflasyon değişkeninin modele dahil edilmesi ile ortaya çıkmaktadır. Bu yaklaşımın ilk çalışması Friend, Landskroner ve Losq'a aittir.⁵² Bu çalışmada araştırmacılar, enflasyonun belirsiz olması durumunda, Wiener süreci kullanarak genel denge modelini kurmayı amaçlamışlardır. Çalışmanın temel bulgularından ilki standart FVFM'nin, enflasyonun belirsiz olması durumunda, riskin pazar fiyatını olması gerekenden

⁵⁰ M. Rubinstein, "The Valuation of Uncertain Income Streams and the Pricing of Options", **Bell Journal of Economics**, Cilt 7, No. 2, 1976, s. 407-425.

⁵¹ D. T. Breeden, "An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities", **Journal of Financial Economics**, Cilt 7, No. 3, 1979, s. 265-296.

* Tüketim temelli FVFM'nin testini içeren bazı çalışmalar için bakınız: D. T. Breeden ve R. Litzenger, "Prices of State-Contingent Claims Implicit in Option Prices", **Journal of Business**, Cilt 51, 1978, s. 621-651; L. P. Hansen ve K. J. Singleton, "Stochastic Consumption, Risk Aversion and the Temporal Behavior of Asset Returns", **Journal of Political Economy**, Cilt 91, No. 2, Nisan 1983, s. 249-265 ve J. Y. Campbell ve J. H. Cochrane, "Explaining the Poor Performance of Consumption-Based Asset Pricing Models", **Journal of Finance**, Cilt 55, No. 6, Aralık 2000, s. 2863-2878.

⁵² I. Friend, Y. Landskroner ve E. Losq, "The Demand for Risky Assets Under Uncertain Inflation", **Journal of Finance**, Cilt 31, No. 5, Aralık 1976, s. 1287-1297.

daha az olarak belirlemesidir. Diğer bulgu ise, belirsiz bir enflasyon beklentisi altında ve riskli bir varlığın getiri oranı ile enflasyon oranı arasında pozitif bir kovaryans olması durumunda, standart FVFM'nin ilgili varlığın riskini olması gerekenden daha fazla olarak ölçmesidir.

Çok dönemli FVFM üzerine yapılmış olan çalışmaların bir diğer grubu ise çok betalı modellerdir. FVFM'nin çok betalı versiyonu Merton tarafından ortaya konulmuştur.⁵³ Merton çalışmasında birden çok belirsiz durumun olması halinde yatırımcının tüketim kararlarını çözmeye çalışmıştır. Enflasyonun da dahil edildiği bu model varlıkların gelecekteki değeri, gelecekteki işçi geliri, tüketim mallarının fiyatları ve gelecekteki yatırım fırsatları vb. unsurları da içermektedir. Dolayısıyla, yatırımcı birden fazla risk unsuru ile karşı karşıyadır. Bunları dikkate alarak her bir risk unsurundan sakınacak portföyler kurulmalı ve varlığın beklenen getirisinin modellenmesinde bunlara yer verilmelidir. Dönemlerarası FVFM (Intertemporal CAPM) olarak da bilinen bu model çok betalı FVFM'nin en basit formudur ve aşağıdaki gibi gösterilir.

$$r_i = r_f + b_{iM}(E(r_M) - r_f) + b_{i1}(E(r_1) - r_f) + \dots + b_{ik}(E(r_k) - r_f)$$

Modelin yapısı incelendiğinde ilk iki terimin standart FVFM ile aynı olduğu görülmektedir; model, diğer terimleri nedeni ile standart formdan farklılaşmaktadır. Bu terimler yatırımcıların karşılaştıkları risk unsurlarını ortadan kaldırmak üzere düzenlenmiş, uygun getiri oranı dalgalanma yapısına sahip portföyleri ifade etmektedirler. Modelde yer alan beta katsayıları (b_{ik}) ise ilgili portföylere karşı varlığın duyarlılık katsayılarıdır. Ancak, model makroekonomik risk kaynaklarının neler olduğunu ve bunları ortadan kaldırmak üzere nasıl bir portföy oluşturulması gerektiğini pek ifade edememektedir. Ayrıca, bu model FVFM'nin eksik yanlarını tamamlamak üzere daha sonra geliştirilen Arbitraj Fiyatlama Teorisi (Arbitrage Pricing Theory – APT – AFT) ile büyük benzerlikler içermektedir. Ayrı bir kısımda incelenecek olan AFT içerisinde bu konuya ilişkin diğer açıklamalara yer verilecektir. Çok betalı FVFM, standart modelin pek gerçekçi olmayan bazı varsayımlarını yumuşatmasına rağmen birçok eleştiriye de konu olmuştur. Bunlar

⁵³ R. Merton, “An Intertemporal Capital Asset Pricing Model”, *Econometrica*, Cilt 41, No. 5, Eylül 1973, s. 867-888.

arasında, standart FVFM'nin eleştirilmesine konu olan bazı varsayımların ve özellikle pazar portföyü kavramının hâlâ çok betalı modelde de geçerli olması yeralmaktadır. Ayrıca, çok betalı FVFM'nin uygulanabilmesi için modelde yer alan her faktöre ilişkin varlığın betasının ölçülmesi gerekmektedir. Bu faktörlerin neler olması gerektiğinin belirlenmesi ve betaların ölçümü ise sorun yaratmaktadır.

Standart FVFM'nin tek dönemlik bir yatırım ufku varsayımı, beraberinde beta katsayısının zaman içerisinde sabit kaldığı varsayımını da içermektedir. Oysaki, çok dönemli FVFM yatırımcının birden çok dönem için yatırım yaptığı gerçeğinden yola çıkmaktadır. Dolayısıyla, beta katsayıları da zaman içerisinde bilgi ve veri setindeki değişimlere bağlı olarak farklılaşacaktır. Sistematik riski zaman içerisinde değişen bir unsur olarak ele almak üzere kurulan bu dinamik modeller Koşullu FVFM'yi (conditional CAPM) oluştururlar. Koşullu FVFM'ye ilişkin çalışmaların bir kısmı, bir varlığın getiri oranının piyasanın koşullu varyansı, varlık ile piyasa getiri oranları arasındaki koşullu kovaryans ve piyasa risk priminin etkisi ile zamana göre değişkenlik gösterdiği mantığından hareket etmektedirler. Bu modellerde kullanılan beta katsayısı aslında pazar betası olmakla birlikte bilgi setindeki değişime bağlı olarak değişim göstermektedir. Bu modeller tek betalı koşullu modellerdir. Bu biçimde yapılan uygulamalar, genellikle hem standart FVFM'nin sabit betalı şeklinden daha geçerli sonuçlar vermekte hem de standart FVFM'nin aleyhine bazı bulguları açıklamaktadır.*

Bunun yanı sıra, akademik yazında çok betalı yaklaşımın dinamik modellere uygulamaları da görülmektedir. Bunlar zamana göre değişen birden çok risk unsurunu içermeleri nedeniyle Çok Betalı Koşullu FVFM (multi-beta conditional CAPM) olarak bilinmektedirler. Çok betalı koşullu modele bir örnek olarak, Ferson, Kandel ve Stambaugh'un, risk primlerinin ve pazar betalarının zaman içerisinde değiştiği varsayımı altında, beklenen artık verim ile cari pazar değerleri arasındaki ilişkiyi araştırdıkları çalışmaları gösterilebilir.⁵⁴ Risk priminin zaman içerisinde

* Bu çalışmalar için bakınız: R. Jagannathan ve Z. Wang, "The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns", **Journal of Finance**, Cilt 51, No. 1, Mart 1996, s. 3-53 ve J. N. Bodurtha ve N. C. Mark, "Testing the CAPM with Time-Varying Risks and Returns", **Journal of Finance**, Cilt 46, No. 4, Eylül 1991, s. 1485-1505.

⁵⁴ W. E. Ferson, S. Kandel ve R. F. Stambaugh, "Test of Asset Pricing with Time-Varying Expected Risk Premiums and Market Betas", **Journal of Finance**, Cilt 40, No. 2, Haziran 1987, s. 201-220.

değişmesine izin verilmesi ve bu primle ilgili risk ölçütlerinin pazar betalarına eşit olması kısıtının kaldırılması durumunda beklenen verimlerin tekil bir risk primi modeli reddedilmemiştir. Turtle, Buse ve Korkie ise koşullu kavramını yatırım fırsatları kümesinin zaman içinde değiştiğini ve bu değişimin koşullu olduğunu belirtmek için kullanmışlardır.⁵⁵ Çalışmalarında, pazar ve tahvil riskinin sabit ve değişen zamanlı fiyatlarını ve çok değişkenli bir GARCH modelini kullanarak koşullu FVFM'yi test etmişler ve faiz oranı riskinin yüksek derecede anlamlı olduğu sonucuna varmışlardır. Bunların yanı sıra, yakın tarihli çalışmalar arasında Ferson ve Harvey ve Akdeniz, Salih ve Caner sayılabilir. Ferson ve Harvey çalışmalarında hisse senedi ve tahvil verimlerinin tahminleyeni olarak kullanılan değişkenlerin anlamlı kesitsel açıklayıcı gücü olduğunu tespit etmişlerdir.⁵⁶ Akdeniz, Salih ve Caner çalışmalarında eşik FVFM (threshold CAPM) olarak adlandırdıkları yeni bir model kullanarak koşullu ve standart FVFM'ye göre daha düşük fiyatlama hataları elde etmişlerdir.⁵⁷ Ayrıca betanın zaman içerisinde, ekonomik çevreye ve ilgili sektörlerle bağlı olarak değiştiğini göstermişlerdir. Genel olarak, çok betalı koşullu FVFM dinamik yapısı nedeniyle zamanla değişen risk unsurlarını daha sağlıklı biçimde değerlendirmeye çalışırken, aynı zamanda tek sistematik risk faktörü varsayımının gerçek hayatta yetersiz kalması sorununa bir ölçüde yanıt oluşturabilmenin yollarını ortaya koymaktadır. Ancak, bu noktada modelin hem öncelikle risk faktörlerinin belirlenmesi hem de bunlara karşılık gelen betanın ölçüm ve tahminine ilişkin problemleri içerdiğini gözden kaçırmamak gerekmektedir.

3.3. Standart Finansal Varlık Fiyatlama Modeli'nin Deneysel Testleri

FVFM'nin oluşturulmasının ardından modelin finansal varlıkların getirilerini açıklama yeteneğini test eden pek çok çalışma yapılmıştır. Ancak, deneysel testlerin yapılmasında ilk karşımıza çıkan sorun modelin ex-ante ilişkilere dayalı olmasıdır.

⁵⁵ H. Turtle, A. Buse ve B. Korkie, "Tests of Conditional Asset Pricing with Time-Varying Moments and Risk Prices", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Cilt 29, No. 1, Mart 1994, s. 15-29.

⁵⁶ W. E. Ferson ve C. R. Harvey, "Conditioning Variables and the Cross Section of Stock Returns", *Journal of Finance*, Cilt 54, No. 4, Ağustos 1999, s. 1325-1360.

⁵⁷ L. Akdeniz, A. A. Salih ve M. Caner, "Time-Varying Betas Help in Asset Pricing: The Threshold CAPM", Working Paper, 2002, (çevrimiçi) <http://www.pitt.edu/~caner/tcapm.pdf>, 05 08 2004.

Diğer bir ifadeyle FVFM’nde yer alan parametrelerin beklenen değerlere ilişkin olduğu görülmektedir. Modelde bir varlığın beklenen getirisi, piyasa portföyünün beklenen getirisi ve bu iki beklenen değer ilişkisine dayalı olarak hesaplanan beta katsayısı ile açıklanmaktadır. Bu biçimde tamamen ileriye dönük bir modelin test edilebilmesi için beklentiler hakkında büyük ölçekli ve düzenli veriye ihtiyaç duyulmaktadır. Bunların bulunamaması nedeniyle modelin geçmiş verilere dayalı olarak test edilmesi durumu ortaya çıkmaktadır. Geçmiş veri kullanımı ile yapılan testlerin ne derece geçerli olabileceği sorusuna iki tür yanıt verilmektedir. Bunlardan ilki, geçmiş verilerin ortalamalarının gelecek için iyi temsilciler olarak kabul edilebileceğidir. İkinci yanıt ise Pazar Modeli’nden yola çıkılarak geçmiş verilerin kullanımıyla modelin test edilmesinin geçerli olacağını öne sürmektedir. Pazar Modeli’nin denklemi ve bu modele göre beklenen getiri ifadeleri daha önce de belirtildiği üzere aşağıdaki gibidir.

$$r_i = a_i + b_i r_M + e_i$$

$$E(r_i) = a_i + b_i . E(r_M)$$

Beklenen getiri denklemi sıfıra eşitlenirse aşağıdaki denklem elde edilir.

$$E(r_i) - a_i - b_i . E(r_M) = 0$$

Denklem sıfıra eşit olduğu için Pazar Modeli Denklemi’nin sağına eklenir ise ifade bozulmayacaktır.

$$r_i = a_i + b_i r_M + e_i + E(r_i) - a_i - b_i . E(r_M)$$

Formül yeniden düzenlenirse aşağıdaki ifadeye ulaşılır.

$$r_i = E(r_i) + b_i (r_M - E(r_M)) + e_i$$

Eğer FVFM geçerli ise yukarıdaki ifadede $E(r_i)$ yerine $r_f + b_i [E(r_M) - r_f]$ yazılabilir.

$$r_i = r_f + b_i [E(r_M) - r_f] + b_i (r_M - E(r_M)) + e_i$$

Formül düzenlenirse ulaşılabacak sonuç aşağıda ifade edilmiştir.

$$r_i = r_f + b_i(r_M - r_f) + e_i \quad (36)$$

Görüldüğü üzere FVFM tarihi veriler cinsinden ifade edilebilmektedir. Bu noktada, modelin geçmiş verilerle bu biçimde test edilmesinin hem Pazar Modeli ve FVFM'nin her dönem geçerli olduğu hem de beta katsayısının zaman içerisinde sabit kaldığı varsayımlarının aynı anda test edilmesi anlamına geldiğine dikkat edilmelidir.

FVFM'nin test edilmesinde iki aşamalı regresyon testi (second-pass regression) sıklıkla kullanılan, genel kabul görmüş bir yöntemdir. Bu yöntemin ilk aşamasında her finansal varlığın beta katsayılarının Pazar Modeli kullanılarak bulunması yer alır. Bu, zaman serileri regresyon modelinin parametrelerinin en küçük kareler yöntemi (Ordinary Least Squares – OLS) ile tahmin edilmesidir. Bu nedenle, birinci aşama zaman serisi regresyonu (time series regression) olarak da isimlendirilir. İkinci aşamada ise ilk aşamada tahmin edilen beta katsayılarının, ortalama getiri oranlarını açıklamakta anlamlı olup olmadığının test edilmesi için yatay kesit regresyonu (cross sectional regression) uygulanarak parametreler elde edilmektedir. Elde edilen parametrelerin anlamlılıkları test edilerek modelin geçerli olup olmadığı ortaya konulmaktadır.

Menkul kıymet fiyatlandırma finansın temel konularından birisidir. Günümüze dek bu konuya ilişkin geliştirilen modeller arasında hem ilk olması hem de görece basit yapısı nedeniyle standart FVFM daima ilgi odağı olmuştur. Bu nedenle modelin geçerliliğine ilişkin testlerin hemen her piyasada uygulandığı söylenilebilir. Ayrıca, aynı piyasa için yöntem ve/veya veri setlerinde farklılaştırmalara giden çok sayıda çalışma olduğu da göz önüne alınırsa konuya ilişkin akademik yazının genişliği anlaşılabacaktır. Bunun oluşmasına öncülük eden ve günümüze dek en çok kullanılan test yöntemlerini içeren temel çalışmalar özel önemleri nedeniyle aşağıda daha geniş olarak anlatılmaktadır. Bu çalışmaların ortak özelliklerinden biri de hepsinin ABD piyasalarında uygulanmasıdır. Çalışmamızda diğer piyasalardaki uygulamaların bulgularına da, bir öngörü oluşturmak amacıyla genel olarak kısaca değinilecektir.

Standart FVFM'nin öncül testleri arasında Lintner⁵⁸ ve Lintner'in çalışmasındaki metodolojinin bir benzerini uygulayarak aynı sonuçlara ulaşan Douglas⁵⁹ sayılabilir. Bu çalışmalara göre getiri ile beta arasında doğrusal ve anlamlı bir ilişki vardır. Ancak, deneysel çalışmadan elde edilen regresyon doğrusu teorik olarak beklenen FVFD'ye göre daha yataydır. Ayrıca, denklemin sabit teriminin risksiz faiz oranından oldukça yüksek olduğu da bulgulanmıştır.

Sharpe ve Cooper da FVFM'nin ilk testlerinden biri sayılan çalışmalarında 1931-1967 döneminde NYSE'deki hisse senetlerinin tümünü kullanmış ve her hisse senedinin geçmiş 60 aylık verisi üzerinden yıllık betalarını hesaplamışlardır.⁶⁰ Bu beta katsayılarının büyüklüğüne göre hisse senetlerini gruplandırarak portföyler oluşturulmuş, ardından portföylerin beta değerleri ile gerçekleşen ortalama getiriler arasındaki ilişki incelenmiştir. Sonuçta, beta değerleri ile getiriler arasında doğrusal bir ilişki olduğu bulgulanmıştır. Ayrıca, beklenen getirideki farklılaşmaların % 95'ten fazlasının beta değerlerindeki farklılaşma ile açıklanabildiği görülmektedir. Ancak, kesitsel regresyon denkleminin sabit terim değeri (%5.55), ilgili dönemde gerçekleşen ortalama risksiz faiz oranının (%2'nin altında) oldukça üzerindedir. Bu durum standart FVFM'den çok, sıfır betalı FVFM'nin geçerli olduğunu desteklemektedir.

FVFM'nin testlerindeki istatistiksel problemleri analiz etmek için Lintner'in çalışmasıyla aynı dönemi içeren, ancak daha geniş bir örneklem üzerinde çalışan Miller ve Scholes'un bulguları da oldukça ilgi çekicidir. Çalışmalarında, deneysel bulguların beklenilmeyen sonuçlarını açıklamak üzere çok sayıda olası hata kaynağını incelemişlerdir.⁶¹ Öncelikle, temel denklemin oluşturulmasına ilişkin hataları ele alan Miller ve Scholes, bu hataların önemli etkileri olmadığını ortaya

⁵⁸ J. Lintner, "Security Prices and Risk: The Theory of Comparative Analysis of AT&T and Leading Industrials", Conference on the Economics of Regulated Public Utilities, Chicago, Haziran 1965
Aktaran Eser: Levy ve Sarnat, a.g.e., s. 491.

⁵⁹ G. Douglas, **Risk in the Equity Market: An Empirical Appraisal of Market Efficiency**, Ann Arbor, Mich. University Microfilms Inc., 1968, Aktaran eser: Elton, Gruber, Brown ve Goetzmann, a.g.e., s. 342.

⁶⁰ W. F. Sharpe ve G. M. Cooper, "Risk-Return Class of New York Stock Exchange Common Stocks, 1931-1967", **Financial Analysts Journal**, Cilt 28, No. 2, Mart-Nisan 1972, s. 46-52.

⁶¹ M. H. Miller ve M. Scholes, "Rates of Return in Relation to Risk: A Re-examination of Some Recent Findings", in Jensen M. (ed.), **Studies in the Theory of Capital Markets**, New York, Praeger, 1972.

koymuşlardır. Daha sonra, değişkenlerin tanımlanmasındaki olası hataları inceleyen araştırmacılar, yatay kesit regresyonunda kullanılan betanın ölçümüne ilişkin hataların etkisini ortaya koymuşlardır. FVFM'nin testlerinde, zaman serisi regresyonundan elde edilen geçmiş (ex-post) beta, yatay kesit regresyon denkleminde beklenen (ex-ante) beta yerine konulmaktadır. Bu noktada, kullanılan geçmiş beta değerinin bir an için beklenen betanın tarafsız bir tahminleyeni olduğu geçerli varsayılsa bile örneklem hatası söz konusudur. Bu nedenle, betanın ölçümündeki bu hata yatay kesit regresyonunun taraflı olmasına yolaçmaktadır. Çalışmada, bu hatanın etkisini ortadan kaldırmak üzere gerekli düzenlemeler yapılmışsa da hâlâ deneysel çalışmanın parametreleri ile teorik FVFM'nin parametreleri arasında göz ardı edilemeyecek farklılıklar söz konusudur.

Black, Jensen ve Scholes, hisse senedi betalarının içerdiği ölçüm hatası problemini aşmak için hisse senetlerini beta değerlerine göre sıralayıp portföyler oluşturarak çalışmalarını yürütmüşlerdir.⁶² Çalışmanın bulguları özellikle sıfır beta FVFM'yi güçlü biçimde destekler niteliktedir. Ancak, çalışmanın portföyler üzerinden yürütülmesi nedeniyle bazı istatistiksel hataların ortadan kalktığına dikkat etmek gerekir. Bu durum da modelin ilk bakışta geçerli olduğunu söylememize neden olmaktadır. Ancak, bu bulguların tekil hisse senetleri için geçerli olduğu söylenilemez.⁶³

Fama ve MacBeth ise çalışmalarında özellikle menkul kıymet fiyatlandırılmasında sistematik olmayan riskin önemi üzerinde durmuşlardır.⁶⁴ Çalışmada, kesitsel regresyonda artıklar (residuals) arasındaki korelasyondan kaynaklanan sorunu çözmek için tek bir yatay kesit regresyonu yerine kesitsel regresyonu ay ay tekrarlama yolu seçilmiştir. Çalışmada getiri ile beta arasında doğrusal bir ilişki bulunmuştur; ancak, denklemin sabit teriminin risksiz faiz oranından yüksek olduğu görülmüştür. Bu sonuçlar daha önceki çalışmalarla tutarlıdır. Ancak, çalışmanın sistematik olmayan riskin menkul kıymet

⁶² F. Black, M. C. Jensen ve M. Sholes, "The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests", in Jensen M. (ed.), **Studies in the Theory of Capital Markets**, New York, Praeger, 1972.

⁶³ Levy ve Sarnat, a.g.e., s. 495.

⁶⁴ E. Fama ve J. MacBeth, "Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests", **Journal of Political Economy**, Cilt 81, No. 3, Mayıs-Haziran 1973, s. 607-636.

fiyatlandırılmasında rolü olmadığına ilişkin bulgusu daha önceki çalışmalarla tutarlı değildir.

Buraya kadar incelenen öncül testlerin ortak sonuçları, getiri ile beta arasında doğrusal bir ilişki bulunduğunu göstermektedir; ancak, denklemin sabit terimi risksiz faiz oranından yüksektir. Bu haliyle, modelin standart biçiminden çok sıfır betalı FVFM geçerli görünmektedir. Ayrıca, sistematik olmayan riskin menkul kıymet fiyatlandırılmasında rolüne ilişkin bulgular ise farklı yönlerdedir. Genel olarak, yapılan deneysel çalışmaların teorik beklentileri tam anlamıyla desteklediği söylenememektedir.

Bu öncül çalışmaların yöntemlerini kullanarak Avrupa piyasalarında da çok sayıda uygulama yapılmıştır.* Bu uygulamaların ortak sayılabilecek bulgularından biri, ABD'deki çalışmalara benzer biçimde yatay kesit regresyon denkleminin sabit teriminin risksiz faiz oranından yüksek olduğudur. Diğer bir deyişle, Avrupa piyasalarında da modelin standart biçiminden çok sıfır betalı FVFM geçerli görünmektedir. Çalışmaların ortak noktalarından diğeri, beta ile getiri arasında bir ilişkinin varlığının tespit edilmesidir. Ancak, ilginç olan nokta bu ilişkinin teorisinin ve ABD uygulamalarının tersine ters orantılı olmasıdır. Yine, bu çalışmaların sistematik riskin teoride öngörüldüğü biçimde menkul kıymet fiyatlandırılmasında rolü olmadığına ilişkin güçlü kanıtlar içerdiği söylenebilir. Bu bulgulara genel olarak bakıldığında ise FVFM'nin tam olarak desteklenemediği ortadadır.**

FVFM'nin deneysel test sonuçlarının teoriyle uyumsuzluğuna ilişkin problemler çeşitli araştırmacıların test yöntemlerini geliştirme çabalarına zemin hazırlamıştır. Ancak, 1977 yılında Roll tarafından yapılan çalışma⁶⁵ konuya o güne dek ele alındığından farklı bir biçimde yaklaşmaktadır. Bu çalışmada FVFM'nin testleri eleştirilmektedir. Roll'a göre, FVFM'nin doğru biçimde test edilebilmesi için gerçek pazar portföyünün bileşiminin bilinmesi ve testlerde bunun kullanılması

* Avrupa piyasalarında yapılan çalışmaların detaylı bir incelemesi için bakınız: G. Hawawini, **European Equity Markets: Price Behavior and Efficiency**, The Monograph Series in Finance and Economics, School of Business of New York University, yay. haz.: Antony Saunders, 1984, s. 83-105.

** Bu paragrafta yapılan yorumlar için bkz.: A.e.

⁶⁵ R. Roll, "A Critique of The Asset Pricing Theory's Tests; Part I: On Past And Potential Testability Of Theory", **Journal of Financial Economics**, Cilt 4, No. 2, 1977, s. 129-176.

gerekmektedir. Zira, teori pazar portföyünün beklenen getirisi ve bu portföyle varlık arasındaki ilişkiyi içeren beta katsayısına dayalıdır. Ancak, pratikte pazar portföyü yerine çeşitli piyasa endeksleri ya da piyasadaki tüm menkul kıymetleri içeren portföyler kullanılmaktadır. Oysaki, gerçek pazar portföyü sadece menkul kıymetleri değil aynı zamanda kıymetli madenler, eski paralar, beşeri sermaye vb. gibi değerine ilişkin verilerin kolaylıkla gözlemlenemediği varlıkları da kapsamaktadır. Roll, gerçek pazar portföyünün gözlemlenemez olması nedeniyle FVFM'nin zorunlu olarak test edilemez olduğunu öne sürmektedir. Beta tahminleri temsili pazar portföyünün seçimine duyarlıdır ve bu temsili portföy üzerinden hesaplanan betalar gerçek betaya göre saptırılmıştır.

FVFM'nin test edilmesinde yaşanan problemler, testlerin bulgularının teoriyi tam olarak desteklememesi ve son olarak da modelin test edilebilir olup olmadığı konusundaki eleştiriler araştırmacıları yeni modeller oluşturmaya yöneltmiştir. FVFM'ye alternatif olarak geliştirilen bu modeller içerisinde Arbitraj Fiyatlama Teorisi en çok tartışılanıdır.

3.4. Arbitraj Fiyatlama Teorisi (AFT)

Stephen A. Ross tarafından oluşturulan Arbitraj Fiyatlama Teorisi, FVFM'nin içerdiği sorunları ortadan kaldırma çabasının bir ürünüdür.⁶⁶ Bu teori birden çok sistematik risk unsurunun varlık getiri oranları üzerinde etkili olduğu temeline dayanmaktadır. AFT daha önceki varlık fiyatlama modelinde yer alan ve çok sayıda eleştiriye konu olan bazı varsayımları içermeyen, basit, doğrusal bir fiyatlama modeli oluşturmaya çalışmaktadır. Ancak, varlıkların getiri oranlarını etkileyen risk unsurlarının neler olduğu ve nasıl yorumlanacağına ilişkin bir açıklamama getirmemesi modelin en önemli eksikliğidir.

⁶⁶ S. A Ross, "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing", **Journal of Economic Theory**, Cilt 13, No. 3, Kasım 1976, s. 341-360.

3.4.1. Modelin Varsayımları

AFT'nin varsayımlarını FVFM'dekine benzer biçimde iki kısımda incelemek mümkündür:

Yatırımcı davranışına ilişkin varsayımlar:

1) Yatırımcılar faydalarını en yükseğe çıkartmaya çalışırlar ve riskten kaçınırlar. Bu varsayım daha önce incelenen FVFM'de de yer almaktadır.

2) Varlıkların getiri oranlarının k adet faktör içeren, doğrusal bir model tarafından belirlendiği konusunda tüm yatırımcıların beklentileri aynıdır.

FVFM, beklenen getiri risk ilişkisini pazar portföyü denilen tek bir faktör ile açıklamaya çalışmakta ve bu portföyün aslında gözlemlenemez olması nedeniyle eleştirilmektedir. AFT ise görüldüğü üzere çok sayıda faktörü içermektedir. Bu faktörler arasında pazar portföyü yer almak durumunda değildir.

FVFM'de yer alan, yatırımcının portföyünü sadece getiri oranları ve riske dayalı olarak belirlediği, kuadratik fayda fonksiyonuna ve aynı tek dönemlik yatırım ufkuna sahip olduğu varsayımları AFT'de yer almamaktadır.

Sermaye piyasasına ilişkin varsayımlar:

3) Piyasada tam rekabet koşulları geçerlidir. Bu varsayım FVFM'nin de sermaye piyasalarına ilişkin temel varsayımdır. Tam rekabet şartlarının geçerli olduğu bir piyasada aynı zamanda

i) tüm varlıkların sonsuz bölünebilirliğe sahip olduğu,
ii) varlık alım satımında vergi ya da işlem maliyetleri söz konusu olmadığı,
iii) tüm bilgilerin bütün yatırımcılara anında, tam ve maliyetsiz olarak ulaştığı,

iv) piyasada çok sayıda alıcı ve satıcı olması nedeniyle menkul kıymet fiyatlarının bireysel davranışlardan etkilenmediği de varsayılmaktadır.

4) Ele alınan menkul kıymet çeşit sayısı modelde yer alan faktör sayısından oldukça fazladır.

3.4.2. Arbitraj Fiyatlama Denklemi

AFT, finansal varlıkların getiri oranlarının k adet birbirinden bağımsız faktör tarafından belirlendiği temel varsayımından yola çıkarak getiri oranı ile risk arasındaki doğrusal ilişkiyi çok faktörlü bir model çerçevesinde oluşturmaktadır. Daha önceki bölümde bu modelin ve beklenen getirisinin sırasıyla İfade (30) ve İfade (31)'de verilmişti. İfade (30)'dan İfade (31) çıkarıldığında yeni bir getiri oranı denklemi elde edilmektedir.

$$r_i = E(r_i) + b_{i1} \cdot (F_1 - E(F_1)) + b_{i2} \cdot (F_2 - E(F_2)) + \dots + b_{ik} \cdot (F_k - E(F_k)) + e_i$$

Bu denklemde $\delta_i = F - E(F)$ olmak üzere yeniden düzenleme yapılırsa aşağıdaki ifade elde edilmektedir.

$$r_i = E(r_i) + b_{i1} \cdot \delta_1 + b_{i2} \cdot \delta_2 + \dots + b_{ik} \cdot \delta_k + e_i \quad (37)$$

Buna göre, varlıkların getiri oranları beklenen getiri oranı, sistematik risk ve sistematik olmayan riskin bir fonksiyonudur. Bu denklemde yer alan faktörler sadece o faktörün beklenmeyen değişimlerini içermektedirler. Zira, herhangi bir faktörde meydana gelebilecek beklenen değişimler denklemin ilk terimi olan beklenen getiri oranı tarafından zaten içirilmiştir. Bu denklemde yer alan sistematik olmayan risk (e_i) portföyler yoluyla yok edilebilir. Bu durumun analiz edilmesi sonucunda, varlık sayısı yeterince büyük ise, beklenen getiri ile risk arasındaki ilişkinin aşağıdaki gibi ifade edilebileceği ortaya konulmuştur.

$$E(r_i) = \lambda_0 + \lambda_1 \cdot b_{i1} + \lambda_2 \cdot b_{i2} + \dots + \lambda_k \cdot b_{ik} \quad (38)$$

λ_0 : Sıfır sistematik riske sahip varlığın beklenen getirisi

λ_k : k faktörünün risk primi

Risksiz varlığın getirisi denklemde yer alan sabit terime eşittir.

$$E(r_i) = r_f + \lambda_1 \cdot b_{i1} + \lambda_2 \cdot b_{i2} + \dots + \lambda_k \cdot b_{ik} \quad (39)$$

Bu durumda denklemde yer alan her bir faktör, o faktörde oluşacak değişimin risksiz faiz oranı üzerinde yer alan kısmını göstermekte olacağından ifade aşağıdaki gibi de gösterilebilir.

$$E(r_i) = r_f + b_{i1} \cdot (\delta_1 - r_f) + b_{i2} \cdot (\delta_2 - r_f) + \dots + b_{ik} \cdot (\delta_k - r_f) \quad (40)$$

$E(r_i)$: i varlığının beklenen getiri oranı

r_f : Risksiz faiz oranı

b_{ik} : i varlığının getiri oranının k faktörüne duyarlılığı (faktör betası)

$\lambda_k = \delta_k - r_f$: k faktörünün risk primi

Bu durumda varlık fiyatları faktör betalarının doğrusal bir fonksiyonu olmaktadır. Teorinin piyasada sınırsız sayıda varlık bulunduğu varsayımından hareketle, çeşitlendirme yoluyla tam olarak risksiz portföyler kurulabilmekte ve arbitraj yoluyla piyasa dengesi sağlanmaktadır. Ancak, faktörlerin sayısı ve içeriği, faktör betalarının ve risk primlerinin büyüklüğü ve işareti konusunda teoride herhangi bir bilgi yer almamaktadır.

3.4.3. Arbitraj Fiyatlama Teorisi'nde Faktörlerin Belirlenmesi ve Modelin Testleri

Modelde yer alan faktörlerin sayısı ve içeriği teoride belirtilmeyen önemli bir nokta olduğu için çeşitli araştırmacılar tarafından incelenmiştir. Bu araştırmalarda faktör sayılarını ve içeriklerini belirlemek ve modeli test etmek üzere başlıca iki yöntem kullanılmaktadır: (1) Gözlemlenemeyen risk faktörleri ve (2) Gözlemlenebilir risk faktörleri⁶⁷

Faktörlerin, istatistiksel yöntemler kullanılarak, finansal varlıkların geçmiş getiri oranlarını içeren veri setinin incelenmesi yoluyla belirlenmesi mümkündür. Bu yaklaşım gözlemlenemeyen risk faktörlerinin belirlenmesi için asal bileşenler analizi veya faktör analizi yöntemlerinin kullanılmasını içermektedir.

Faktör analizi, finansal varlık getirileri arasındaki kovaryanstan türetilen gözlemlenemez değişkenler olarak ortak faktörleri ortaya çıkarmayı amaçlamaktadır. Bu yöntemle çok sayıda değişkeni temsil edebilen daha az sayıda temel unsura diğer bir deyişle faktöre ulaşılmaktadır. Ancak, bu yöntemle faktörlerin içeriği ve neyi temsil ettikleri konusunda bir saptamada bulunmak mümkün değildir. Asal bileşenler analizi ise faktör analizine benzemekle birlikte, her bir finansal varlığın sistematik olmayan riskinin ihmal edilebilir olduğu kabulüyle beta katsayılarını belirlemektedir.

⁶⁷ Nevin Yörük, **Finansal Varlık Fiyatlama Modelleri ve Arbitraj Fiyatlama Modelinin İMKB'de Test Edilmesi**, İMKB Yayınları, İstanbul, 2000, s. 70.

Faktör analizinde ise sistematik olmayan risk tahmin edilmekte ve sistematik riskle ilişkisiz tutulmaya çalışılmaktadır.

Akademik deneysel yazında her iki tekniği kullanarak yapılmış çok sayıda çalışma mevcuttur. Bunlardan ilki Roll ve Ross tarafından faktör analizi ve kesit regresyonu yöntemlerinin çok kapsamlı bir veri seti üzerinde uygulanarak modelin test edildiği çalışmadır.⁶⁸ Bu çalışmanın bulguları en çok 3 faktörün denge fiyatlarını açıklamada anlamlı olduğu ve AFT'nin geçerli olduğu yönündedir. Ancak, daha sonra bu çalışmada kullanılan yöntemi aynen tekrarlayarak ya da farklı yöntemler kullanarak yapılan çalışmaların bulguları birbirinden oldukça farklılaşmaktadır. Bulgular hem faktör sayısı hem de modelin geçerliliği konusunda çelişiktir.* Faktör sayıları seçilen dönem ve örneklemin boyutuna bağlı olarak değişkenlik arz etmekte, ayrıca aynı örnekleme ait alt dönemlerde de farklılaşmalar ortaya çıkmaktadır. Yine, benzer biçimde teknikler için farklı versiyonlara ait uygulamalarda da bulgular farklılaşmaktadır.

AFT testlerinde kullanılan diğer yöntem faktörlerin firma karakteristikleri ya da makroekonomik değişkenleri içerecek biçimde seçildiği yaklaşımdır. Bu durumda getiriyi etkileyen faktörler ekonomi ve finans teorisi temelinde, sezgisel biçimde, gözlemlenebilir risk faktörleri olarak başlangıçta ortaya konulmaktadır.

AFT testlerinde firma karakteristikleri olarak beta katsayısı, hisse senetlerinin yıllık kâr payı ödemeleri, firma büyüklüğü, işlem hacmi, likidite, büyüme, satışlar, finansal kaldıraç vb. değişkenler kullanılarak modelleme yapılmaktadır. Bu türe örnek olarak Sharpe tarafından yapılan pazar betasının yanı sıra temettü getirisi, firma büyüklüğü, uzun vadeli tahvillerin betası ve sektörel değişkenlerin kullanıldığı çalışma gösterilebilir.⁶⁹ Bu çalışmanın bulguları, pazar betasına ek olarak kullanılan değişkenlerin modelin açıklama gücünü önemli ölçüde artırdığı yönündedir.

⁶⁸ R. Roll ve S. A. Ross, "An Empirical Investigation of Arbitrage Pricing Theory", **Journal of Finance**, Cilt 35, No. 5, 1980, s.1073-1103.

* Bu tür çalışmalar için bakınız: S. Brown ve W. I. Weinstein, "A New Approach to Testing Asset Pricing Models: The Bilinear Paradigm", **Journal of Finance**, Cilt 38, No. 3, Haziran 1983, s. 711-743; P. J. Dhrymes, I. Friend ve N. B. Gültekin, "A Critical Reexamination of the Empirical Evidence on the Arbitrage Pricing Theory", **Journal of Finance**, Cilt 39, No. 2, Haziran 1984, s. 323-346 ve G. Connor ve R. A. Korajczyk, "Risk and Return in an Equilibrium APT: An Application of a New Test Methodology", **Journal of Financial Economics**, Cilt 21, No. 2, 1988, s. 255-289.

⁶⁹ W. F. Sharpe, "Factors in NYSE Security Returns, 1931-1979", **Journal of Portfolio Management**, Cilt 8, No. 2, 1982, s. 5-19.

AFT testlerinde makroekonomik deęişkenlerin kullanılmasının altında yatan temel neden, modelin sistematik risk unsurlarına dayalı olmasıdır. Doğal olarak, sistematik riskleri en iyi temsil eden deęişkenler makroekonomik olmaktadır. Bu nedenle makroekonomik deęişkenler kullanımı yoluyla varlık fiyatlarının açıklanmasında önemli ek bilgilere ulaşılabileceęi düşünülmektedir. Ancak, hangi makroekonomik olayların finansal varlıkların tamamı üzerinde etkili olduęu ve fiyatlarını ortak biçimde hareket ettirdięi konusunda kesin bilgiler mevcut deęildir. Dolayısıyla, konuya ilişkin çalışmalar bazı makroekonomik göstergeleri sezgisel olarak modelde kullanma yoluna gitmektedirler. Reel ekonomik faaliyetler, enflasyon, faiz oranları, para arzı, bütçe dengesi, döviz kurları ve ödemeler dengesi modellemede doğrudan ya da çeşitli türevleri ele alınarak kullanılan başlıca makroekonomik deęişkenlerdir.⁷⁰ Modele dahil edilecek deęişkenler belirlendikten sonra, daha önce standart FVFM'nin testlerinde açıklanan iki aşamalı regresyon yöntemi kullanılarak AFT test edilmektedir.

Chen, Roll ve Rosstarafından yapılan çalışmada varlık getiri oranları üzerinde endüstriyel üretimde beklenmeyen deęişimler, enflasyon oranında beklenmeyen deęişimler, faiz oranlarının vade yapısı eğimindeki beklenmeyen deęişimler ve ödenmeme risk primlerindeki beklenmeyen deęişimler olmak üzere dört makroekonomik faktörün etkili olduęu belirlenmiştir.⁷¹ Ancak, bu konuda yapılan dięer çalışmaların bulguları, birbirinden farklı çok sayıda makroekonomik faktörün varlık getiri oranları üzerinde etkili olduęunu göstermektedir.* Bu nedenle, sistematik risk faktörlerinin saptanması halen deneysel araştırmaların konusu olmaya devam etmektedir.

Ayrıca akademik yazında, FVFM'nin test edilemez olduęuna ilişkin görüşlere benzer biçimde, AFT'nin de test edilebilirlięinin şüpheli olduęunu iddia eden çalışmalar yer almaktadır. Shanken, çalışmasında esasında AFT'de risk ile

⁷⁰ Yörük, a.g.e, s. 73-74.

⁷¹ N.F. Chen, R. Roll ve S. A. Ross, "Economic Factors and Stock Market", **Journal of Business**, Cilt 59, No. 3, Temmuz 1986, s. 383-403.

* Bu konuda yapılan çalışmalar için bkz.: M. Berry, E. Burmeister ve M. McElroy, "Sorting Out Risks Using Known APT Factors", **Financial Analysts Journal**, Cilt 44, No. 2, Mart 1988, s. 29-42; E. Burmeister ve K. Wall, "The Arbitrage Pricing Theory and Macroeconomic Factor Measures", **Financial Review**, Şubat 1986 ve J. Mei, "Explaining the Cross Section of Returns via A Multi-Factor APT Model", **Journal of Financial & Quantitative Analysis**, Cilt 28, No. 3, 1993, s. 331-345.

getiri arasında tam olarak doğrusal bir ilişki olmadığını ve teorelin deneyisel formülasyonunun yetersiz olduğunu öne sürerek modelin test edilebilirliğinin şüpheli olduğunu söylemektedir.⁷² Dybvig ve Ross ise bu çalışmaya yanıt olarak yayınladıkları makalede AFT'nin test edilebilirliğini savunmaktadırlar.⁷³

Genel olarak bakıldığında, varsayımlarının görece daha az ve gerçekçi olması AFT'nin cazip bir model olarak görülmesine neden olmaktadır. Ancak, teorelin temelinde yer alan arbitraj işlemlerinin gerçekte birkaç büyük profesyonel yatırımcı dışında başari lamayacak olması modelin ütöpik olduğu eleştirilerini de beraberinde getirmektedir. Ayrıca, AFT testlerindeki çelişkili bulgular ve modelin test edilebilirliğine ilişkin görüşler de diğer sorunlardandır. Sistemati k risk faktörlerinin saptanması halen deneyisel araştırmaların konusu olmaya devam etmektedir. Bu risk faktörleri belirlense dahi, modelin varlık fiyatlamada pratikte uygulanabilirliğinde en önemli sorunlardan biri risk primleri (λ_k) ve faktör betalarının (b_{ik}) tahmin edilmesine ilişkin zorluklardır.

⁷² J. Shanken, "The Arbitrage Pricing Theory: Is It Testable?", **Journal of Finance**, Cilt 37, No. 5, 1982, s. 1129-1140.

⁷³ P. H. Dybvig ve S. A. Ross, "Yes, The APT is Testable", **Journal of Finance**, Cilt 40, No. 4, 1985, s. 1173-1188.

IV. BÖLÜM

SİSTEMATİK RİSK ÖLÇÜTÜ OLARAK BETA KATSAYISININ İNCELENMESİ: KAVRAMSAL YAKLAŞIMLAR VE ÖLÇÜM SORUNLARI

Yukarıdaki bölümler getiri-risk ilişkisinin modellenmesinde sistematik riskin ne denli yaşamsal öneme sahip olduğunu göstermektedir. Geliştirilen modellerin tümü, ister portföy seçimine isterse varlık fiyatlamaya ilişkin olsun, yatırımcıların kararlarında çeşitlendirme yoluyla ortadan kaldırılamayan riskin belirleyici tek etken olduğunu göstermektedirler. Bu nedenle, sistematik riskin doğru biçimde ölçülmesi ve tahmin edilmesi modellerin uygulanabilmesi için en kritik noktalardan birini oluşturmaktadır. Modeller, getiriye açıklamak üzere farklı sayıda ve nitelikte risk faktörü içerseler de finansal varlıkların bu faktöre ilişkin riskini temelde aynı mantığı kullanarak ölçmektedirler. Bu, ilgili risk faktörünün getiri oranı ile finansal varlığın getiri oranı arasındaki ilişkidir ve beta katsayısı ile temsil edilir.

Sistematik riskin yatırımların hem geçmiş performanslarının değerlendirilmesi hem de gelecekteki risklerinin kontrol ve tahmin edilmesinde merkezi bir role sahip olduğunun keşfedilmesi finans kuramında atılmış en önemli adımlardan birisidir. Bu fıkirden hareketle oluşturulan tüm modellerde sistematik riskin göstergesi olan beta katsayısının ölçüm ve tahmininin hayati rol oynadığı kolaylıkla söylenilebilir. Modelde hangi risk faktörlerinin kullanıldığı modelin geçerliliğinde ne denli önemli ise beta katsayısının doğru ve kesin biçimde belirlenmesi ve tahmin edilmesi de en az o kadar önemlidir. Portföy seçimine ilişkin modeller hem geçmiş performansı ölçmek için beta katsayılarını hesaplamak hem de geleceğe ilişkin stratejileri belirlemek üzere beta katsayısını tahminlemek durumundadırlar. Benzer biçimde varlık fiyatlama modellerinde de hem varolan durumda bir finansal varlığın fiyatının görece değerlendirilebilmesi için beta değerinin hesaplanması hem de gelecekteki fiyat tahmininin yapılabilmesi için beta değerinin tahmin edilmesi gerekmektedir. Kurulan modelin geçerliliği, ölçülen ya da tahminlenen bu beta katsayıları kullanılarak test edilmektedir. Dolayısıyla, bir modelin geçerli olup olmadığına ilişkin tartışmaların sağlıklı biçimde yürütülebilmesi öncelikle beta katsayısının nasıl ölçüldüğünün veya tahminlendiğinin ve bunların ne kadar anlamlı olduğunun incelenmesine bağlıdır.

Bu bölümde getiri – risk modellerini incelerken değinilen beta katsayısı detaylı biçimde ele alınacaktır. Bu amaca yönelik olarak öncelikle kavramsal açıdan yapılacak olan incelemede katsayının anlamı, kullanım alanları ve önemi ile beta katsayısına yüklenen anlam açısından getiri – risk modellerindeki farklılaşmalar yer almaktadır. Daha sonra, beta katsayısının hangi yöntemlerle ölçüldüğü incelenecektir. Ancak, beta katsayısının ölçümü bazı sorunlar içermektedir. Akademik deneysel yazında, kullanılan veri seti ve ölçüm tekniğindeki değişimlere bağlı olarak beta değerinin farklılaştığını tespit eden çalışmalar yer almaktadır. Tespit edilen ölçüm sorunları, çalışmaların bulgularını ve karşılıklı incelemesini içerecek biçimde ele alınacaktır. Beta katsayısının tahmin modellerine ilişkin çalışmalar ve tartışmalar ise bir sonraki bölümde etraflıca incelenmiştir.

4.1. Kavramsal Olarak Beta Katsayısının İncelenmesi

Beta, en genel anlamıyla getirilerdeki göreceli dalgalanmanın bir ölçütüdür.⁷⁴ Diğer bir deyişle beta, herhangi bir varlığın dominant bir faktörle olan ilişkisinin, varlığın ve dominant faktörün getirilerindeki değişimin ilişkisi biçiminde ölçülmesidir. Getiri-risk modelleri çerçevesinde ele alınan dominant faktörler, sistematik riskin göstergesi niteliğindeki, genellikle makroekonomik büyüklüklerdir. Ancak, bunlar arasında en temel ve akademik yazında en geniş yer alanı piyasa endeksi olduğu için beta kavramı genellikle endeks ile varlık arasındaki ilişki üzerinden açıklanmaktadır. Bir başka deyişle, beta bir finansal varlığın getirisindeki değişim ile piyasa endeksinin getirisindeki değişim arasındaki ilişkidir.

İktisadi açıdan incelendiğinde, finansal varlığın getirisinde oluşan değişimlerin kaynağı piyasa endeksinin getirisindeki bir değişim olamaz. Hem finansal varlığın hem de piyasa endeksinin getirilerinde oluşan değişimler ekonomik olayların etkilerinin sonucudur. Dolayısıyla, esas olarak beta, ekonomik olaylar nedeniyle bir finansal varlığın getirisinde oluşan değişimin ölçütüdür. Ekonomik olaylar aynı zamanda tüm piyasadaki finansal varlıkları da etkilediği için piyasa endeksinin getirisinde de bir değişim görülecektir. Piyasa endekslerindeki değişimin

⁷⁴ D. R. Harrington, **Modern Portfolio Theory, The Capital Asset Pricing Model and Arbitrage Pricing Theory: A User's Guide**, Prentice-Hall Inc., 2. baskı, ABD, 1987, s. 99.

genel olarak beklenen enflasyon oranı, faiz oranları, GSMH'nın büyüme oranı ve benzeri ekonomik olaylarla ilintili olduğu kolaylıkla gözlemlenebilir. Uluslararası piyasalarda enerji ve hammadde fiyatlarındaki değişimler, alternatif yerli enerji kaynaklarının gelişimi, tüketicilerin tutum ve davranışlarındaki değişimler vs. ise bahsedilen ekonomik olayların kaynakları olup asıl dikkat edilmesi gereken olgulardır. Bu olaylar hem tekil olarak finansal varlıkların hem de tüm piyasanın beklenen getirisindeki belirsizliğe en önemli katkıyı sağlayan unsurlardır. Dolayısıyla, piyasa endeksindeki değişimden yola çıkılarak bir finansal varlığın getirisindeki değişimi açıklamak mümkün olmalıdır.

Uluslararası enerji kaynaklarının beklenen durumu ve ülkedeki beklenen enflasyon oranı olmak üzere birbirlerinden bağımsız iki ekonomik olayın piyasa ve iki farklı finansal varlığın beklenen getirilerinde yaratacağı değişimi aşağıdaki gibi tahmin ettiğimizi varsayalım.

Olay	Durum	Olasılık	Beklenen Getirideki Değişim		
			Piyasa	A	B
ENERJİ	İyi	1/3	6	4	8
	Normal	1/3	0	0	0
	Kötü	1/3	-6	-4	-8
ENFLASYON	İyi	1/3	3	6	0
	Normal	1/3	0	0	0
	Kötü	1/3	-3	-6	0

Tablo incelendiğinde, A finansal varlığının enerji ile ilgili olaylara tepkisi pazarın toplam tepkisinin 2/3'ü iken enflasyon ile ilgili olaylara pazarın 2 katı tepki vermektedir. B finansal varlığı ise enerji ile ilgili olaylara pazarın 4/3 katı tepki verirken enflasyonla ilgili olaylardan etkilenmemektedir. Her iki olayın da piyasanın getirisinde yaratması beklenen değişimin ortalama değeri sıfır olacaktır. Piyasa getirisinin varyansı ise iki olayın tamamen bağımsız olduğu göz önüne alınarak aşağıdaki gibi hesaplanabilir:

Piyasa getirisinin varyansının enerji olayına bağlı olarak oluşan kısmı:

$$\sigma_M^2 = \sum_{j=1}^n p_j \cdot [r_M - E(r_M)]^2 = 1/3 \cdot [6^2 + 0^2 + (-6)^2] = 24$$

Piyasa getirisinin varyansının enflasyona bağılı olarak oluşan kısmı:

$$\sigma_M^2 = \sum_{j=1}^n p_j \cdot [r_M - E(r_M)]^2 = 1/3 \cdot [3^2 + 0^2 + (-3)^2] = 6$$

Dolayısıyla, piyasa getirisinin toplam varyansı her ikisinin toplamı olan 30'dur. Buradan da anlaşılacağı üzere, piyasanın enerji kaynaklı olaylardan etkilenme oranı (24/30) enflasyondan etkilenme oranından (6/30) görece daha yüksektir.

Piyasanın enerji kaynaklı olaylardan etkilenme oranı ve A finansal varlığının aynı olaylardan piyasaya oranla etkilenme derecesi bilindiğine göre, A finansal varlığının enerji kaynaklı olaylar sonucunda getirisinde oluşacak değişimi belirlemek artık mümkündür. Aynı biçimde enflasyonun yaratacağı etki de hesaplanabileceğine göre, ikisinin toplamı, A finansal varlığının getirisindeki ekonomik olaylardan kaynaklı değişimin piyasa getirisindeki değişim üzerinden ölçülmesi anlamına gelecektir. Bu durumda

$$\beta_A = 24/30 \cdot 2/3 + 6/30 \cdot 2 = 14/15$$

olacaktır. Benzer biçimde

$$\beta_B = 24/30 \cdot 4/3 + 6/30 \cdot 0 = 16/15$$

olur. Bu incelemeden de anlaşılacağı üzere beta katsayısı iki parametre tarafından belirlenmektedir:

- 1) Ekonomik olaylara bağılı belirsizlik derecesi (Olayların piyasanın varyansına oransal katkısı),
- 2) Varlık getirisinin bu olaylara tepkisi (Nispi tepki katsayısı).

Dolayısıyla, ekonomik olayların birbirleriyle ilişkisiz olduğu varsayımı altında, bir varlığın beta katsayısı aşağıdaki gibi formüle edilebilir.

$$\beta_i = \frac{\sum_{j=1}^n \gamma_{ij} V_j}{\sum_{j=1}^n V_j} \quad (41)$$

V_j ile j ekonomik olayının piyasanın varyansına katkısı ve γ_{ij} ile i finansal varlığı ve piyasanın j ekonomik olayına tepkisi, diğer bir deyişle nispi tepki katsayısı gösterilmektedir. Bu ifade yeniden düzenlenerek aşağıdaki gibi de gösterilebilir.

$$\beta_i = \sum_{j=1}^n \left(\frac{V_j}{\sum_{j=1}^n V_j} \right) \cdot \gamma_{ij} \quad (42)$$

Bu biçimde bir finansal varlığın beta katsayısının, varlığın nispi tepki katsayılarının ağırlıklı ortalaması olduğu kolaylıkla görülmektedir. Her bir nispi tepki katsayısı, olayların piyasanın varyansına katkı oranı ile ağırlıklandırılmaktadır.

Beta katsayısının bu biçimde temel bileşenlerine ayrılarak incelenmesi, bir finansal varlığın betasının zaman içerisindeki davranışını kavramak açısından son derece önemlidir. Beta, ekonomik olayların piyasanın varyansına katkı derecesinin değişimi veya finansal varlığın nispi tepki katsayısının değişimine bağlı olarak farklılaşmaktadır. Örneğin, enflasyon oranlarının duyurulması piyasa varyansının görece daha büyük kısmının enflasyon temelli olaylar tarafından açıklanması anlamına gelir. Bu durumda, enflasyona daha duyarlı olan finansal varlıkların betaları yükselecektir. Diğer duruma bir örnek olarak ise bir firmanın finansal yapısında yapacağı bir değişikliğin onun tüm ekonomik olaylardan piyasaya göre etkilenme derecesini, diğer bir deyişle nispi tepki katsayısını değiştireceği ve bunun sonucunda betasının değişeceği söylenilebilir.

Betanın zaman içerisinde değişken bir yapıya sahip olması beraberinde iki temel sorunu getirmektedir:

- 1) Geçmiş bir dönem için bir finansal varlığın beta değerinin hesaplanmasına ilişkin sorunlar,
- 2) Gelecekteki bir dönem için beta değerinin tahminine ilişkin sorunlar.

Yukarıda yapılan açıklamalar ışığında incelenirse, bir firmanın tarihsel beta değeri esasında verili dönem içerisinde oluşan birçok farklı beta değerinin bir ortalaması olacaktır. Bu ortalama beta değeri gerçek beta değerinden farklıdır. Beta

değerini hesaplamak üzere kullanılan veri seti ya da ölçüm tekniğindeki farklılaşmalara bağlı olarak verili bir dönemde aynı finansal varlık için farklı beta değerleri elde edilebilir.

4.2. Betanın Ölçüm Teknikleri

Ekonomik olayların yatırımcıların beklentilerine etkisi hem finansal varlık hem de piyasa getirisini belirlemektedir. Genel olarak, ekonomik olayların tümünün yatırımcıların beklentilerinde yarattığı belirsizliğin piyasa getirisinin varyansı ile ölçüldüğü kabul edilebilir. Bir finansal varlığın getirisinin ekonomik olaylardan etkilenme derecesi ise piyasa ile arasındaki ilişki olarak açıklanabilir ve ölçüt olarak piyasa ile finansal varlık getirileri arasındaki kovaryans kullanılabilir. Dolayısıyla beta katsayısı matematiksel olarak, daha önce İfade (25)'de gösterildiği üzere, aşağıdaki gibi hesaplanabilir.

$$b_i = \frac{Cov(r_i, r_M)}{\sigma_M^2}$$

σ_M^2 : Ekonomik olayların piyasa getirisinde yarattığı belirsizliği ifade eden piyasa getirisinin varyansı

$Cov(r_i, r_M)$: i varlığının getiri oranının ekonomik olaylardan etkilenme derecesini ifade eden kovaryans

Matematiksel yöntemin kullanılması ile betanın hesaplanması oldukça basit bir işlemdir. Ancak, tahmini beta değeri söz konusu olduğunda formülde yer alan her iki parametrenin de tahmin edilmesi gerektiği gözden kaçırılmamalıdır.

Betanın ölçümünde kullanılan diğer bir yol regresyon yöntemidir. Bu yöntem akademik yazında Pazar Modeli olarak isimlendirilmektedir. Konuya ilişkin deneysel çalışmalarda yaygın biçimde kullanılan Pazar Modeli, esasta piyasa getirileri ile firma getirileri arasındaki ilişkiyi incelemek üzere oluşturulmuş basit doğrusal bir regresyon modelidir. Bu modele ilişkin detaylı inceleme daha önceki bölümde yapılmıştır. Burada modelin denklemini hatırlanacak olursa $r_i = a_i + b_i r_M + e_i$ biçimindedir. Bu doğrusal model çerçevesinde parametrelerin

tahmini en küçük kareler yöntemi ile yapılmaktadır.⁷⁵ Burada amaç, her bir ölçüm noktasında piyasa getirisine karşılık gelen finansal varlık getirisini gösteren grafikte (serpilme diyagramı) görülen tüm noktalarla uzaklıklarının toplamı en az olan regresyon doğrusu ve denkleminin belirlenmesidir. Bu regresyon doğrusuna daha önce de belirtildiği üzere karakteristik doğru adı verilmektedir. Regresyon denkleminin sapmaların (hataların) en aza indirgenmesinin anlamı ise serpilme diyagramına en uygun regresyon doğrusunun belirlenmesidir. Diğer bir deyişle, denklemde yer alanlardan farklı parametreler kullanılarak elde edilecek hiçbir doğru bu diyagrama daha uygun olamaz.⁷⁶

Daha önce de belirtildiği üzere bir finansal varlığın gerçek beta değeri ex-ante olarak gözlemlenemez. Dolayısıyla, regresyon denkleminin elde edilen beta katsayısı gerçek beta değerinin ancak bir tahminidir. Gerçek beta değeri sürekli olarak sabit kalsa bile regresyon denklemini oluşturmak üzere kullanılan veri setindeki farklılaşmalar, diğer bir deyişle örneklem hataları nedeniyle elde edilen beta katsayısı için tahmin hatası söz konusudur. Betanın standart hatası (standart error of beta) istatistiksel olarak hesaplanabilir. Standart hata değeri kullanılarak gerçek beta değerinin denklemden elde edilen beta değerinden ne ölçüde farklılaşabileceği saptanabilir. Aynı biçimde, denklemin diğer parametresi olan sabit terimin standart hatası (standart error of alpha) da ölçülerek elde edilen sabit terimdeki olası örneklem hatası görülebilmektedir.

Regresyon analizi içerisinde en önemli analiz korelasyon analizidir.⁷⁷ Pazar Modeli çerçevesinde korelasyon analizi kullanılarak piyasa endeksinin getirisi ile finansal varlığın getirisi arasındaki ilişki incelenebilir. Korelasyon katsayısının (correlation coefficient) karesi alınarak hesaplanan belirlilik katsayısı (coefficient of determination) finansal varlığın getirisindeki toplam değişimin piyasa endeksinin

⁷⁵ A. S. Albayrak, A. Eroğlu v.d., **SPSS Uygulamalı Çok Değişkenli İstatistik Teknikleri**, yay. haz.: Şeref Kalaycı, Asil Yayın Dağıtım, Ankara, 2005, s. 199.

⁷⁶ Sharpe, Alexander ve Baeley, a.g.e., s. 476.

⁷⁷ Neyran Orhunbilge, **Uygulamalı Regresyon ve Korelasyon Analizi**, İstanbul Üniv. İşletme Fakültesi Yayın No: 281, 2. baskı, İstanbul, 2002, s.25.

getirisindeki deęişim ile açıklanabilen kısmını oransal olarak ifade eder.⁷⁸ Diğer bir deyişle, bir finansal varlığın toplam riski ve bileşenleri aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$\sigma_i^2 = b_i^2 \sigma_M^2 + \sigma_{ei}^2$$

Toplam riskin piyasa endeksi ile açıklanabilen kısmı (sistemik risk) : $b_i^2 \sigma_M^2$

Toplam riskin piyasa endeksiyle açıklanamayan kısmı (sistemik olmayan risk) : σ_{ei}^2

Bu durumda sistemik risk ve sistemik olmayan riskin toplam risk içerisindeki payları aşağıdaki gibi hesaplanabilir.

$$\frac{\text{SistemikRisk}}{\text{ToplamRisk}} = \frac{b_i^2 \sigma_M^2}{\sigma_i^2} = \rho^2$$

ρ^2 ile belirlilik katsayısı ifade edilmektedir. Finansal varlığın getirisindeki toplam deęişkenliğin piyasa endeksinin getirisindeki deęişim ile açıklanamayan kısmının toplam riske oranı ise belirsizlik katsayısı (coefficient of nondetermination) ile ifade edilmektedir. Bu katsayı $(1 - \rho^2)$ biçiminde hesaplanmaktadır.

$$\frac{\text{SistemikOlmayanRisk}}{\text{ToplamRisk}} = \frac{\sigma_{ei}^2}{\sigma_i^2} = 1 - \rho^2$$

Ayrıca, korelasyon katsayısı ile regresyon denkleminin standart hatası arasında tam ters bir ilişki söz konusudur.⁷⁹ Bunun anlamı korelasyon katsayısı bire yaklaştıkça regresyonun standart hatasının düşerek sıfıra yaklaşacağıdır.* Demek ki korelasyon katsayısını kullanarak oluşturulan regresyon fonksiyonunun iyi seçilip seçilmediği hakkında yorum yapılabilir.

Finansal varlığın sistemik olmayan riskinin değeri (σ_{ei}) için ise regresyon denklemi kullanılarak hesaplanan rassal hata terimlerinin standart sapmasını

⁷⁸ A.e., s.23.

⁷⁹ A.e.

* Korelasyon katsayısı +1 ile -1 aralığında değeri almaktadır. Regresyon denkleminin standart hatası ise 0 ile $+\infty$ arasında değeri alır.

(standart deviation of the random error term) kullanmak gerekmektedir. Bu değer kalıntıların standart sapması (residuals standart deviation) olarak da bilinmektedir.⁸⁰

4.3. Betanın Ölçüm Sorunları

Betanın ölçümünde yaşanan problemlerin temelinde veri setinin seçimi yer almaktadır. Farklı niteliklere sahip veri setlerinin kullanımı yoluyla elde edilen beta değerleri birbirinden farklıdır. Gözlem yapılan dönemin uzunluğu, seçilen dönem içerisinde gözlem değerlerinin ölçüm sıklığı, piyasayı temsil etmek üzere kullanılan endeks, beta katsayısını hesaplamak üzere kullanılan matematiksel ya da istatistiksel yöntem bu farklılaşmayı yaratan temel veri seti nitelikleridir.⁸¹ Bu kısımda, sözü geçen unsurlar akademik yazında yer alan çalışmalar çerçevesinde incelenecektir.

4.3.1. Yatırım Ufku Etkisi

Örnek zaman aralığının uzunluğunun beta üzerine etkisi akademik yazında yatırım ufku (investment horizon – measurement period) etkisi olarak bilinmektedir. Yatırım ufku örneklemin istatistiksel olarak anlamlı olmasına izin verecek kadar uzun seçilmelidir. Ancak bu noktada geçmiş verilerin içerdiği tüm bilgilerin gelecekte aynı biçimde kalmayacağına dikkat etmek gerekir. Tarihsel betanın tahmin için kullanılması söz konusu olduğunda fazla uzun seçilmiş dönem verisi ile hesaplanan beta değeri sorun yaratacaktır. Dolayısıyla, dönemin uzunluğu gelecekteki ilişkileri de sağlıklı biçimde tahmin edebilecek biçimde belirlenmek durumundadır. Bu nedenle, hem farklı zaman uzunluklarının tarihsel beta değeri üzerinde nasıl bir etki yarattığını hem de hangi zaman aralığının daha kesin tahminler sağladığını belirlemek üzere çeşitli çalışmalar yapılmıştır.

Tarihsel betanın iyi bir tahminleyen olarak kullanılabilmesinin, aynı zamanda örnek zaman aralığının uzunluğuna da bağlı olduğu ilk olarak Levy (1971)

⁸⁰ Sharpe, Alexander ve Baeley, a.g.e.

⁸¹ Harrington, a.g.e., s. 108.

tarafından belirtilmiştir.⁸² Levy en az 26 haftalık bir gözlem aralığının kullanılması ile hesaplanan tarihsel betanın, sonraki 26 haftalık döneme ait mükemmel bir tahminleyen olduğunu vurgulamıştır.

Breen ve Lerner ise çalışmalarında NYSE endeksi ile hisse senetlerinin aylık verilerini ve Pazar Modeli'ni kullanmışlardır.⁸³ Çalışmada 6 ile 84 ay aralığında farklı elde tutma dönemleri için beta değerleri hesaplanmıştır. Bulgular beta değerlerinin yatırım ufkunun farklılaşmasına bağlı olarak anlamlı biçimde değiştiğini göstermektedir.

Baesel yatırım ufkunun uzunluğunun değişmesinin betanın durağanlığı üzerindeki etkisini incelemiştir.⁸⁴ 1950-1967 döneminde NYSE'de işlem gören 160 hisse senedinin ve Fisher Link Relative Index'in aylık gözlemleri üzerinden yürütülen çalışmada birer, ikişer, dörder, altışar ve dokuzar yıllık alt dönemler için inceleme yapılmıştır. Hisse senetlerinin beta değerlerinin büyüklüklerine göre risk sınıfları oluşturan Baesel, geçiş matrisi (transition matrix) yoluyla beta katsayılarının bir dönemden diğer döneme anlamlı bir farklılık gösterip göstermediğini incelemiştir. Bulgular yatırım ufkunun uzunluğu ile betanın durağanlığı arasında kayda değer bir ilişki olduğu yönündedir. Yatırım ufkunun uzunluğu arttıkça beta daha durağan hale gelmektedir. Bu durum beta tahmininde daha uzun yatırım ufku kullanılarak daha kesin tahminlerde bulunulabileceğini göstermektedir. Ayrıca, ilgi çekici bulgulardan birisi de yüksek ve düşük risk sınıflarında yer alan finansal varlıkların daha büyük bir kısmının, orta risk grubunda yer alanlara göre bir sonraki dönemde aynı risk grubunda kalmasıdır. Bu durumda, yüksek/düşük tarihsel betalı hisse senetlerinin bir sonraki dönem betasının da yüksek/düşük olma olasılığı daha fazladır.

Gonedes esasında betanın muhasebe verilerinin kullanımı ile tahmin edilmesini incelediği çalışmasında pazar betasını ölçmek için hangi yatırım ufkunu

⁸² R. A. Levy, "Stationarity of Beta Coefficients", **Financial Analysts Journal**, Cilt 27, No. 6, Kasım/Aralık 1971, s. 55-62.

⁸³ W. J. Breen ve E. M. Lerner, "On the Use of β in Regulatory Proceedings", **Bell Journal of Economics and Management Science**, Cilt 3, No. 2, Ağustos 1972, s. 612-621.

⁸⁴ J. B. Baesel, "On the Assessment of Risk: Some Further Considerations", **Journal of Finance**, Cilt 29, No. 5, 1974, s. 1491-94.

kullanması gerektiğini de bir ön analiz olarak içermiştir.⁸⁵ Ocak 1946-Haziran 1968 dönemi için 99 hisse senedinin aylık verileriyle oluşturulan bir örneklem üzerinden yürütülen çalışmada, 1960 ve 1968 yılları tahmin dönemi (prediction period) olarak alınmıştır. Tahmin döneminden önceki döneme ait, farklı zaman uzunlukları kullanılarak hesaplanan beta değerleri ile tahmini beta değerleri hata istatistikleri kullanılarak karşılaştırılmıştır. Bulgular, her iki tahmin dönemi için de 7 yıllık gözlem uzunluğuna dayalı olarak hesaplanmış beta değerlerinin en iyi tahminleyen olduğunu göstermektedir. Ancak Gonedes çalışmasının sadece ilgili dönem içerisinde yedi yıllık alt dönemlerin kullanımının etkin olduğunu bulguladığını, bunun herhangi bir başka tarihsel dönem için geçerli olup olmayacağını kesin biçimde söyleyemeyeceğini ifade etmektedir.

Levhari ve Levy varsayılan yatırım ufkunun, menkul kıymetlerin sistematik risklerinin ve performans indekslerinin üzerinde etkisi olduğunu tespit etmişlerdir.⁸⁶ 1948-1968 döneminde yatırım ufkundaki artışın defansif hisse senetlerinin sistematik risklerinde azalış ve agresif hisse senetlerinin sistematik risklerinde de artışla birlikte gözlemlendiğini belirtmişlerdir.

Eubank ve Zumwalt çalışmalarının amacını hem tekil finansal varlıkların hem de portföylerin betalarının durağanlığının beta düzeltme teknikleri, beta risk sınıfları ve betayı hesaplamak için kullanılan zaman uzunluğu ile ilişkisini incelemek olarak belirlemişlerdir.⁸⁷ Bu nedenle çalışma, betanın ölçüm ve tahminine ilişkin oldukça geniş kapsamlı bir inceleme olarak önemlidir. Çalışmada 1942-1975 dönemi farklı zaman uzunluklarını içerecek biçimde çok sayıda üç alt döneme ayrılmıştır. Alt dönemlerden ilk ikisinin uzunlukları birbirine eşit olup onikişer, otuzaltışar, altmışar ve yüzyirmişer aylık gözlemleri içermektedir. Bu iki alt dönem (t-1 ve t dönemleri) üçüncü alt dönemin (t+1) betasının tahmini için kullanılmaktadır. Üçüncü alt dönem de ilk ikisine benzer olarak dört farklı zaman uzunluğunu

⁸⁵ N. J. Gonedes, "Evidence on the Information Content of Accounting Numbers: Accounting-Based and Market-Based Estimates of Systematic Risk", **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Cilt 8, No. 3, Haziran 1973, s. 407-443.

⁸⁶ D. Levhari ve H. Levy, "The Capital Asset Pricing Model and the Investment Horizon", **The Review of Economics and Statistics**, Cilt 59, No. 1, Şubat 1977, s. 92-104.

⁸⁷ A. A. Eubank, Jr. ve J. K. Zumwalt, "An Analysis of the Forecast Error Impact of Alternative Beta Adjustment Techniques and Risk Classes", **Journal of Finance**, Cilt 34, No. 3, Haziran 1979, s. 761-776.

içermektedir. İlk iki alt dönem ile üçüncü alt dönemin ikili tüm kombinasyonları çalışmada incelenmektedir. Ayrıca, bu kombinasyonların bir, beş ve on çeşit menkul kıymet içeren portföyler oluşturularak ve bu portföylerin beta değerlerine göre beş risk grubuna ayrılarak incelendiğinde yarattığı farklılaşmalar da ortaya konulmuştur. Çalışmanın bulguları tüm durumlarda portföy betalarının tekil hisse senetlerinin betalarına göre daha düşük tahmin hatası içerdiğini göstermektedir. Portföydeki menkul kıymet çeşit sayısı ile tahmin hatası ters orantılıdır. Bunun anlamı beta tahminlerinde portföyler üzerinden çalışılarak daha başarılı olunabileceğidir. Risk sınıfları için yapılan incelemede ise yüksek ve düşük risk grupları için tahmin hatalarının orta riskli gruba görece büyük olduğu belirlenmiştir. Diğer bir ifadeyle beta değeri bire yakın olan tekil finansal varlık veya portföylerin beta değerleri, uç beta değerlerine (çok yüksek ya da çok düşük) sahip olanlara göre daha kesin tahmin edilebilmektedir. Gözlem zaman uzunluğu ise oniki aydan otuzaltı aya çıkarıldığında tahmin hatalarında önemli bir azalma tespit edilmiştir. Tekil hisse senetleri için beta değerlerinin hesaplanmasında kullanılan zaman aralığının artırılması her durumda tahmin hatalarını azaltmaktadır. Ancak portföyler söz konusu olduğunda beta değerlerinin hesaplanması için kullanılan zaman aralığının uzunluğu ile betanın tahminleneceği dönemin uzunluğuna bağlı olarak farklılaşan tahmin hataları öne çıkmaktadır. Bu bulgu betanın bir yatırımın riskini belirlemek üzere kullanımında optimal ölçüm ve tahmin dönem uzunluklarının belirlenmesi gerektiğini vurgulamaktadır.

Baesel'in çalışmasına eleştirel yaklaşımlar içeren çalışmalarında Alexander ve Chervany betanın hesaplanması için optimal zaman uzunluğunu tespit etmeyi amaçlamaktadırlar.⁸⁸ Bu çalışmada da Baesel'in inceleme yaptığı dönem (1950-1967) ve alt dönem uzunlukları (bir, iki, dört, altı ve dokuz yıllık) esas alınmıştır. Örneklem NYSE'de işlem gören 160 hisse senedi ile S&P 500 Composite Index'in aylık gözlemlerinden oluşmaktadır. İlk alt dönem kullanılarak tarihsel beta değerleri oluşturulduktan sonra geçiş matrisi ile tahmin döneminde beta değerlerindeki farklılaşmaların incelendiği çalışmanın bulguları, optimal zaman uzunluğunun dört

⁸⁸ G. J. Alexander ve N. L. Chervany, "On the Estimation and Stability of Beta", **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Cilt 15, No. 1, Mart 1980, s. 123-137.

ve altı yıllık olduğunu göstermektedir. Bu bulgu, Baesel'in en uzun dönemin (dokuz yıl) kullanılması gerektiğini vurgulayan çalışmasından çok Gonedes'in belirlediği zaman uzunluğunu (yedi yıl) destekler niteliktedir. Ayrıca, yine Baesel'in bulgularının tersine bu çalışmada uç değerleri içeren risk sınıflarının orta risk sınıfından daha az durağan olduğu belirlenmiştir. Çalışmada on ve daha fazla sayıda menkul kıymet çeşidi içeren portföyler kullanılarak yapılan tahmin hatalarının tekil hisse senetlerindeki göre daha düşük olduğu ve hatadaki bu azalmanın portföy oluşturma tekniğinden (rassal veya beta değerlerinin büyüklüğüne göre) bağımsız biçimde gerçekleştiği de bulgulanmıştır.

Son dönemde konuya ilişkin yapılmış çalışmalardan birisi de Daves, Ehrhardt ve Kunkel'e aittir.⁸⁹ Çalışmada hem yatırım ufkunun farklı uzunlukta seçilmesinin hem de veri yatırım ufkı içerisinde gözlem sıklığının (günlük, haftalık, aylık getiri oranları) değiştirilmesinin beta değeri üzerindeki etkisi incelenmektedir. İlk üç gözlem sıklığı için NYSE'de işlem gören 1329 firmanın ele alındığı çalışmada aylık gözlem sıklığı için ise 946 firma örnekleme yer almaktadır. Çalışmada 1982-1989 döneminde bir yıldan sekiz yıla kadar sekiz ayrı yatırım ufkı için inceleme yapılarak, seçilen zaman uzunluğuna bağlı olarak hesaplanan beta değerlerinin farklılaşması araştırılmaktadır. Yatırım ufkunun bir yıldan üç yıla çıkarılmasına bağlı olarak standart hataların hızlı biçimde düştüğü, beta tahminlerinin güçlendiği görülmektedir. Üç yıldan daha uzun yatırım ufkı için hatalar azalmaya devam etmektedir; ancak, belirginliği azalmaktadır. Yatırım ufkunu bir yıldan sekiz yıla çıkarmak yoluyla tahmin hatasında sağlanan azalışın % 91'ini üç yıllık tahminin yarattığı azalış ile açıklamak mümkündür. Dikkat çekici bir diğer önemli nokta ise yatırım ufkunun uzunluğu arttıkça beta değerinde anlamlı değişimler olma olasılığı da yükselmektedir. Bir yıllık yatırım ufkı için hisse senetlerinin % 36'sının beta değerleri anlamlı biçimde değişmekte iken, yatırım ufkı uzadıkça bu oran artarak ilerlemekte, sekiz yıllık yatırım ufkunda % 86 olmaktadır. Yapılan inceleme üç yıllık yatırım ufkunda oranın % 50'den az olduğunu göstermektedir. Bu nedenle çalışma, optimal yatırım ufkunun üç yıl veya daha kısa olduğunu belirlemiştir.

⁸⁹ P. R. Daves, M. C. Ehrhardt ve R. A. Kunkel, "Estimating Systematic Risk: The Choice of Return Interval and Estimation Period", **Journal of Financial and Strategic Decisions**, Cilt 13, No. 1, Bahar 2000, s. 7-13.

Tüm bu çalışmalar yatırım ufkunun gereğinden kısa olarak seçilmesi durumunda anlamlılığı yüksek olmayan, durağanlığı ve doğal olarak da tahminleme gücü düşük bir beta katsayısının elde edileceğine işaret etmektedir. Bu durumun kuramsal sebebi, ancak yeterli uzunlukta bir yatırım ufkunun kullanılması durumunda, tarihsel olguların beklentilerin iyi bir tahminleyeni olarak kabul edilebilmesidir. Tam tersine, tam doğrusal olarak ifade edilmeyen değişkenler arası belirlilik katsayısının, yatırım ufkunun çok uzun olarak seçilmesi halinde ise azalarak sıfıra yaklaşması durumu söz konusu olacaktır. Dolayısıyla, tarihsel betanın bir tahminleyen olarak gücü, yatırım ufkunun koşullara bağlı olarak alttan ve üstten sınırlanması ile de doğrudan ilgilidir. Özetle, beta ölçüm ve tahminlemesinde, örnek zaman aralığının bizzat kendisi ve bu aralığın uzunluğu, daha baştan, belirleyici temel unsurlardan biri olmaktadır.

4.3.2. Gözlem Sıklığı Etkisi

Betanın ölçümü ve tahminlemesinde dikkat edilmesi gereken bir diğer unsur da belirlenen zaman aralığı ya da yatırım ufku içerisindeki gözlem sıklığıdır. Diğer bir deyişle, verili bir zaman aralığı için günlük, haftalık, aylık ya da yıllık verilerin kullanılması da beta değeri üzerinde belirleyici olabilmektedir. Akademik yazında bu etki gözlem sıklığı etkisi (intervalling effect) olarak adlandırılmaktadır.

Gözlem sıklığı etkisinin incelendiği öncül olarak nitelendirilebilecek çalışmada Statman⁹⁰, Merrill Lynch (Merrill Lynch, Pierce, Fenner and Smith's Security Risk Evaluation Service – MLPFS) ve Value Line'in (Value Line Investment Survey – VL) yayınladıkları beta tahminlerini karşılaştırırken ilginç bir sonuca ulaşmıştır. Statman her iki kurum tarafından Eylül 1978'de sonlanan beş yıllık verinin kullanılması ile hesaplanan ve yayınlanan, pazar değeri en yüksek olan 195 hisse senedine ait beta tahminlerini kıyaslamıştır. Merrill Lynch ve Value Line'in beta tahminlerini incelerken her ikisinin de beta hesaplamasında kullandıkları zaman aralığının aynı (beş yıl) olmasına rağmen gözlem sıklığı olarak

⁹⁰ M. Statman, "Betas Compared: Merrill Lynch vs. Value Line", *Journal of Portfolio Management*, Cilt 7, No. 2, Kış 1981, s. 41-44.

Merrill Lynch'in aylık (60 ay/veri) Value Line'in ise haftalık (260 hafta/veri) verileri kullandığını belirtmiştir. Her iki kurumun da yayınladıkları betalar regresyon eğilimlerine göre ve çok az farklı yöntemler kullanılarak düzeltilmektedir. Ayrıca, hisse senetlerinin tarihsel betalarının veri kaynakları arasında da sistematik bir fark bulunmamaktadır. Statman her iki kurumun yayınladıkları ilgili hisse senetlerinin tekil betaları arasındaki ilişkiyi regresyon analizi yöntemini kullanarak incelemiştir. Analizin sonucunda aşağıdaki regresyon denklemine ulaşılmıştır.

$$MLbeta = 0.125 + 0.879 \times VLbeta$$

Her iki kurumun yayınladıkları tekil hisse senetlerine ait betaların regresyon denkleminde $MLbeta = 0 + 1 \times VLbeta$ vermesi beklenmesine karşın dikey eksen kesişimini ifade eden $\alpha = 0.125$ istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Bu durum her iki kurumun tekil hisse senedi betalarının farklı olduğunun kanıtı olarak kabul edilmiştir. Aynı işlem on menkul kıymet çeşidi içeren portföyler için de yinelenmiştir; ancak, anlamlı bir farka ulaşılamamıştır.

Reilly ve Wright ise bu araştırmayı üç açıdan geliştirmişlerdir.⁹¹ Öncelikle söz konusu iki kurumun yayınladıkları betaları değil de beta düzeltme denklemlerinin kullanılması ile bizzat hesapladıkları betaları analize tabi tutmuşlardır.⁹² Diğer yandan 195 hisse senedi içeren örneğin boyutunu 1100'den fazla hisse senedini içerecek düzeyde genişletmişlerdir. Son olarak da 10 çeşit menkul kıymet içeren portföyleri hem pratik açısından hem de bu tarzdaki çalışmaların çoğuna göre yetersiz bulduklarını belirtmiş ve büyüyen örnek boyutunun değişik menkul kıymet çeşit sayısı içeren portföylerin de analizine izin verdiğini ifade etmişlerdir. Çalışmada, 1970-1984 arasındaki onbeş yıllık dönem beşer yıllık üç alt döneme bölünerek incelenmiştir. Sonuç olarak, araştırmacılar bu iki kurumun yayınladıkları beta tahminleri arasında kuvvetli bir farklılaşma tespit etmişlerdir. Bu farklılaşmanın sebebi olarak seçilen pazar endeksi (NYSE veya

⁹¹ F. K. Reilly ve D. J. Wright, "A Comparison Of Published Betas", **Journal of Portfolio Management**, Cilt 14, No. 3, Bahar 1988, s. 64-69.

⁹² Bu düzeltme denklemleri aşağıdaki gibidir.

Merrill Lynch'in beta düzeltme denklemi:

Düzeltilmiş beta = $0,33743 + 0,66257 \cdot (\text{Düzeltilme Öncesi Tarihsel Beta})$

Value Line'in beta düzeltme denklemi:

Düzeltilmiş beta = $0,35 + 0,67 \cdot (\text{Düzeltilme Öncesi Tarihsel Beta})$

S&P500) veya getiri hesaplama yöntemi (yüzdesel getiri değişimi veya logaritmik getiri) gösterilememektedir. Araştırmacılar bu farklılaşmanın temel nedeninin gözlem sıklığı etkisi olduğunu çalışmanın sonucu olarak açıkça vurgulamaktadırlar. Ayrıca, hisse senedinin pazar değerinin bu farkın yönü ve büyüklüğü üzerinde önemli bir belirleyiciliği olduğunu da bildirmişlerdir.

Cohen, Hawawini, Maier, Schwartz ve Whitcomb, 1970-1973 arasındaki dört yıllık dönemde NYSE’de sürekli olarak yeralan hisse senetleri arasından zümrelere göre örnekleme yöntemi ile seçilen 50 hisse senedinin 1010 işgünlük verisini kullanarak çalışmışlardır.⁹³ Pazar endeksi olarak da S&P500 seçilmiştir. Çalışmada üç aşamalı bir regresif sistem kullanılmıştır. İlk aşamada tarihsel verilerin kullanılmasıyla betalar tahminlenmiştir. Bu tahminleme esnasında 14 farklı gözlem aralığı (1, 2, 3, 4, 5, 6, 8, 10, 12, 14, 15, 16, 18 ve 20 gün) kullanılmıştır. İkinci aşamada tahminlenen betalarla gözlem aralığı arasında ters bir regresif süreç modellenmiştir. Bu aşamanın başlıca sonucu, 34 hisse senedinde gözlem aralığı ile beta tahminleri arasında istatistiksel olarak anlamlı ve doğru orantılı bir ilişki olduğudur. Bunlar arasında belirlilik katsayısı % 64’ün üzerinde olan sekiz ilişki tespit edilmiştir. Üçüncü ve son aşamada ise ikinci aşamada elde edilen, tahmini aralıklama etkisi katsayısı (estimated intervalling-effect coefficient) olarak da tanımlanan, eğim katsayısı ile ilgili firmanın piyasa kapitalizasyonu arasında son bir regresif model tanımlanmıştır. Üçüncü aşamadaki testin anlamlılığı gecikmiş fiyat düzeltmelerinin (delayed price adjustments) varlığını güçlü bir biçimde kanıtlamakta ve bu gecikmelerin büyüklüğü ve yönünün başlıca belirleyicisinin firmanın piyasa değeri olduğunu göstermektedir.

Hawawini çalışmasında Ocak 1970 ile Aralık 1973 arasındaki 4 yıllık veri (50 aylık, 1009 günlük veya değişen sayılarda haftalık, iki haftalık ve üç haftalık veri) kullanarak hesaplanan betaların farklılaştığını tespit etmiştir.⁹⁴ Çalışmada ayrıca q-oranı modeli kullanılarak günlük dönemlerarası çapraz korelasyonun göreceli

⁹³ K. J. Cohen, G. A. Hawawini, S. F. Maier, R. A. Schwartz ve D. Whitcomb, “Estimating and Adjusting for the Intervalling-Effect Bias in Beta”, **Management Science**, Cilt 29, No. 1, Ocak 1983, s. 135-148.

⁹⁴ G. Hawawini, “Why Beta Shifts as the Return Interval Changes”, **Financial Analysts Journal**, Cilt 39, No. 3, Mayıs/Haziran 1983, s. 73-77.

gücü ölçülmeye çalışılmış ve tahminlenen betanın büyüklüğünün getiri aralığının uzunluğu ile doğru orantılı olduğu tespit edilmiştir. Çalışmanın bir diğer bulgusu ise, zaman aralığının kısaltılması durumunda piyasa değeri göreceli yüksek olan finansal varlıkların betalarının yükselme, piyasa değeri göreceli düşük olan finansal varlıkların betalarının ise düşme eğiliminde olduğudur.

Handa, Kothari ve Wasley çalışmalarında betanın duyarlılığının getirilerin hesaplandığı zaman aralığına bağlı olduğunu belgelemişlerdir.⁹⁵ Aylık ve yıllık betalar ile getiriler kullanılarak hesaplanan kesitsel regresyonlardan elde edilen bir diğer çıkarım ise firma büyüklüğü etkisinin, riskin yıllık getiriler kullanılarak hesaplanan betalar ile ölçülmesi durumunda istatistiksel olarak anlamsızlaşmasıdır. Handa, Kothari ve Wasley diğer bir çalışmada⁹⁶ ise 1927-1988 arasındaki 62 yıllık dönemde NYSE ve AMEX’de işlem gören ve en az bir yıllık verisi sağlanabilen tüm hisse senetlerini her bir yıl için dönem başı piyasa değerlerine göre sıralamış ve portföyler oluşturmuşlardır. Ardından, getiri ve beta arasındaki kesitsel ilişkiyi ölçmek için ilgili dönem üç eşit alt parçaya bölünmüş ve oluşturulmuş olan portföylere Sharpe-Lintner FVFM’nin çok değişkenli testleri uygulanmıştır. Elde ettikleri sonuçlara göre, aylık getirilerin kullanılması durumunda Sharpe-Lintner FVFM reddedilmişse de yıllık getirilerin kullanılması durumunda FVFM reddedilmemiştir.

Dongcheol’un çalışmasında ise gözlem sıklığı etkisinin üzerinde bir mevsimsellik etkisi tespit edilmiştir.⁹⁷ Bu çalışmada Ocak 1963-Aralık 1992 arasındaki 30 yıllık dönemde NYSE ve AMEX kapsamında yer alan tüm hisse senetleri her yılın Aralık ayındaki pazar değerlerine göre sıralanmış ve bir hisse senedinden yirmi hisse senedine kadar değişen sayıda menkul kıymet çeşidini eşit

⁹⁵ P. Handa, S. P. Kothari ve C. Wasley, “The Relation Between the Return Interval and Betas: Implications for the Size Effect”, **Journal of Financial Economics**, Cilt 23, No. 1, Haziran 1989, s. 79-100.

⁹⁶ P. Handa, S. P. Kothari ve C. Wasley, “Sensitivity of Multivariate Tests of the Capital Asset-Pricing Model to the Return Measurement Interval”, **Journal of Finance**, Cilt 48, No. 4, Eylül 1993, s. 1543-1551.

⁹⁷ K. Dongcheol, “Sensitivity of Systematic Risk Estimates to the Return Measurement Interval Under Serial Correlation”, **Review of Quantitative Finance and Accounting**, Cilt 12, No. 1, Ocak 1999, s. 49-64.

ağırlıkla içeren portföyler oluşturulmuştur. Ardından, tahmini betalarla zaman aralığı arasındaki duyarlılığı analitik ve deneysel olarak tespit etmek ve beta tahminlemede kullanılabilirliğini araştırmak üzere bir vektör otoregresif (VAR) model uygulanmıştır. Uygulanan Monte Carlo simülasyonu kullanılan VAR beta tahminleyicisinin en küçük kareler yöntemi, Scholes-Williams, CHMSW (Cohen, Hawawini, Maier, Schwartz ve Whitcomb) ve Dimson gibi diğer konvansiyonel modellere göre daha güçlü ve istatistiksel olarak daha etkin olduğunu göstermiştir. Kullanılan karar fonksiyonu aynı zamanda gözlem sıklığı etkisi üzerinde bir mevsimsellik etkisi olup olmadığının araştırması için de kullanılmış ve Ocak ayı etkisinin gözlem sıklığı etkisinin en önemli nedeni olduğu sonucuna varılmıştır.

ABD piyasaları dışında Avrupa piyasalarında da gözlem sıklığı etkisini inceleyen çalışmalar yer almaktadır.* Pogue ve Solnik yedi Avrupa ülkesi (Belçika, Fransa, Almanya, İtalya, Hollanda, İsviçre ve İngiltere) için 1966-1971 dönemine ait günlük, haftalık, iki haftalık ve aylık gözlem sıklıklarını kullanarak yaptıkları incelemede tüm ülkelerde beta katsayılarının gözlem sıklığına oldukça duyarlı olduğunu tespit etmişlerdir.⁹⁸ Altman, Jacquillat ve Levasseur da 1964-1971 döneminde Fransa ve ABD piyasalarını karşılaştırmalı olarak inceledikleri çalışmalarında haftalık, aylık ve üç aylık gözlem sıklığını kullanmışlardır.⁹⁹ Çalışma alt dönemler üzerinden yürütülmüş ve Fransa piyasası için beta tahminlerinin ABD piyasasına görece daha dengeli olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca, portföydeki menkul kıymet çeşit sayısı ve gözlem aralığının uzunluğu arttıkça Pazar Modeli'nin belirlilik katsayısının yükseldiği görülmektedir. Corhay ve Rad çalışmalarında rassal olarak (en büyük 5 firmanın örneklem dışında bırakılması şartıyla) seçilmiş 50 Hollanda firmasının betalarının davranışını zaman aralığına bağlı bir fonksiyon olarak tanımlamışlardır.¹⁰⁰ Kasım 1987 – Şubat 1992 arasındaki 52 aylık dönemde betalar bir günden yirmi güne uzayan farklı gözlem aralıkları için hesaplanmıştır. Getiriler

* Avrupa piyasalarında yapılan çalışmaların detaylı bir incelemesi için bakınız: Hawawini, **European Equity Markets: Price...**, s. 61-83.

⁹⁸ G. A. Pogue ve B. H. Solnik, "The Market Model Applied To European Common-Stocks, Some Empirical Results", **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Cilt 9, No. 6, 1974, s. 917-944.

⁹⁹ E. Altman, B. Jacquillat ve M. Levasseur, "Comparative Analysis of Risk Measures: France and United States", **Journal of Finance**, Cilt 29, No. 5, 1974, s. 1495-1511.

¹⁰⁰ A. Corhay ve A. T. Rad, "Return Interval, Firm Size and Systematic Risk on the Dutch Stock Market", **Review of Financial Economics**, Cilt 2, No. 2, Bahar 1993, s. 19-28.

logaritmik olarak hesaplanmış, kâr payı düzeltmeleri yapılmış ve pazar endeksi olarak da Hollanda'daki en uygun endeks olan CBS Genel Endeksi seçilmiştir. Çalışmada beta tahminlerinin farklı gözlem sıklığına göre anlamlı biçimde birbirlerinden farklılaştığı ve gözlem aralığının uzunluğu ile beta tahmininin büyüklüğü arasında doğrusal bir ilişki olduğu bildirilmiştir.

Avrupa piyasalarında yapılan çok sayıda çalışmanın ortak bulgusu gözlem sıklığının değişmesine bağlı olarak beta değerinin farklılaştığı yönündedir. Karşılaştırmalı olarak incelendiğinde, genel olarak Avrupa piyasasında yapılan çalışmalar gözlem sıklığı etkisinin ABD piyasasındakinden daha güçlü olduğu yönünde bulgular içermektedir. Avrupa piyasaları kendi içinde kıyaslandığında ise işlem hacmi küçük olan Avrupa piyasalarında gözlem sıklığı etkisinin, görece büyük işlem hacmine sahip Avrupa piyasalarındakinden daha güçlü olduğu gözlemlenmektedir.¹⁰¹

Gözlem sıklığı etkisinin ABD piyasaları dışında incelendiği nadir çalışmalardan biri de Brailsford ve Josev'e aittir.¹⁰² Bu çalışmada Ocak 1988 - Aralık 1992 arasındaki dört yıllık dönemde sürekli olarak fiyat verisi bulunan ve Avustralya Menkul Kıymetler Borsası'nda (Australian Stock Exchange – ASX) işlem gören 30 adet hisse senedi Aralık 1987'deki piyasa değerlerine göre iki portföye ayrılarak analize dahil edilmişlerdir. Çalışmada elde edilen veriler kâr payları için düzeltildikten sonra günlük, haftalık ve aylık logaritmik getiri serileri hesaplanmıştır. Pazar endeksi olarak All Ordinaries Accumulation Index kullanılmıştır. Elde edilen sonuçlar ABD piyasalarını konu alan daha önceki çalışmalarla tutarlılık arz etmektedir. Düşük/yüksek piyasa değerli portföyün ortalama betasının zaman aralığı ile doğru/ters orantılı olduğu çalışmada belirtilmiştir. Çalışmada kullanılan ve bu olguyu açıklamayı amaçlayan Hawawini modelinin,¹⁰³ getirinin hesaplandığı zaman aralığına bağlı olarak gerçekleşen betadaki değişimin yönü ve büyüklüğünü tahminlemek için deneysel kanıtların da desteklediği bir mekanizma sağladığı bildirilmiştir.

¹⁰¹ Hawawini, **European Equity Markets: Price...**, s. 63.

¹⁰² T. Brailsford ve T. Josev, "The Impact of the Return Interval on the Estimation of Systematic Risk", **Pacific-Basin Finance Journal**, Cilt 5, 1997, s. 357-376.

¹⁰³ Hawawini, "Why Beta Shifts..."

Yapılan çalışmaların bulguları genel olarak incelendiğinde, betanın seçilen gözlem aralığına duyarlılığının yüksek olduğu görülmektedir. Her ne kadar özellikle kısa gözlem aralıklarının seçimine bağlı olarak güçlü biçimde oluşan gözlem sıklığı etkisini azaltmak üzere değişik yöntemler* geliştirilmişse de bu yöntemlerin ne denli başarılı olduğuna ilişkin çalışmaların bulguları tutarlılık göstermemektedir.

Pratikte beta kullanımını içeren çalışmaların çoğunda ise gözlem aralığının aylık seçildiği görülmektedir. Bunun temel nedeni çalışmaların genellikle istatistiksel uygulamalara hazır hale getirilmiş veri tabanlarını kullanmaları ve bu veri tabanlarının aylık gözlemlere dayalı olmasıdır.¹⁰⁴ Benzer biçimde çoğu çalışmanın yatırım ufku olarak da beş yıllık bir dönemi seçtikleri diğer bir ifadeyle 60 gözleme dayalı bir örneklem üzerinden çalıştıkları görülmektedir. Neredeyse bir standart haline gelmiş olan bu örneklemenin, en iyi tercih olamayabileceği deneysel çalışmaların ışığında açıkça görülmektedir. Betanın ölçümü ve tahminlenmesinde hangi gözlem sıklığının kullanılacağına belirlenmesi için deneysel uygulamaların yapılması ve buna dayalı karar alınması gerekmektedir.

4.3.3. Endeks Seçimi

Bilindiği üzere Pazar Modeli finansal bir varlığın sistematik ve sistematik olmayan riskini incelerken, temelde varlığın getirisinin piyasa endeksinin getirisiyle ilişkisini incelemektedir. Benzer biçimde FVFM’de de pazar portföyünün gerçekte gözlemlenemez olmasından yola çıkılarak, uygulamada bu portföyü temsilen piyasa endeksleri kullanılmaktadır. Dolayısı ile piyasayı temsil etmek üzere seçilecek olan endeksin, risklerin uygun biçimde ayrıştırılması ve tartışılması için, önemi büyüktür. Endeks seçimi konusu önceleri pek fazla önemsenmemiştir. Bunun sebebi endeksler arasında yüksek korelasyon olduğu ve dolayısıyla birbirlerinin yerine kolaylıkla kullanılabilmesinin düşünülmesidir. Korelasyon analizi ile endekslerin ilişkisinin

* Gözlem sıklığı etkisini azaltmak için geliştirilen modellere örnek olarak bakınız: Cohen, Hawawini, Maier, Schwartz ve Whitcomb, a.g.e.; E. Dimson, “Risk Measurement When Shares Are Subject to Infrequent Trading”, **Journal of Financial Economics**, Cilt 7, No. 2, 1979, s. 197-226 ve M. Scholes ve J. Williams, “Estimating Betas from Non-Synchronous Data”, **Journal of Financial Economics**, Cilt 5, No. 3, 1977, s. 309-328.

¹⁰⁴ Harrington, a.g.e., s. 114.

incelenmesi, iki endeks arasından seçim yapılmasını sağlamaktadır. Ancak, bu analiz endekslerin tüm riskli finansal varlıkların içerildiği pazar portföyü ile korelasyonunun yüksek olduğunu göstermez. Bu nokta teorik açıdan son derece önemli bir eleştiri olmakla birlikte, deneysel incelemelerin yürütülebilmesi için pratikte, endeksler yatırımcıların kullandıkları temel göstergelerdir. Bu nedenle, endeks seçimine ilişkin pratik bilgileri artırmak ve yol gösterici çalışmalar yapma gerekliliği önem arz etmektedir. Ayrıca, kullanılması mümkün endeksler yoluyla elde edilen beta değerlerine ya da sıralamaları arasındaki farklılaşmalara bakılarak bulguların ne denli güvenilir olup olmadığı daha iyi tartışılabilecektir. Tüm bu nedenlerle, akademik yazında endeks farklılaşmasının beta değerleri üzerindeki etkisini konu edinen çalışmalar yer almaktadır.

Çalışmaların bulgularını daha iyi değerlendirebilmek amacıyla piyasa endekslerinin oluşturulmasında dikkate alınan kriterleri ve buna göre endekslerin nasıl sınıflandırıldığını kısaca incelemek faydalı olacaktır. Piyasa endekslerinin oluşturulmasında kullanılan temel kriterleri dörde ayırmak mümkündür:

1) Endeksin içerdiği hisse senedi sayısı:

Bu kritere göre endeksleri (i) anakütleyi kullanarak hesaplanan ve (ii) örneklem kullanarak hesaplananlar olmak üzere sınıflandırmak mümkündür. Örneğin, NYSE Endeksi piyasadaki tüm hisse senetlerinden oluşturulmaktadır. Buna karşın çoğu endeks (Dow Jones Industrial Average-DJIA, Standart&Poor's 500-S&P 500 vb.) piyasadaki tüm hisse senetlerini kapsamaz. Her ne kadar örneklem kullanmanın hata içereceği öne sürülebilirse de bu endekslerin piyasanın tamamını oldukça iyi biçimde temsil edebileceklerine dair çalışmalar yer almaktadır.¹⁰⁵

2) Endekste yer alan hisse senetlerinin ağırlıklandırılması:

Hesaplanırken kullanılan ağırlıklandırma yöntemine göre piyasa endeksleri eşit ağırlıklı ve değer ağırlıklı olmak üzere ikiye ayrılabilir. Genellikle, değer ağırlıklı endekslerin hisse senetlerini fiyat hareketlerindeki makro etkileri daha iyi

¹⁰⁵ L. Fisher ve J. M. Lorie, "Some Studies of the Variability of Returns on Investment in Common Stocks", **Journal of Business**, Cilt 43, No. 2, Nisan 1970, s. 99-134.

yansıttığı düşünülmektedir. Değer ağırlıklı endekslere örnek olarak S&P 500, NYSE Composite ve IMKB Endeksleri verilebilir. DJIA ise eşit ağırlıklı bir endekstir.

3) *Temettüyü dikkate alıp almaması:*

Endeksin hesaplanması ve sürekliliğinin sağlanmasında ödenen temettüyü dikkate almayan endeksler *fiyat endeksleri*, temettüyü dikkate alan ve sürekliliğini sağlanmasında buna göre düzeltme yapanlar *getiri endeksleri* olarak bilinmektedir.¹⁰⁶ Ödenen temettünün endeks hesaplanmasında dikkate alınması gerekliliğini inceleyerek yöntem geliştiren öncül çalışma Fisher tarafından yapılmıştır.¹⁰⁷ Esasında çalışma S&P ve Dow Jones endeksleri ile Fisher endeksi arasında yüksek korelasyon bulgulamışsa da daha sonraki yıllarda yapılan çalışmaların birçoğunda Fisher Endeksi'nin kullanımına rastlamak mümkündür.

4) *Hesaplama da kullanılan matematiksel yöntem:*

Endeks hesaplanırken matematiksel olarak iki yöntem kullanılmaktadır: (i) aritmetik ortalama ve (ii) geometrik ortalama. Aritmetik ortalama yönteminde hisse senedi fiyatlarının ya da her biri için hesaplanan basit endekslerin aritmetik ortalaması alınır. DJIA, Nikkei bu yöntemi kullanan endekslere örnektir. Geometrik ortalama yönteminde ise her hisse senedinin fiyatının bir önceki günün fiyatına bölünmesi ile elde edilen değerler birbirleriyle çarpılıp hisse senedi sayısı kadar kökü alınır. Bulunan değer bir önceki günün endeks değeri ile çarpılır.¹⁰⁸ Value Line Composite Index buna örnek verilebilir. Cootner, geometrik ortalama yöntemini kullanan endekslerin fiyat değişimlerini aritmetik ortalama kullananlara göre daha düşük hesapladıklarını bulgulamıştır.¹⁰⁹ Rothstein ise çalışmasında endeks getirilerinin, aritmetik ortalama kullanan endekslerde getirinin hesaplanması için seçilen gözlem sıklığına (aylık, üç aylık, altı aylık ve yıllık) çok duyarlı olduğu

¹⁰⁶ **Sermaye Piyasası ve Borsa Temel Bilgiler Kılavuzu**, İMKB Yayınları, 13. baskı, İstanbul, 1998, s. 333.

¹⁰⁷ L. Fisher, "Some New Stock Market Indexes", **Journal of Business**, Cilt 39, No.1, Ocak 1966, s. 191-225.

¹⁰⁸ **Sermaye Piyasası ve Borsa Temel Bilgiler Kılavuzu**, a.g.e., s. 334.

¹⁰⁹ P. M. Cootner, "Stock Market Indexes: Illusions and Fallacies", *The Commercial and Financial Chronicle*, 29 Eylül 1966, s. 18-19, Aktaran eser: G. M. Frankfurter, "The Effect of 'Market Indexes' on the Ex-Post Performance of the Sharpe Portfolio Selection Model", **Journal of Finance**, Cilt 31, No. 3, Haziran 1976, s. 949-955.

bulgulanmıştır.¹¹⁰ Bulgular geometrik endekslerin gözlem sıklığından bağımsız olarak piyasa getirisinin hesaplanmasında aynı sonuçları bulduğunu göstermiştir. Bu nokta özellikle daha önce açıklanan gözlem sıklığı etkisinin endeks getirisi üzerinde de nedensel önemli olduğunu ve endeks seçiminin sonuçlara etkisini göstermesi açısından dikkate değerdir.

Farklı endeks seçiminin etkilerine ilişkin öncül çalışmalardan birisi Smith tarafından yapılmıştır.¹¹¹ Üç farklı piyasa endeksi (Dow Jones Industrial Average, NYSE Composite Index ve S&P Industrial Index) ve beş farklı ekonomi endeksi (GSMH Endeksi, Tüketici Fiyatları Endeksi, Sanayi Üretimi Endeksi, Business Week Index ve Para Arzı Endeksi) kullanılan çalışma, 1957-1964 döneminde 100 hisse senedinden oluşan bir örneklem ile yürütülmüştür. Çalışmada Ortalama-Varyans Modeli ve Pazar Modeli'nin sekiz farklı endekse göre uygulanması ile oluşturulan etkin sınırlar incelenmektedir. Çalışmada, Pazar Modeli'nin piyasa endekslerini kullanarak uygulamasının ekonomi endekslerine göre daha başarılı sonuçlar verdiği bulgulanmıştır. Farklı piyasa endekslerine göre oluşan etkin sınırlar ise birbirine oldukça yakındır. Bu durumda hangi piyasa endeksinin seçileceğinin sonuçlar üzerinde önemli bir farklılık yaratmadığı söylenebilir.

Çalışmasında Smith'in çalışmasına benzer biçimde farklı kriterlere göre hesaplanan piyasa endekslerinin Pazar Modeli kullanılarak elde edilen portföyler üzerindeki etkilerini inceleyen Frankfurter'in, kullandığı endeksler ve özellikleri şunlardır:¹¹²

DJIA Endeksi: Bu endeks sadece 30 hisse senedi kullanılan ve eşit ağırlıklı bir endekstir.

NYSE Composite Index: Piyasadaki tüm hisse senetlerini içeren bu endeks değer ağırlıklı olup aritmetik ortalama yöntemi ile hesaplanmaktadır.

¹¹⁰ M. Rothstein, "On Geometric and Aritmetic Portfolio Performance Indexes", **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Cilt 7, No. 4, Eylül 1972, s. 1983-1995.

¹¹¹ K. V. Smith, "Stock Price and Economic Indexes for Generating Efficient Portfolios", **Journal of Business**, Cilt 42, No. 3, Temmuz 1969, s. 326-336.

¹¹² Frankfurter, a.g.e.

Geometrik Ortalama Endeksi: Çalışmada kullanılan tüm hisse senetleri üzerinden piyasa değeri ağırlıklı olarak ve geometrik ortalama yöntemi ile hazırlanmış bir endekstir.

Çalışmanın bulguları endeks farklılaşmasının portföy seçimi üzerine etkisi olmadığı, tüm endeksler ile benzer sonuçlara ulaşıldığı yönündedir. Ancak, tekil hisse senetleri açısından çalışma incelendiğinde bazı hisse senetlerinin beta değerlerinin endeks farklılaşmasından pek fazla etkilenmemesine rağmen diğer bazı hisse senetlerinin beta değerlerinin endeks farklılaşmasına oldukça duyarlı olduğu gözlemlenmektedir.

Breen ve Lerner beta katsayısını hesaplarken kullanılan tahmin modelinin, yatırım ufkunun ve seçilen pazar endeksinin farklılaşmasının sonuçlar üzerinde yaratacağı etkileri kuramsal olarak inceledikleri çalışmalarında, üç büyük firma (IBM, AT&T ve GM) üzerinde bu etkileri inceleyen küçük bir araştırmayı da içermişlerdir.¹¹³ 1964-1971 dönemi için aylık verilere dayalı olarak yapılan araştırmada değer ağırlıklı endeks olarak NYSE endeksi kullanılmıştır; eşit ağırlıklı endeks olarak ise COMPUSTAT’da yer alan tüm hisse senetlerini içeren bir endeks oluşturulmuştur. Araştırmanın bulguları üç firmanın her biri için farklı endeksler kullanılarak hesaplanan beta değerlerinin farklılaştığını göstermektedir. Ancak, bu çalışma Myers tarafından oldukça keskin bir dille eleştirilmiştir.¹¹⁴ Tamamen kuramsal olan ve Breen ve Lerner’in çalışmasında incelenen problemler üzerine yoğunlaşan bu çalışmada, endeks seçiminin üstesinden gelinemeyecek bir probleme yol açamayacağı belirtilmektedir. Teorik olarak tüm riskli varlıkların piyasa değerleri ile ağırlıklandırılmış olarak yer aldığı pazar portföyünün pratikte gözlemlenemez olması, gerçek piyasa getirisinin belirlenememesine yol açmaktadır. Ancak Myers’a göre, piyasa endeklerinin birbirleriyle ve gerçek piyasa getirisiyle korelasyonu yüksek oldukça farklı endekslerin kullanımı ciddi bir problem değildir. Piyasa endekslerinin getirisinin gerçek pazar getirisi ile ilişki derecesi kesin biçimde kanıtlanamayacağına göre, bir endeksin diğerinden daha iyi bir gösterge olduğunu söylemek çok zordur.

¹¹³ Breen ve Lerner, a.g.e.

¹¹⁴ S. C. Myers, “On the Use of β in Regulatory Proceedings: A Comment”, **Bell Journal of Economics and Management Science**, Cilt 3, No. 2, Ağustos 1972, s. 622-627.

Elgers ve Murray seçilen pazar endeksinin, beta tahmin modellerinin sonuçları üzerindeki etkisini incelemişlerdir.¹¹⁵ Çalışmanın, tahmin modellerinin sonuçları üzerinde endeks seçiminin etkisine ilişkin bulguları beta tahmin modellerinin inceleneceği bir sonraki bölümde etraflıca incelenecektir. Burada ise konu itibarıyla endeks farklılaşmasının tarihsel beta değerleri üzerindeki etkisi incelenmiştir. Çalışmada araştırmacılar, Myers'ın ifadesine benzer biçimde, alternatif endeksler kullanılarak oluşturulan pazar getirileri arasında tam pozitif korelasyon olması durumunda betanın tahminlenmesi için seçilen endeksin sonuçlar üzerindeki etkisinin sınırlı olacağını vurgulamaktadırlar. Yapılan çalışmada değer ağırlıklı iki endeks (S&P ve CRSP value-CV) ve eşit ağırlıklı bir endeks (CRSP equal-CE) alınarak beşer yıllık 3 dönem için basit doğrusal regresyon analizi ile her bir firma için beta katsayıları hesaplanmış ve sonrasında ilgili dönemin ortalama betası eşit ağırlık kullanılarak bulunmuştur. Sonuçlar incelendiğinde, başlangıçta da öngörüldüğü üzere, değer ağırlıklı endekslerin kullanımı yoluyla hesaplanan ortalama betaların eşit ağırlıklı endeks kullanımı ile hesaplanan ortalama betalardan her dönem için yüksek olduğu gözlemlenmiştir. Daha ilginç olan bulgu ise S&P ile hesaplanan ortalama betanın 2. ve 3. alt dönem değerlerindeki değişimin, diğer iki endekste ilgili dönemler arası değişime oranla oldukça büyük olmasıdır. Bu durum pazara dayalı beta tahmininin başarısı konusunda potansiyel sorunlara işaret etmektedir. Zira, hata karelerinin ortalamasının taraflı bileşeni gerçek betalar ile tahminlenen betaların ortalamasının farkı alınarak belirlenmektedir. Ayrıca, yapılan incelemede dönemlerarası ortalama betaların korelasyonuna da bakılmıştır. Buna göre, eşit ağırlıklı endeks kullanımı ile hesaplanan ortalama betaların diğerlerinden daha durağan olduğu ortaya çıkmıştır. Ancak, üç endeks ele alındığında korelasyonlar arası farklar istatistiksel olarak anlamlı değildir. Bu durum, farklı endeks kullanımının çalışmaların bulguları üzerinde etkili olacağının işaretidir.

Bazı çalışmalar ise doğrudan endeks seçimi etkisini tartışmamakla birlikte çalışmalarında endeks farklılaşmasına değinmekte ve deneysel uygulamalarının sağlıklı biçimde yürütülebilmesi için farklı endeksleri bir arada kullanmakta ya da ön

¹¹⁵ P. T. Elgers ve D. Murray, "The Impact of the Choice of Market Index on the Empirical Evaluation of Accounting Risk Measures", *Accounting Review*, Cilt 57, No. 2, Nisan 1982, s. 358-375.

incelemeler sonunda birini tercih etmektedirler. Bunlardan FVFM'nin test edilmesine yönelik çalışmasında Foster, kullanacağı piyasa endeksini belirlemek üzere 1935-1968 dönemi için NYSE'de işlem gören tüm hisse senetlerine dayalı olarak eşit ağırlıklı ve değer ağırlıklı iki farklı endeks arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir.¹¹⁶ Bulgular eşit ağırlıklı endeksin değer ağırlıklı endeksten daha yüksek risk içerdiği yönündedir. Çalışmada bu sonuca dayalı olarak, değer ağırlıklı endeks üzerinden hesaplanan getirilerin kullanılması tercih edilmiştir. Abdel-Khalik ve McKeown ise analizlerine önce eşit ağırlıklı bir endeks kullanarak başlamışlar, ancak hizmet sektöründe yer almayan firmaların beta değerlerinin hizmet sektöründekilere görece ortalama beta değerinin çok düşük olması nedeniyle değer ağırlıklı bir endeksi de denemişlerdir.¹¹⁷ Her iki endekse göre hesaplanan ortalama beta değerleri hizmet ve hizmet dışı sektörler için anlamlı biçimde farklı sonuçlar vermektedir. Araştırmacılar bu farkın göz ardı edilemeyeceğini söyleyerek çalışmalarına her iki endeksi de kullanarak devam etmişlerdir.

Tüm bu çalışmalar piyasa endeksinin seçiminin etkileri ile ilgilenmektedir; ancak, pazar portföyünü daha iyi temsil edebilecek bir endeks oluşturma çabasına girişmemektedirler. Oysa, bilindiği üzere, piyasa endekslerinin sadece hisse senetlerini içermeleri nedeniyle tüm riskli varlıkları içermesi öngörülen pazar portföyünü temsil kabiliyeti daima bir sorun olarak konu edilmektedir. Bu anlamda Sharpe'ın daha kapsamlı bir endeks oluşturma çabasını içeren deneysel çalışması¹¹⁸ bir öncül oluşturmaktadır. Bu çalışmada sadece hisse senetlerini, sadece tahvilleri ve hem hisse senedi hem de tahvilleri içeren (bileşik) üç farklı hipotetik endeks üzerinde çalışan Sharpe, farklı endekslere dayalı olarak oluşturulan sermaye pazarı doğruları arasında bileşik endekse göre oluşturulan doğrunun eğiminin diğerlerinden yüksek olacağını göstermektedir. Ayrıca, günümüzde hâlâ piyasa endekslerinin kullanımı yaygın olsa da bazı yatırım danışmanlık firmalarının uluslararası hisse

¹¹⁶ G. Foster, "Asset Pricing Models: Further Tests", **Journal of Financial & Quantitative Analysis**, Cilt 13, No. 1, Mart 1978, s.39-53.

¹¹⁷ A. R. Abdel-Khalik ve J. C. McKeown, "Disclosures of Estimates of Holding Gains and the Assessment of Systematic Risk", **Journal of Accounting Research**, Cilt 16, 1978, s. 46-77.

¹¹⁸ W. F. Sharpe, "Bonds vs. Stocks: Some Lessons from Capital Market Theory", **Financial Analysts Journal**, Cilt 29, Kasım/Aralık 1973, s. 74-80.

senetleri, ulusal ve uluslararası tahviller vb. içeren daha geniş kapsamlı endeksler oluşturarak kullandıkları görülmektedir.¹¹⁹

4.3.4. Model Seçiminin Etkisi

Tarihsel beta değerinin hesaplanmasında temel olarak Pazar Modeli'nden yola çıkılrsa da modelin farklı versiyonlarının kullanımı mümkündür. Bunlardan ilki klasik pazar modeli olup bilindiği üzere piyasa endeksinin getiri oranı ile finansal varlığın getiri oranı arasındaki ilişkinin regresyon analizi ile incelenmesine dayanmaktadır.

$$r_i = a_i + b_i(r_M - r_f) + e_i$$

Ancak, bu modelin aşağıdaki gibi risk primleri üzerinden yürütülmesi de mümkündür.¹²⁰

$$r_i - r_f = a_i + b_i(r_M - r_f) + e_i$$

Ayrıca, yukarıdaki ifadeyi daha basitleştirecek biçimde iki faktörlü bir model üzerinden de beta katsayısı hesaplanabilir.¹²¹

$$r_i = a_i + b_{i1}r_f + b_{i2}r_M + e_i$$

Yukarıdaki üç model birbirine eşit ise uygulama sonucu elde edilecek beta değerlerinin ve sabit terimlerin de birbirine eşit çıkması beklenir. Klasik modelde yer alan a_i sabit terimi ile ikinci modelde yer alan $a_i + r_f$ ve üçüncü modelde yer alan $a_i + b_{i1}r_f$ birbirine eşit olmalıdır.

Konuya ilişkin akademik deneysel yazında bu biçimde bir model farklılaşmasının yarattığı etkiyi inceleyen az sayıda çalışma yer almaktadır. Harrington, 1978 yılında doktora tezi olarak hazırladığı çalışmasında her üç modelin kullanımını incelemiş ve hem beta hem de sabit terimlerin hiçbir modelde eşit

¹¹⁹ Harrington, a.g.e., s. 116.

¹²⁰ A.e., s. 117.

¹²¹ A.e.

çıkmadığını raporlamıştır.¹²² Breen ve Lerner ise çalışmalarında risk primi üzerinden modelin uygulanmasının, sadece piyasa dengede ise klasik Pazar Modeli ile aynı sonucu vereceğini, dolayısıyla klasik modelin tercih edilmesi gerektiğini belirtmektedirler.¹²³ Yaptıkları uygulamanın bulguları iki modelin birbirinden anlamlı biçimde farklı sonuçlar verdiğini ortaya koymaktadır.

Model seçimine ilişki olarak üzerinde durulan noktalardan biri de, Pazar Modeli olarak bilinen regresyon modelinin en küçük kareler yöntemi ile hesaplanmasının yarattığı sorunlar üzerinedir. OLS yönteminin kullanılması için birçok sebep mevcuttur. Bunlar içinde, veri seti oluşurken verilerin normal hata miktarını içerebileceği varsayılarak yapılmış tahminlerin optimum sonuç vermesi önemli bir sebeptir. Buna ilaveten yapılmış olan birçok sadeleştirici varsayımla birlikte bu yöntem çok kullanışlıdır; diğer hesaplama yöntemlerine göre daha kolay hesaplanabilmektedir. Bu nedenle, bu yöntem akademik yazında çok geniş bir kullanım alanı bulabilmiştir. Çok yaygın olarak kullanılmakta olan OLS yönteminde, tahmin yapmakta kullanılan varsayımlar geçersiz olmaya başladığında, yapılan parametre tahminleri hiç beklenmedik düzeyde kötü bir performans gösterebilmektedir. Bu durumlardan biri veri setinde genel eğilime aykırı uzak verilerin (outlier) yer almasından dolayı gerçekleşmektedir. Getiriler arasında birkaç aykırılık (hisse başı aşırı getiri veya kayıp) bulunması, veri setlerinde uzak verilerin oluşmasına sebep olmaktadır. Bu uzak verilerin varlığı, veri setinin çoğunluğunda verilen bilgiye ters düşmektedir. Bu durumda, OLS yönteminin yapılacak olan bir tahmin sonucu oluşacak olan hataların toplamının diğer yapılacak tahminlere göre en düşük seviyede olması mantığı ile kurulduğu göz önüne alındığında, bütün hataların toplamını indirmek veri setinin çoğunluğunu oluşturan ve gerçek bilgiyi içeren verilerin hata miktarını haksız yere artırmak anlamına gelmektedir. Böyle bir durumla karşılaşmamak için uzak verilerin tespit edilmesi ve doğrusal regresyon için güçlü tahminler (robust estimation) yapmak gerekmektedir. Uzak verilerin tespiti için geliştirilmiş birçok güçlü regresyon tekniği (robust regression) mevcuttur. Beta

¹²²D. R. Harrington, “The Capital Asset Pricing Model and Regulated Utility Cost of Equity”, Doktora Tezi, University of Virginia, 1978, Aktaran Eser: A.e., s. 117-118.

¹²³ Breen ve Lerner, a.g.e.

katsayısının hesaplanmasına ilişkin akademik deneysel yazında da bu yöntemin değişik versiyonlarını kullanan çalışmalar yer almaktadır.

Güçlü regresyon tekniklerinden biri olan hataların mutlak değerlerinin toplamının en aza indirildiği regresyon yöntemi (Mean Absolute Deviation-MAD) Sharpe tarafından kullanılmıştır.¹²⁴ Bu yöntem uç değerlere daha düşük önem vermekte ve ölçüm hatalarını azaltarak daha durağan bir beta değeri elde edilmesini sağlamaktadır. Sharpe, 1964-1970 dönemi için üç aylık gözlem sıklığı kullanarak yaptığı çalışmada her iki regresyon yöntemini kıyaslamış ve sonuçların benzer olduğunu bulgulamıştır. Ancak, bu çalışma sadece regresyon doğrularının gösterimini içermekte, korelasyon katsayıları ve tarihsel betanın tahminleme gücüne ilişkin bilgi içermemektedir.

Cornell ve Dietrich ise S&P 500 endeksine dahil hisse senetleri arasından rassal olarak seçtikleri yüz adedi üzerinde 13 yıllık (1962-1975) bir dönem için çalışmışlardır.¹²⁵ Verili dönemde haftalık gözlem sıklığı kullanılarak yıllık beta değerleri her iki regresyon yöntemi ile hesaplanmıştır. Daha sonra, Sharpe'ın çalışmada kullanılan yöntem esas alınarak gerçek betanın MAD regresyonundan elde edilen değer olduğu varsayılmış ve OLS ile hesaplanan beta değerinin bu değeri tahmin gücü incelenmiştir. Hata istatistikleri Sharpe'ın bulgularını destekler niteliktedir. Bu durumda, verili bir dönem için her iki regresyon yöntemi ile hesaplanan beta değerleri sistematik bir farklılık içermediğine göre iki yöntem de aynı etkinliğe sahiptir.

Chan ve Lakonishok ise çalışmalarında¹²⁶ OLS ve altı farklı güçlü regresyon modeli (MAD ve trimmed regression quartile methods) ile beta hesaplamışlardır. Çalışmada hem bir simülasyon hem de 1983-1985 döneminde NYSE'de işlem gören 50 adet firmaya ilişkin gerçek verileri içeren iki alt inceleme yer almaktadır. Simülasyon çalışmasının sonuçları güçlü regresyon modellerinin etkinliğinin hata teriminin varsayılan dağılımına bağlı olduğunu göstermektedir. Pazar Modeli'nin

¹²⁴ W. F. Sharpe, "Mean Absolute Deviation Characteristic Lines for Securities and Portfolios", **Management Science**, Cilt 18, No. 2, Ekim 1971, s. B1-B13.

¹²⁵ B. Cornell ve J. K. Dietrich, "Mean-Absolute-Deviation versus Least Squares Regression Estimation of Beta Coefficient", **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Mart 1978, Cilt 13, No. 1, s. 123-131.

¹²⁶ L. K. C. Chan ve J. Lakonishok, "Robust Measurement of Beta Risk", **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Cilt 27, No. 2, Haziran 1992, s. 265-282.

kalıntıları normal dağılıma uygun ise, bu durumda OLS yöntemi güçlü regresyon yöntemlerinden daha başarılıdır. Ancak, normal dağılımlardan farklı dağılımlar durumunda güçlü regresyon yöntemlerinin OLS yönteminden daha iyi olduğu gözlemlenmektedir. Serinin çarpık olması durumunda güçlü regresyon yöntemleri iyi performans sağlayamamakta iken serinin dağılımı kalın kuyruk (fat tail) özelliği gösterdiğinde ise güçlü regresyon yöntemleri daha iyi performans göstermektedirler. Güçlü regresyon modelleri karşılaştırmalı olarak incelendiğinde, önceki çalışmaları destekler biçimde, MAD yönteminin hayal kırıklığı yarattığı, uygulanan diğer yöntemlerin (trimmed regression) ise başarılı sonuçlar verdiği belirtilmektedir. Bu anlamda çalışma, getirilerin normal dağılım göstermemesi durumunda OLS yöntemi yerine farklı modellerin uygulamaları ile daha başarılı tahminler elde edilebileceğini göstermektedir.

Draper ve Paudyal tarafından 1988-1992 dönemi için İngiliz piyasasında yapılan çalışmada da güçlü regresyon modellerinin özellikle günlük veri kullanımında daha başarılı olduğu desteklenmekte, ancak aylık veri için bu durumun söz konusu olmadığı belirtilmektedir.¹²⁷ Bowie ve Bradfield ise bu çalışmayı hem sadece bir güçlü regresyon modelini denemesi hem de örnekleminin İngiliz piyasasında işlem gören en büyük 100 şirket arasından seçilmesi nedeniyle eleştirmektedirler.¹²⁸ Araştırmacılar bu nedenle, çok daha küçük bir piyasa olan Johannesburg Stock Exchange’de işlem gören firmalar arasından 1980-1994 dönemi için rassal olarak seçilen 110 hisse senedine ait aylık verilere farklı güçlü regresyon yöntemlerini uygulamışlardır. Alt dönemlere ait incelemeler dönemden döneme daha başarılı olan yöntemin farklılaştığını ancak her durumda güçlü regresyon yöntemlerinin OLS yönteminden daha iyi performans sağladığını işaret etmektedir. Bu bulgu, Draper ve Paudyal’ın aylık veri için vardıkları sonuçla çelişmektedir. Ayrıca, çalışmada kalıntıların normal dağılım göstermesi durumunda dahi güçlü regresyonun daha başarılı olduğu belirtilmektedir.

¹²⁷ P. Draper ve K. Paudyal, “Empirical Irregularities in the Estimation of Beta: The Impact of Alternative Estimation Assumptions and Procedures”, **Journal of Business Finance & Accounting**, Cilt 22, No. 1, Ocak 1995, s. 157-177.

¹²⁸ D. C. Bowie ve D. J. Bradfield, “Robust Estimation of Beta Coefficient: Evidence From A Small Stock Market”, **Journal of Business Finance & Accounting**, Cilt 25, No. 3-4, Nisan/Mayıs 1998, s. 439-454.

Güçlü regresyon yöntemlerinin getiri serisindeki uç değerleri göz ardı ederek uygulanması da bazı eleştirilere hedef olmuş ve farklı yöntemlerini geliştirilmesinin yolunu açmıştır.* Ancak, bu çalışmalarda kullanılan modeller incelendiğinde özellikle kullanılan parametrelerin belirlenmesinin sorunlar yarattığı ve karmaşık süreçler gerektirdiği görülmektedir.

Tüm bu çalışmaların ortak biçimde işaret ettiği nokta getirilerin normal dağılımdan uzaklaştığı durumlarda beta değerlerinin OLS yönteminin kullanımı yoluyla elde edilmesinin sorun içerdiği yönündedir. Bu durumda dağılımın farklılaşan yapısının yaratacağı etkinin güçlü regresyon yöntemlerinin kullanımı ile azaltılmaya çalışılması önerilmektedir. Ancak, yapılan çalışmaların bulgularında hangi güçlü regresyon yönteminin kullanılması gerektiğine ilişkin ortak bir fikre rastlanılamamaktadır.

* Bu tür çalışmalara örnek olarak bakınız.: R. B. Gregory-Allen ve H. Shalit, “The Estimation of Systematic Risk under Differentiated Risk Aversion: A Mean-Extended Gini Approach”, **A Review of Quantitative Finance and Accounting**, Cilt 12, No. 2, 1999, s. 135-157 ve H. Shalit ve S. Yitzhaki, “Estimating Beta”, Working Paper, 2001, (çevrimiçi)http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=297399, 01 07 2004

V. BÖLÜM

SİSTEMATİK RİSKİN TAHMİNİNDE BETA KATSAYISININ KULLANIMI: SORUNLAR VE DÜZELTME MODELLERİ

Bilindiği üzere, getiri-risk modelleri sadece yatırımcıların geçmiş dönemlere ilişkin performansı değerlendirmelerine yönelik olarak değil, aynı zamanda geleceğe dönük stratejilerinin belirlenmesinde kullanmak üzere geliştirilmişlerdir. Bu nedenle, sistematik riskin verili bir geçmiş dönem için doğru ve kesin biçimde ölçümü kadar gelecekteki bir dönem için başarılı biçimde tahmin edilmesi de son derece yaşamsal önem içermektedir. Tarihsel olarak incelendiğinde, getiri-risk modellerine ilişkin çalışmaların, geçmiş dönem verilerine dayalı olarak ölçülen beta katsayısının gelecek dönem için en iyi tahminleyen olduğu fikrini yaygın biçimde kabul ettikleri görülmektedir. Ancak, betanın tarihsel verilerin yardımıyla tahminlenmesi, geçmiş verilerin kullanımıyla geleceğe ilişkin değerlere ulaşmayı hedefleyen tüm modellerin de özünde olduğu gibi, teorik bir sorun taşır. Geçmiş verilerle yapılan tüm tahminler esasta bir beklentidir ve gerçekleşenle beklenen arasında, finasta risk olarak da tanımlanan, bir fark oluşur. Önemli olan bahsedilen farkın kabul edilebilir düzeyde olmasıdır ve bu düzey aşıldığı zaman ya düzeltme(ler) yapılarak anlamlılığın artırılması ya da modelin reddedilmesi gerekir. Akademik yazın incelendiğinde, beta tahminlemesinde tarihsel betanın açıklayıcılık gücünün yüksek olmadığına ilişkin çok sayıda çalışmanın yer aldığı görülmektedir. Bu nedenle alternatif yöntemler kullanılarak oluşturulan modeller yoluyla betanın açıklayıcılığı artırılmaya çalışılmıştır.

Bu bölümde öncelikle betanın tahminlenmesinde tarihsel betanın en iyi tahminleyen olarak kullanımını içeren model ve söz konusu modelin açıklayıcılık gücü akademik yazında yeralan çalışmalar kapsamında incelenecek, ardından betayı daha başarılı biçimde tahminlemek üzere geliştirilen düzeltme modelleri ve ilgili çalışmalar tartışılacaktır. Ayrıca, bu bölümün sonunda ülkemizde sistematik riskin ölçüm ve tahminine ilişkin akademik yazının incelenmesi yer almaktadır.

5.1. Tarihsel Betanın Bir Tahminleyen Olarak Kullanımı: Düzeltilmemiş Model

Geçmiş verilere dayalı olarak hesaplanan beta değerinin gelecek dönem için bir tahminleyen olarak kullanımına ilişkin modeller genel olarak aşağıdaki gibi bir regresyon denklemi ile ifade edilebilir.

$$\hat{\beta}_{i,t} = a + b.\beta_{i,t-1} \quad (43)$$

Bu denklemde $\hat{\beta}_{i,t}$, (t) dönemi için (i) hisse senedinin tahmini beta değerini ve $\beta_{i,t-1}$ ise (t-1) dönemi için (i) hisse senedinin gerçekleşen beta değerini göstermektedir.

Burada esas önemli olan tahmin denkleminde yer alan a ve b katsayılarının nasıl oluşturulacağıdır. Bu noktadaki yaklaşım farklılaşmalarına bağlı olarak alternatif beta tahmin modelleri ortaya çıkmaktadır.

Eğer bu denklemde $a = 0$ ve $b = 1$ olarak alınır ise (t) dönemi için tahmini beta değeri, (t-1) döneminin gerçekleşen beta değerine eşit olacaktır. Bu durumda oluşan model tarihsel betanın en iyi tahminleyen olarak kullanımını içermekte ve düzeltilmemiş model (unadjusted model-naive model) olarak da bilinmektedir. Düzeltilmemiş model aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$\hat{\beta}_{i,t} = \beta_{i,t-1} \quad (44)$$

Görüldüğü üzere bu model (t-1) dönemindeki betanın (t) dönemi için en iyi tahminleyen olduğu kabulüne dayanmaktadır. Diğer bir deyişle modelin temel varsayımı, betanın zaman içerisinde değişmediğidir ki bu betanın durağanlığı (stationarity of beta) olarak bilinmektedir. Bunun anlamı, tarihsel beta değerinin iyi bir tahminleyen olarak kullanımının ancak betanın durağan olması halinde geçerli olabileceğidir.

Durağanlık, hem modelin performansını etkileyen en yaşamsal konu olması hem de düzeltme tekniklerinin çıkış noktasını oluşturması sebebi ile aşağıda etraflıca tartışılmıştır.

5.1.1. Betanın Durağanlığı

Durağanlık üzerine yapılan çalışmalara temel oluşturan çalışmasında Blume beta katsayısının temelinde yer alan ekonomik değişkenlerin hiçbirinin zaman içerisinde sabit olmadığını, ancak yatırımcıların genel olarak tekil hisse senetlerinin değil portföylerin gelecekteki riskini belirlemek üzere ortalama beta katsayısı ile ilgilendiklerini belirtmektedir.¹²⁹ Bu durumda, tarihsel betanın gelecek için iyi bir tahminleyen olup olmadığının incelenmesi gerektiğini belirten çalışma, menkul kıymet çeşit sayısı farklılaşan portföyler üzerinden yürütülmüştür. Çalışmada, Ocak 1926-Haziran 1968 dönemi altı eşit uzunlukta alt döneme bölünerek, aylık veri üzerinden, tekil hisse senetlerinin betaları Pazar Modeli çerçevesinde belirlenmiştir. Daha sonra, elde edilen beta değerleri küçükten büyüğe sıralanmış ve buna göre iki, dört, yedi, on, yirmi, otuzbeş, elli, yetmişbeş ve yüz çeşit menkul kıymet içeren eşit ağırlıklı portföyler oluşturulmuştur. Portföylerin ortalama beta değerleri hesaplandıktan sonra birbirini takip eden her iki alt dönem için bu değerlerin sıralaması arasındaki ilişki incelenmiştir. Bulgular incelendiğinde tekil hisse senetlerine ait beta değerlerinin durağan olmadığı, ancak portföydeki menkul kıymet çeşit sayısındaki artışa bağlı olarak betanın durağanlaştığı görülmektedir. Bu çalışmanın bir diğer önemli bulgusu ise düşük tarihsel beta değerine sahip portföylerin bir sonraki dönemdeki beta değerlerinin yükselme eğiliminde olduğu ve bire yaklaştığıdır.

Bu çalışmanın bulgularını destekleyen bir diğer çalışma aynı yıl Levy tarafından yapılmıştır.¹³⁰ Yirmibeş ve daha fazla çeşit menkul kıymet içeren portföylerin beta değerlerinin bir sonraki dönem için mükemmel bir tahminleyen olduğunun, ancak çeşit sayısı azaldıkça tahmin gücünün azaldığının belirtildiği çalışmada, tekil hisse senetlerinin ise tahminleyici olarak kullanılamayacağı söylenmektedir.

Daha önce yatırım ufkuna ilişkin çalışmalar içerisinde ele alınan Baesel'in çalışmasında da oluşturulan risk sınıfları üzerinden betanın durağanlığı

¹²⁹ E. M. Blume, "On the Assessment of Risk", **Journal of Finance**, Cilt 26, No. 1, Mart 1971, s. 1-10.

¹³⁰ Levy, a.g.e.

incelenmektedir.¹³¹ Bu çalışmanın bulguları da Blume'un çalışmasını destekleyici biçimde tekil hisse senetlerine ait beta değerlerinin durağan olmadığını göstermektedir. Ancak daha önce de belirtildiği gibi, yatırım ufkunun uzatılmasına bağlı olarak beta değerlerinin daha durağan hale geldiğini söylemek mümkündür. Ayrıca bu çalışmanın Blume'un çalışması ile çelişecek biçimde yüksek/düşük tarihsel betalı hisse senetlerinin bir sonraki dönem betasının da yüksek/düşük olma olasılığının daha fazla olduğunu bulguladığı görülmektedir. Ancak, bu çalışmada kullanılan gruplandırma tekniğinin problemlili olduğuna işaret eden Alexander ve Chervany çalışmalarında Baesel'in aksine uç değerleri içeren risk sınıflarının orta risk sınıfından daha az durağan olduğunu belirlemişlerdir.¹³² Çalışmada, on ve daha fazla sayıda menkul kıymet çeşidi içeren portföyler kullanılarak yapılan tahmin hatalarının tekil hisse senetlerindeki göre daha düşük olduğu ve hatadaki bu azalmanın portföy oluşturma tekniğinden (rassal veya beta değerlerinin büyüklüğüne göre) bağımsız biçimde gerçekleştiği de bulgulanmıştır.

Bu öncül çalışmaların yanı sıra, 1970'li yıllarda betanın durağanlığını inceleyen çok sayıda inceleme yapılmıştır.* Bu çalışmaların birçoğunun ortak bulgusu, yukarıda incelenenlerle paralel biçimde, özellikle tekil hisse senetleri için tarihsel beta değerinin iyi bir tahminleyen olarak kullanılamayacağı ve portföydeki menkul kıymet çeşit sayısı artırılarak daha durağan beta değerlerine ulaşılabilirdir. Aynı zamanda durağanlık ile yatırım ufku arasında da bir ilişki kurulabileceği ve daha uzun dönemler için hesaplanan beta değerlerinin görece daha durağan olduğu görülmektedir.

1980'li yıllarda da durağanlıkla ilgili çalışmalarda benzer bulgulara ulaşılmaktadır. Bu çalışmalardan biri Sunder tarafından 1926-1975 dönemi için 75,

¹³¹ Baesel, a.g.e.

¹³² Alexander ve Chervany, a.g.e.

* Bu çalışmalara örnek olarak bakınız: S. C. Meyers, "The Stationarity Problem in the Use of the Market Model of Security Price Behavior", **Accounting Review**, Cilt 48, No. 2, Nisan 1973, s. 318-322; E. A. Gooding ve T. P. O'Malley, "Market Phase and the Stationarity of Beta", **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Cilt 12, No. 5, Aralık 1977, s. 833-857; J. F. Fabozzi ve J. C. Francis, "Beta as a Random Coefficient", **Journal of Quantitative Analysis**, Cilt 13, No. 1, Mart 1978, s. 101-116 ve T. P. Elgers, J. Haltiner ve W. H. Hawthorne, "Beta Regression Tendencies: Statistical and Real Causes", **Journal of Finance**, Cilt 34, No. 1, Mart 1979, s. 261-263.

150, 300 ve 600 aylık yatırım ufukları seçilerek yapılmıştır.¹³³ Durağanlığın hem rassal hem de otoregresif bir süreç için test edildiği çalışmada, gerek 50 yıllık dönemde gerekse 25 yıllık alt dönemlerde durağanlığın söz konusu olmadığı, 150 aylık dört dönemden üçüne ve toplam 875 aylık dönemin yine üçüne ait bulguların da bu sonucu desteklediği görülmektedir.

Farklı test tekniklerinin kullanımı ile durağanlığın incelendiği diğer çalışmaların da bulguları benzer yöndedir. Örnek olarak Chen çalışmasında Hildreth ve Houck'un geliştirdiği modeli kullanarak, betanın ortalamadan sapmasını ve bu sapmanın olası nedenlerini araştırmıştır.¹³⁴ 1961-1977 arası yıllık veriler kullanılarak, araştırmaya dahil edilen firmaların yaklaşık yarısı için durağanlığın söz konusu olmadığının tespit edildiği çalışmada bu durumun olası nedenlerinin ekonomik ve firmalara özgü koşullar olabileceği belirtilmektedir.

Bey tarafından yapılan çalışmada ise 1960 – 1979 dönemi için hizmet ve endüstri sektörlerinde yer alan 453 şirket üzerinde tekil hisse senedi betalarının durağanlığı araştırılarak, sektör farklılaşmasının durağanlık üzerine etkisi ele alınmıştır.¹³⁵ 60'ar aylık dört alt dönem için yapılan incelemenin temel bulgusu OLS ile elde edilen beta değerlerinin dönemden döneme anlamlı biçimde değiştiğidir. Firmanın yer aldığı sektörün hizmet ya da endüstri olmasının durağanlık üzerinde bir etkisi olmadığı da bulgular arasındadır. Ayrıca çalışmada, 1971 – 1976 dönemi için 89 hizmet firmasına ait günlük getiri oranları üzerinden tekil hisse senedi betalarının da durağanlığı incelenmiştir. Ancak, bu biçimde elde edilen beta değerlerinin aylıklara görece daha az durağan olduğu görülmektedir. Çalışmada, veri seti içerisinde ekonomik şoklara ilişkin olanlara yer verilmesi durumunda durağanlığın belirgin biçimde azaldığı da raporlanmıştır.

Avrupa piyasalarında bu konuya ilişkin yapılan çalışmalarda da yukarıdaki bulguları destekleyici sonuçlar görülmektedir. Bunlardan hem öncüllüğü hem de örnekleminde yedi farklı Avrupa piyasasını içermesi ile öne çıkan Pogue ve

¹³³ S. Sunder, "Stationarity of Market Risk: Random Coefficients Tests for Individual Stocks", **Journal of Finance**, Cilt 35, No. 4, 1980, s. 883-896.

¹³⁴ C. Chen, "Time-Series Analysis of Beta Stationarity and Its Determinants: A Case of Public Utilities", **Financial Management**, Cilt 11, No. 3, Ağustos 1982, s. 64-70.

¹³⁵ R. P. Bey, "Market Model Stationarity of Individual Public Utilities", **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Cilt 18, No.1, Mart 1983, s. 67-85.

Solnik,¹³⁶ çalışmalarında 1966 – 1971 döneminde örneklemelerinde yer alan tüm ülkelerde beta katsayısının durağan olmadığını ve aynı zamanda betanın gözlem aralıklarına da duyarlı olduğunu bulgulamışlardır.

Hawawini, Michel ve Corhay öncüllerinden daha geniş bir örneklem için Belçika’da betanın durağanlığını araştırmışlardır.¹³⁷ 1966 – 1983 döneminde sürekli biçimde işlem gören 170 hisse senedi için yapılan incelemede betanın durağan olmadığına ilişkin kanıtların öncül çalışmalardan daha kuvvetli biçimde ortaya konulduğu görülmektedir. Bu çalışmada ayrıca farklı düzeltme tekniklerine de yer verilerek düzeltilmemiş beta ile kıyaslamaya gidilmiş ve bu tekniklerin tahmin hatalarını azaltarak beta tahminlerini güçlendirdiği ortaya konulmuştur. Yine, portföy kurmak yoluyla tekil hisse senetlerine görece daha az tahmin hatası içeren beta değerlerine ulaşmanın mümkün olduğu da çalışmanın bulguları arasındadır.

İngiltere piyasasında betanın durağanlığını ele aldığı ilk çalışmasında Theobald 1963 – 1972 dönemi için 201 adet hisse senedinin aylık getiri oranlarını kullanarak iki alt dönem için öncelikle Pazar Modeli ile beta değerlerini elde etmiştir.¹³⁸ Yapılan testlerin sonuçları hem tekil hisse senedi hem de portföy betalarının durağan olmadığı, ancak portföy betalarının görece daha durağan olduğu biçimindedir. Çalışmasını düzeltme tekniklerinin kullanımı ile yineleyerek benzer sonuçlara ulaşan Theobald, bu teknikler yoluyla elde edilen beta değerlerinin düzeltilmemiş değerlerden görece daha durağan olduğunu raporlamıştır. Theobald diğer çalışmasında yine aynı örnekleme bu kez durağanlık ile yatırım ufku arasındaki ilişkiyi incelemek üzere kullanmış ve optimal yatırım ufkunu belirlemeyi amaçlamıştır.¹³⁹ Bu çalışmanın bulguları yatırım ufku ile durağanlık arasında bir ilişki olduğunu ve verili dönem için İngiltere’de optimal yatırım ufkunun 180 ile 210 ay olarak belirlendiğini göstermektedir. Son dönemde farklı test tekniklerinin kullanımını içeren çalışmalardan biri yine İngiltere piyasası için Reyes tarafından

¹³⁶ Pogue ve Solnik, a.g.e.

¹³⁷ G. A. Hawawini, P. A. Michel ve A. Corhay, “New Evidence on Beta Stationarity and Forecast on Belgian Common Stocks”, **Journal of Banking & Finance**, Cilt 9, No. 4, Aralık 1985, s. 553-560.

¹³⁸ M. Theobald, “An Analysis of the Market Model and Beta Factors Using U.K. Equity Share Data”, **Journal of Business Finance & Accounting**, Cilt 7, No. 1, 1980, s. 49-64.

¹³⁹ M. Theobald, “Beta Stationarity and Estimation Period”, **Journal of Financial & Quantitative Analysis**, Cilt 16, No. 5, Aralık 1981, s. 747-757.

yapılmıştır.¹⁴⁰ Reyes çalışmasında, firma büyüklüğü ile İngiltere firmalarının zamanla değişen betaları arasındaki ilişkiyi incelemeye çalışmıştır. Çalışmada GARCH modelinden yararlanılmıştır. Sonuçlar diğer çalışmalarla paralel biçimdedir. Buna göre, zamanla değişen beta katsayısı istatistiksel olarak anlamlı bir katsayı sunmamaktadır.

Fransa ve ABD piyasalarını karşılaştırmalı olarak inceledikleri çalışmalarında Altman, Jacquillat ve Levasseur da 1964-1971 dönemi için farklı gözlem aralıkları ile benzer sonuçlara ulaşmışlardır.¹⁴¹ Ayrıca, çalışmada Fransa piyasası için beta tahminlerinin ABD piyasasına görece daha dengeli olduğu tespit edilmiştir.

Yukarıda incelenenlerin dışında Avrupa piyasalarında betanın durağanlığına ilişkin olarak yapılan çok sayıda çalışma yer almaktadır. * Genel olarak incelenirse Avrupa piyasalarında da ABD'dekine benzer biçimde tarihsel betanın tahmin gücünün özellikle tekil hisse senetleri için yüksek olmadığı bulgulanmaktadır. Portföy kurmak yoluyla betanın durağanlığının artırılabilceği de diğer bir ortak noktadır. Yine her iki piyasadaki bulgular, hem yatırım ufkunun hem de gözlem sıklığının betanın durağanlığı ile ilişkisi olduğunu göstermektedir.

Özellikle son dönemde konuya ilişkin çalışmalara, Avrupa ve ABD piyasaları dışında farklı ülkeler için de rastlamak mümkündür. Bunlardan biri Faff, Lee ve Fry tarafından Avustralya piyasası için yapılmış olan, betanın zaman içinde sabit kaldığı ya da otoregresif bir süreç izlediği hipotezlerinin incelendiği çalışmadır.¹⁴² Çalışmada yüksek tarihsel betalı firmaların görece daha az durağan olduğu ortaya konulmuştur. Ancak, sektör ya da firma büyüklüğü ile durağanlık arasında ise anlamlı bir ilişki bulunamamıştır. Yine Avustralya piyasası için McKenzie, Brooks ve Faff'ın¹⁴³ yaptığı çalışmada, Kalman Filtre yaklaşımından yararlanılarak zamanla

¹⁴⁰ M. G. Reyes, "Size, Time-Varying Beta and Conditional Heteroscedasticity in UK Stock Returns", **Review of Financial Economics**, Cilt 8, No. 1, 1999, s. 1-10.

¹⁴¹ Altman, Jacquillat ve Levasseur, a.g.e.

* Avrupa piyasalarında yapılan çalışmaların detaylı bir incelemesi için bakınız: Hawawini, **European Equity Markets: Price ...**, s. 61-83.

¹⁴² R. W. Faff, J. H. H. Lee ve T. R. L. Fry, "Time Stationarity of Systematic Risk: Some Australian Evidence", **Journal of Business Finance & Accounting**, Cilt 19, No. 2, Ocak 1992, s. 253-270.

¹⁴³ M. D. McKenzie, R. Brooks ve R. Faff, "The Use of Domestic and World Market Indexes in the Estimation of Time-Varying Betas", **Journal of Multinational Financial Management**, Cilt 10, 2000, s. 91-106.

değişen Avustralya endüstriyel hisse senedi betaları, Avustralya Pazar Endeksi ve Dünya Pazar Endeksinden yararlanılarak tahmin edilmiş, ancak bu şekilde bir tahmin yapmanın başarılı sonuç vermediği gözlenmiştir.

Lam, Hong Kong piyasasında 1980 – 1993 dönemi için yaptığı incelemede 138 hisse senedine ait günlük getiriler üzerinden farklı yatırım ufukları (1 , 2 ve 7 yıllık) için Pazar Modeli kullanarak tarihsel beta değerlerinin tahmin gücünü araştırmıştır.¹⁴⁴ Çalışmada tüm yatırım ufukları için genel bulgu, tarihsel betanın tahmin gücünün düşük olduğu, diğer bir deyişle durağan olmadığıdır. Çalışmanın bir diğer önemli noktası, 1987 yılında yaşanan ekonomik krizin etkilerini incelemek üzere Ekim 1987 verilerinin örneklem dışı bırakılarak beta değerlerinin karşılaştırmasının yapılmasıdır. Ancak, test sonuçlarında bu durumda da anlamlı bir farklılaşmaya rastlanılmamıştır. Bu durumda, bulguların uç değerlere karşı dayanıklılık gösterdiği ve değişmediği söylenilebilir.

Uzakdoğu piyasalarında yapılan bir diğer çalışma ise, özellikle Asya Finansal Krizi'nin etkilerini incelemesi açısından kayda değerdir. Choudry tarafından 1997-1998 Asya Finansal Krizi esnasında Malezya ve Tayvan'da faaliyet gösteren 20 firmaya ait betaların değişkenliğinin incelendiği bu çalışmada, 1990-2001 dönemi verileri ve MA-GARCH zaman serisi modeli kullanılmıştır.¹⁴⁵ Çalışmanın bulguları krizin firma betalarının değişkenliği üzerinde önemli bir etkisinin olduğu yönündedir.

Genel olarak çalışmalar incelendiğinde, hem gelişmiş sermaye piyasaları hem de gelişmekte olan sermaye piyasalarında ortak biçimde, betanın durağan olmadığı görülmektedir. Bu durum, özellikle tekil hisse senetleri için belirgin olup portföy oluşturmak yoluyla betanın durağanlığının artırılabilceği de çalışmaların bir diğer ortak noktasıdır. Bir diğer önemli çıkarım, hem yatırım ufkunun hem de gözlem sıklığının betanın durağanlığı ile ilişkisi olduğudur. Tarihsel beta değerlerinin zaman içerisindeki eğiliminin yönü konusunda ise ortak bir kanıya ulaşmak mümkün değildir. Zira, aynı piyasa için yapılan çalışmalarda dahi yüksek betaların bir sonraki

¹⁴⁴ K. S. K. Lam, "Some Evidence on the Distributions of Beta in Hong Kong", **Applied Financial Economics**, Cilt 9, No. 3, 1999, s. 251-262.

¹⁴⁵ T. Choudry, "Time-Varying Beta and the Asian Financial Crisis: Evidence From Malaysian and Taiwanese Firms", **Pacific-Basin Finance Journal**, Cilt 13, 2005, s. 93-118.

dönemde düşme ya da yükselme eğilimine ilişkin farklı bulgular elde edilmiştir. Tarihsel betanın iyi bir tahminleyen olamayabileceğine dair tüm bu kanıtlar, araştırmacıları betanın tahmin gücünü artırmak amacıyla inceleme yapmaya sevk etmiş ve aşağıda tanıtılan düzeltme modelleri oluşturulmuştur.

5.2. Tarihsel Betanın Düzeltme Modelleri

Sadece geçmiş verilere dayalı olarak hesaplanan beta değerlerinin tahmin gücünün düşük olması, beta tahminlerinin daha başarılı biçimde yapılabilmesine ilişkin çabaların temel nedenidir. Bu noktaya kadar ele alınan çalışmalar, hem tarihsel betanın ölçümü için seçilebilen veri setlerindeki farklılaşmaların beta değerinde yaratabileceği değişimleri hem de bu farklılaşmalar ile elde edilen alternatif tarihsel betaların tahmin gücünü incelemektedirler. Bu kısımda ise Pazar Modeli ile elde edilen tarihsel betanın düzeltilmesi yoluyla tahmin gücünün artırılmasını hedefleyen modeller incelenecektir.

Bu düzeltme modelleri genel olarak iki grupta toplanabilir. Bunlardan ilki, tarihsel betanın eğilimini dikkate alan düzeltme teknikleridir. Bu tekniklerin temel çıkış noktası durağanlık ile ilgili çalışmalarda düşük/yüksek betaya sahip hisse senedi ya da portföylerin bir sonraki dönemde yükselme/düşme eğiliminde olduğu ve bire yaklaştığıdır. Bu noktadan hareketle, tahmini beta değerini oluşturmak üzere tarihsel betanın bu ortalamaya yaklaşma eğilimi farklı biçimlerde dikkate alınarak modeller geliştirilmiştir.

Düzeltilme modellerinin ikinci grubu, betanın temel bileşenlerinin incelenmesi yoluyla tahmin gücünü artırmaya yönelik modellerdir. Daha önce de belirtildiği üzere, beta esas olarak ekonomik olaylar nedeniyle bir finansal varlığın getirisinde oluşan değişimin ölçütüdür. Ekonomik olaylardaki değişimden firmaların etkilenme derecesiyle firmanın hisse senetlerinin getirisinde buna bağlantılı olarak oluşan değişimin arasındaki ilişkinin ortaya konulabilmesi için öncelikle betayı oluşturan temel bileşenlerin ortaya konulması gerekmektedir. Betayı oluşturan bu bileşenler ortaya konulabilirse aynı zamanda betayı tahminlemek için de kullanılabilirler. Bu çalışmalar temel bileşenleri ortaya koyma çabasında oldukları için akademik yazında genel olarak temel beta (fundamental beta) olarak adlandırılmaktadır.

5.2.1. Tarihsel Betanın Eğilimini Dikkate Alan Düzeltme Modelleri

5.2.1.1. Blume Düzeltme Modeli

Blume betanın durağanlığını incelediği çalışmasında betanın zaman içerisinde ortalama beta değerine (1.0) yaklaşma eğiliminde olduğunu bulgulamıştır.¹⁴⁶ Blume hem bu çalışmasında hem de 1975 tarihli izleyen çalışmasında¹⁴⁷ bu eğilimi dikkate alarak, tarihsel betanın düzeltilmesi yoluyla tahmini beta değerinin belirlenmesine ilişkin bir model geliştirmiştir. Bu modele göre, birbirini takip eden iki dönemdeki beta değerleri arasındaki ilişki regresyon analizi ile belirlenerek elde edilen denklemin katsayıları bir sonraki dönem için tahmini beta değerini oluşturmak üzere kullanılmaktadır. Bu durumda t dönemine ait tahmini beta değeri daha önce İfade (43)’te gösterilen biçimde hesaplanmaktadır.

$$\hat{\beta}_{i,t} = a + b.\beta_{i,t-1}$$

Bu ifadede yer alan a ve b katsayıları ise aşağıdaki regresyon denkleminden elde edilmektedir.

$$\beta_{i,t-1} = a + b.\beta_{i,t-2} \quad (45)$$

Blume, yöntemi uygulayarak elde edilen tahmini beta değerleriyle düzeltilmemiş beta değerlerini hata istatistiği olarak ortalama hata karelerini kullanarak kıyaslamış ve düzeltme tekniği ile elde edilen değerlerin daha başarılı olduğunu bulgulamıştır. Özellikle portföydeki menkul kıymet çeşit sayısının artması, hata istatistiğinin hızlı biçimde azalmasına neden olmaktadır.

5.2.1.2. Bayesgil Düzeltme Modelleri

Görüldüğü üzere Blume düzeltme tekniği tüm hisse senetleri için beta değerlerinin aynı miktarda ortalama betaya (1.0) yaklaştırılması mantığına dayanmaktadır. Ancak, esasta her bir hisse senedi betası için yapılacak olan düzeltme, o hisse senedine ilişkin örneklem hatasının düzeyi dikkate alınarak yapılmalıdır. Örneklem hatası arttıkça ortalamadan sapma da artacağından, yapılması gereken düzeltme miktarı da büyümelidir. Bu yaklaşım Vasicek tarafından

¹⁴⁶Blume, a.g.e.

¹⁴⁷ E. M. Blume, “Betas and Their Regression Tendencies”, *Journal of Finance*, Cilt 30, No. 3, Haziran 1975, s. 785-795.

yapılan çalışmada¹⁴⁸ dikkate alınarak Bayesgil yaklaşım içeren bir düzeltme modeli oluşturulmuştur. Bu yönteme göre, bir hisse senedinin tahmini (düzeltilmiş) betası, ortalama beta ile hisse senedinin tarihsel betasının ağırlıklı ortalaması alınarak hesaplanabilir.

$$\hat{\beta}_{i,t} = w_i \cdot \beta_{i,t-1} + (1 - w_i) \cdot \bar{\beta}_{t-1} \quad (46)$$

$\hat{\beta}_{i,t}$: (i) hisse senedinin (t) dönemindeki tahmini beta katsayısı

$\beta_{i,t-1}$: (i) hisse senedinin (t-1) dönemi için tarihsel beta katsayısı

$\bar{\beta}_{t-1}$: (t-1) döneminde hisse senetlerinin ortalama tarihsel beta katsayısı

w_i : (i) hisse senedinin tahmini beta katsayısı için kullanılan ağırlık

Her bir hisse senedi için kullanılacak ağırlık, ortalama betanın varyansı ve her bir hisse senedinin tarihsel betasının varyansı dikkate alınarak aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır.

$$w_i = \frac{\sigma_{\bar{\beta}_{t-1}}^2}{\sigma_{\bar{\beta}_{t-1}}^2 + \sigma_{\beta_{i,t-1}}^2} \quad (47)$$

$\sigma_{\bar{\beta}}^2$: Ortalama betanın varyansı

$\sigma_{\beta_i}^2$: (i) hisse senedinin beta katsayısının varyansı

Bu durumda, ağırlıklar kullanılarak tahmini beta aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır.

$$\hat{\beta}_{i,t} = \frac{\sigma_{\bar{\beta}_{t-1}}^2}{\sigma_{\bar{\beta}_{t-1}}^2 + \sigma_{\beta_{i,t-1}}^2} \cdot \beta_{i,t-1} + \frac{\sigma_{\beta_{i,t-1}}^2}{\sigma_{\bar{\beta}_{t-1}}^2 + \sigma_{\beta_{i,t-1}}^2} \cdot \bar{\beta}_{t-1} \quad (48)$$

Burada dikkat edilmesi gereken en önemli nokta, bir hisse senedinin tahmini betasının hesaplanabilmesi için betanın ortalama değeri ve dağılımına ilişkin ön bilgiye ihtiyaç duyulmasıdır. Eğer hisse senedinin sadece ait olduğu anakütleyle ilişkin ortalama beta ve standart sapma bilgileri mevcut ise, bu durumda bu genel bilgiler tahmin parametreleri olarak kullanılabilir. Örneğin, NYSE’de işlem gören bir

¹⁴⁸ O. A. Vasicek, “A Note Using Cross-Sectional Information in Bayesian Estimation of Security Betas”, **Journal of Finance**, Cilt 28, No. 5, 1973, s. 1233-1239.

hisse senedi için bu piyasada işlem gören tüm hisse senetlerinin ortalama betası ve bunun dağılımı dikkate alınabilir. Ancak, bazı durumlarda daha elverişli bilgilere ulaşılabilir. Örneğin, hisse senedinin yer aldığı sektörün ortalama betasının ve dağılımının bilinmesi durumunda, bu bilgilerin kullanılması daha uygun bir seçim olacaktır. Bazı durumlarda ise ön bilgi diğer bir örneklemden sağlanabilir. Örneğin, (t-1) dönemi için regresyon yöntemiyle hesapladığımız betaları büyüklüklerine göre sıralayarak oluşturduğumuz portföylerin, (t) dönemi için tahmini beta değerlerini bulmak istiyorsak, mevcut örneklemin ortalama betası ve standart hatasının kullanılması daha elverişli olacaktır. Kısaca, bir hisse senedinin beta tahmininde hataların en aza indirilebilmesi için, kullanılan parametrelerin (ortalama beta ve ortalama betanın standart sapması) mümkün olduğunca hisse senedinin ait olduğu örnekleme ilişkin mevcut en kesin bilgiyi içermesine dikkat edilmelidir.

Yukarıdaki formül incelendiğinde, hisse senedinin tarihsel betasının ağırlığının (w_i) ortalama betanın varyansı (σ_{β}^2) arttıkça büyüdüğü görülmektedir. Diğer bir deyişle, betanın dağılımı genişledikçe hisse senedine ait tarihsel beta optimal bir tahminleyen haline gelmektedir. Diğer yandan, tekil hisse senetlerinin standart hatalarının ortalamadan görece yüksek olması durumunda tahmin değeri ortalama betaya yaklaşmaktadır. Böylelikle, akademik yazındaki yaygın kaniya uygun biçimde yüksek/düşük beta değerlerinin yüksek/düşük hata içermelerine bağlı olarak yüksek/düşük tahminleyen olmaları problemi giderilmeye çalışılmaktadır.

Bayesgil yaklaşım, özellikle kurumsal ve bireysel yatırımcıların kullanımına yönelik olarak beta tahminlerinde bulunan ve bunları periyodik biçimde yayınlayan şirketler tarafından kullanılmaktadır. Bunlardan en yaygın ve bilinenleri Merrill Lynch, Pierce, Fenner and Smith's Security Risk Evaluation Service (MLPFS) ve Value Line Investment Survey (VL) firmalarıdır. Her iki firma da tarihsel beta değerlerini hesapladıktan sonra bu değeri ortalama beta değerine yaklaştırmak için basitleştirilmiş bir Bayes düzeltme modeli kullanmaktadırlar. Kullandıkları düzeltme modeli temelde aşağıdaki gibidir.

$$\hat{\beta}_{i,t} = \left(\frac{2}{3}\right)\beta_{i,t-1} + \left(\frac{1}{3}\right)\bar{\beta}_{t-1} \quad (49)$$

Her iki firma da ortalama beta için piyasa endeksinin betasını (1.0) kullanmaktadırlar. Bu durumda kullanılan denklemler aşağıdaki biçimdedir.¹⁴⁹

$$\hat{\beta}_{i,t} = 0,33743 + 0,66257 \cdot \beta_{i,t-1} \quad \text{MLPFS'nin kullandığı düzeltme modeli} \quad (50)$$

$$\hat{\beta}_{i,t} = 0,35 + 0,67 \cdot \beta_{i,t-1} \quad \text{VL'nin kullandığı düzeltme modeli} \quad (51)$$

MLPFS, betayı hesaplamak üzere 5 yıllık yatırım ufkunu kullanmakta ve aylık getiri oranlarını dikkate almaktadır. Endeks olarak ise S&P Composite Index seçilmiştir. VL ise 5 yıl için haftalık gözlem sıklığını ve endeks olarak NYSE endeksini kullanarak hesap yapmaktadır.¹⁵⁰

5.2.1.3. Tarihsel Betanın Eğilimini Dikkate Alan Düzeltme Modellerine İlişkin Deneysel Çalışmalar

Farklı düzeltme modellerinin kıyaslanmasına ilişkin öncül çalışmalardan biri Klemkosky ve Martin'e aittir.¹⁵¹ 1947 –1972 döneminde, aylık gözlem sıklığı ile beşer yıllık alt dönemler üzerinde inceleme yapan araştırmacılar, betanın tahmin gücünün Blume, Vasicek ve MLPFS düzeltme modelleri ile ne derecede artırılabilirdiğini incelemişlerdir. Çalışmada kıyaslama yapmak üzere hata istatistiği olarak Ortalama Hata Karesi (Mean Square Error – MSE – OHK) kullanılmıştır. Bu hata istatistiğini alt bileşenlerine ayırarak inceleyen Klemkosky ve Martin'in yöntemi, daha sonraki pek çok çalışmada da kullanılmıştır. OHK, tahmin hatalarını ölçmek üzere kullanılan bir hata istatistiği olup, üç bileşenin toplamı biçiminde aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$OHK = (\bar{A} - \bar{P})^2 + (1 - b_1)^2 \cdot \sigma_P^2 + (1 - R_{A,P}^2) \sigma_A^2 \quad (52)$$

$\bar{A}$: Tahmin döneminde gerçekleşen betaların ortalaması

$\bar{P}$: Tahmini betaların ortalaması

b_1 : Tahmini ve gerçekleşen betalar arasında yapılan regresyonun katsayısı

¹⁴⁹ Reilly ve Wright, a.g.e., s. 65.

¹⁵⁰ A.e., s. 64-65

¹⁵¹ R. C. Klemkosky ve J. D. Martin, "The Adjustment of Beta Forecasts", **Journal of Finance**, Cilt 30, No. 4, Eylül 1975, s. 1123-1128.

σ_P^2 : Tahmini betaların varyansı

σ_A^2 : Gerçekleşen betaların varyansı

$R_{A,P}^2$: Tahmini ve gerçekleşen betalar arasında yapılan regresyonun belirlilik katsayısı

Formülde, sırasıyla ilk bileşene sapma (bias), ikincisine etkinsizlik (inefficiency) ve üçüncüsüne rassal hata (random error) denilmektedir. Sapma, $(\bar{A} - \bar{P})^2$, gerçekleşen betaların ortalamasına göre tahminlenenlerin ortalamasının hata düzeyini göstermektedir. Tahmin değerlerinin gerçek değerlere yaklaşması durumunda sapma azalacak ve önemsizleşecektir. Etkinsizlik, $(1 - b_1)^2 \cdot \sigma_P^2$, tahmin hatalarının eğilimini temsil etmektedir. Rassal hata, $(1 - R_{A,P}^2) \sigma_A^2$, ise hatanın tahmin modeli ile açıklanamayan kısmını oluşturmaktadır.

Çalışmada öncelikle düzeltilmemiş beta ile yapılan tahminlerin hataları incelenmiş ve portföydeki menkul kıymet çeşit sayısı arttıkça hatanın azaldığı saptanmıştır. Ayrıca, özellikle tekil hisse senetlerinin tahmin hatalarının büyük kısmının rassal olduğu belirlenmiştir. Tekil hisse senetlerinde, toplam hata içerisinde rassal hatanın payı dönemden döneme farklılaşmakla birlikte, % 86 ile % 94 arasında yer almaktadır. Portföydeki çeşit sayısının artırılması özellikle rassal hatanın oranını hızla azaltmaktadır. Sapma ve etkinsizlik bileşenlerinde ise çeşit sayısına bağlı bir değişimden pek fazla bahsedilememektedir. Bunun anlamı, hatadaki azalmanın temelinde rassal hatanın azalmasının yer almasıdır. Düzeltme modellerinin uygulamasından elde edilen bulgular ise, her üç tekniğin de hatayı azaltıcı etki yaptığı yönündedir. Ancak hatanın bileşenleri incelendiğinde, düzeltme modellerinin özellikle sapma ve etkinsizliği düşürürken rassal hata üzerinde etkisi olmadığı görülmektedir. Demek ki düzeltme modelleri beklenmeyen değişimlerin tahminlenmesi konusunda ancak düzeltilmemiş model kadar başarılıdırlar. Modeller arası kıyaslama ise özellikle Bayesgil tekniklerin (MLPFS ve Vasicek) Blume modelinden daha başarılı olduğunu göstermektedir. Düzeltme tekniklerinin kullanımının da çalışmanın ilk bölümündeki bulgulara paralel olarak, portföylere

ilişkin rassal hatayı belirgin biçimde düşürdüğü, ancak hatanın diğer iki bileşeninin ise pek fazla değişmediği ortaya konulmuştur. Klemkosky ve Martin bunu, düzeltmelerin zaten portföyler kurulmadan önce tekil hisse senetleri üzerinde uygulanmasına bağlamaktadırlar.

Eubank ve Zumwalt'ın daha önce yatırım ufku kısmında incelenen çalışması,¹⁵² aynı zamanda düzeltme tekniklerini de içermektedir. Çalışmada Blume ve Vasicek düzeltme modelleri kullanılmıştır. 1942-1975 dönemi farklı zaman uzunluklarını içerecek biçimde çok sayıda üç alt döneme ayrılarak, hem tekil hisse senetleri hem de portföyler için düzeltilmemiş beta ile düzeltilmiş betaların tahmin güçleri incelenmiştir.* Kıyas için Klemkosky ve Martin'in çalışmasındakine benzer biçimde hata istatistiği olarak OHK kullanılmış ve alt bileşenlerine ayrılarak inceleme yapılmıştır. Bulgular, düzeltme modelleri ile yapılan tahminlerin her durumda tarihsel betadan daha düşük hata içerdiğini göstermektedir. Ancak, düzeltme tekniklerinin hatayı azaltıcı etkisi daha belirgin olarak düşük ya da yüksek beta değerlerinde gözlemlenmekte, betanın 1'e yakın olduğu durumda bu etki azalmaktadır. Ayrıca düzeltme tekniklerinin kullanılması, tekil hisse senetlerinin tahmin hatalarını portföylere göre daha fazla düşürmektedir. Diğer bir bulgu ise, düzeltme tekniklerinin görece daha kısa ölçüm ve tahmin dönemlerinde daha başarılı olduğudur. Düzeltme modelleri kendi aralarında incelendiğinde ise Blume modelinin özellikle kısa tahmin dönemlerinde genel olarak daha başarılı olduğu, ancak tahmin dönemi uzadıkça iki düzeltme yöntemi arasındaki farkın oldukça azaldığı görülmektedir.

Hawawini ve Vora'nın gözlem sıklığı, portföydeki menkul kıymet çeşit sayısı ve düzeltme tekniklerinin beta tahminleri üzerindeki birlikte etkilerini inceledikleri çalışmaları,¹⁵³ veri setinin kapsamlılığı ve sonuçları açısından oldukça ilgi çekicidir. Çalışmada, 1962-1976 döneminde NYSE ve AMEX'de işlem gören toplam 1115 hisse senedi için farklı gözlem sıklıkları (günlük, haftalık, 2 haftalık ve aylık) ve

¹⁵² Eubank ve Zumwalt, a.g.e.

* Çalışmada kullanılan ölçüm yönteminin detayları için bkz. Bölüm 4.3.1.

¹⁵³ G. A. Hawawini ve A. Vora, "Investment Horizon, Diversification and the Efficiency of Alternative Beta Forecast", **Journal of Financial Research**, Cilt 5, No. 1, Bahar 1982, s. 1-15.

çeşit sayıları (3, 5, 10, 20, 30 ve 40 çeşit menkul kıymet içeren portföyler) kullanılarak beta ölçülmüş ve düzeltme modelleri uygulanarak tahmin güçleri kıyaslanmıştır. Blume, Vasicek, MLPFS ve Efron & Morris düzeltme modellerinin kullanıldığı çalışmada OHK istatistiğine genel olarak bakıldığında ortak bir bulguya rastlamak mümkün olmamıştır. Ancak, hata istatistiği alt bileşenlerine ayrılarak yapılan detaylı incelemede, özellikle rassal hata düzeyinin gözlem sıklığı ve çeşit sayısından etkilendiği tespit edilmiştir. Buna göre, verili bir gözlem sıklığı için portföydeki içerilen menkul kıymet çeşit sayısı arttıkça ve verili bir menkul kıymet çeşit sayısı içeren portföy için gözlem sıklığı arttıkça (aylıktan günlüğe gidildikçe) rassal hata azalmaktadır. Bu bulgu tüm düzeltme modelleri için geçerlidir. Diğer yandan, gözlem sıklığı ve portföydeki menkul kıymet çeşit sayısı veri iken tüm düzeltme modellerinin içerdiği rassal hata düzeyi aynı kalmaktadır. Bunun anlamı, herhangi bir düzeltme modelinin beklenmeyen değişimleri tahminlemek konusunda diğerlerinden üstün olmadığıdır. OHK'nin sapma bileşeni incelendiğinde ise, yine gözlem sıklığı ve çeşit sayısı veri iken tüm düzeltme modellerinde istatistiksel olarak aynı seviyede olduğu görülmektedir. Ayrıca, bu bileşenin tüm düzeltme yöntemleri için aylık betalarda daha düşük olduğu saptanmıştır. Bu bulgu ise aylık veri ile hesaplanan betaların görece daha durağan olduğuna işaret etmektedir. Etkinsizlik için ise yine çeşit sayısına bağlı bir azalışın tüm yöntemlerde geçerli olduğu bulgulanmıştır. Haftalık veri kullanımında bu bileşen tüm yöntemlerde en düşük düzeyine ulaşmaktadır. Çalışmada, tüm bu bulguların ışığında, beta tahminlemesinde portföydeki menkul kıymet çeşit sayısı ve gözlem sıklığı etkisinin düzeltme modellerinden daha anlamlı bir değişim sağladığı söylenmektedir. Diğer bir deyişle portföydeki menkul kıymet çeşit sayısı ve gözlem sıklığı belirlendikten sonra, karmaşık düzeltme modellerinin uygulanması yerine basit biçimde düzeltilmemiş beta başarılı bir tahminleyen olarak yatırımcı tarafından kullanılabilir.

Bera ve Kanan, özellikle Blume'un çalışmasında yer alan düşük beta değerlerinin 1'e yaklaşma eğiliminin yüksek beta değerlerine göre daha güçlü olduğu bulgusundan hareketle, bu durumun beta tahminleri için doğrusal bir

modelden ziyade doğrusal olmayan bir modele işaret ettiğini belirtmektedirler.¹⁵⁴ Bu fikirden yola çıkarak Blume modelini geliştirmiş ve doğrusal olmayan alternatif düzeltme modelleri (logaritmik, Box-Cox, kareköklü) uygulamışlardır. Ayrıca, tahmin için sadece birbirini izleyen iki dönemi kullanmak yerine daha fazla dönemin kullanılmasının da anlamlı olabileceği fikriyle çoklu regresyon modellemesi yapmışlardır. Bu alternatif modeller ile Blume, Vasicek ve MLPFS düzeltme modellerini kıyaslayan incelemede, düzeltme modellerinin tahmin hatası üzerinde genel olarak azaltıcı etkili olduğu görülmektedir. Hata bileşenlerinin de incelendiği çalışmada düzeltme modellerinin genel olarak sapma ve etkinsizliği azaltıcı etki yaptığı, ancak rassal hatayı azaltamadığı görülmektedir. Dönemden döneme en başarılı olan model değişse de özellikle çoklu karekök modellemesinin klasik düzeltme yöntemlerinin birçoğundan daha başarılı olduğu bulgulanmıştır. Diğer bir deyişle, tahmin yapılırken daha fazla alt dönemin içerilmesi ve doğrusal bir model yerine karekök dönüşümü uygulanmış bir modelin kullanılması başarılı sonuç vermektedir.

Draper ve Paudyal'ın İngiliz piyasası için hem güçlü regresyon hem de Vasicek modelini düzeltilmemiş beta ile kıyasladığı çalışmanın bulguları Vasicek modelinin tahminleme gücünün düzeltilmemiş betadan daha açıklayıcı olduğunu göstermektedir.¹⁵⁵ Ancak, iki yöntemin hataları birbirinden çok da farklı değildir. Çalışmada, özellikle günlük veri kullanımında, getirilerin normal dağılımdan farklılaşmasına bağlı olarak güçlü regresyon yöntemlerinin tahminlerinin daha başarılı olduğunun altı çizilmektedir.

Yapılan çalışmalar genel olarak, tarihsel betanın eğilimini dikkate alarak yapılan düzeltmelerin düzeltilmemiş betadan daha iyi bir tahminleyen olduğuna işaret etmektedirler. Bu başarının nedenleri incelendiğinde genel olarak düzeltme modellerinin daha az sapma içeren ve daha etkin modeller olduğu görülmektedir. Ancak, düzeltme modelleri rassal hata, diğer bir deyişle beklenmeyen değişimlerin tahmini konusunda düzeltilmemiş betadan daha başarılı değildir. Hangi düzeltme tekniğinin daha başarılı olduğunun çalışmadan çalışmaya değiştiği ve bu başarının

¹⁵⁴ A. K. Bera ve S. Kannan, "An Adjustment Procedure for Predicting Ststematic Risk", **Journal of Applied Econometrics**, Cilt 1, No. 4, Ekim 1986, s. 317-332.

¹⁵⁵ Draper ve Paudyal, a.g.e.

düzeyinin veri setindeki farklılaşmalardan etkilendiği görülmektedir. Bu durumda, düzeltme tekniklerinin başarısının kullanılan yatırım ufku, gözlem sıklığı ve portföydeki menkul kıymet çeşit sayısına bağlı olduğu söylenebilir.

5.2.2. Betanın Temel Bileşenlerini Dikkate Alan Düzeltme Modelleri

Betanın ekonomik olaylar nedeniyle finansal varlığın getirisinde oluşan değişimin ölçütü olması araştırmacıları betanın bileşenlerini belirlemek üzere çalışmaya yöneltmiştir. Akademik yazında firmaya özgü temel bazı değişkenleri kullanarak firmanın riskini açıklamaya çalışan bu modeller, temel beta (fundamental beta) olarak isimlendirilmektedir. 1970’li yıllara dek, bazı araştırmacılar tarafından yapılan çalışmalarda, firmaların muhasebe verilerinin tahmin gücü incelenmiş ve bazı kanıtlar ortaya konulmuştur.* Bu çalışmaların bir kısmında, özellikle portföy teorisinin parametreleri ile muhasebe verileri arasında henüz bir ilişkinin keşfedilmemiş olduğuna, ancak bu alanın incelenmesi sonucunda verimli bilgiler elde edilebileceğine ilişkin kanılara yer verilmektedir.* Bu kanılardan yola çıkarak 1970 yılında Beaver, Kettler ve Scholes, risk ile firma temel karakteristikleri arasındaki ilişkiyi modelledikleri çalışmayı yayınlamışlardır.¹⁵⁶ Firmanın temel karakteristiklerini ölçmek üzere finansal oranların kullanıldığı çalışma, akademik yazında temel beta modellerinin ilki olarak gösterilmektedir. Model esas olarak, firmaların finansal tablolarından hesaplanan finansal oranların bağımsız değişkenler

* Bu çalışmalara örnek olarak bkz.: J. Horrigan, “The Determination of Long-Term Credit Standing with Financial Ratios, **Empirical Research in Accounting: Selected Studies**, Institute of Professional Accounting, Graduate School of Business, University of Chicago, 1966, s. 44-62; W. H. Beaver, “Financial Ratios as Predictors of Failure”, **Empirical Research in Accounting: Selected Studies**, Institute of Professional Accounting, Graduate School of Business, University of Chicago, 1966, s. 71-102; P. Brown ve R. Ball, “Some Preliminary Findings on the Association Between the Earnings of A Firm, Its Industry and the Economy”, **Journal of Accounting Research**, Cilt 5, No. 3, 1967, s. 55-77 ve P. Brown ve R. Ball, “An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers”, **Journal of Accounting Research**, Cilt 6, No. 2, Ağustos 1968, s. 159-177.

* Söz konusu çalışmalara örnek olarak bakınız: W. H. Beaver, J. W. Kennely ve W. M. Voss, “Predictive Ability as a Criterion for the Evaluation of Accounting Data”, **Accounting Review**, Cilt 43, No. 4, Ekim 1968, s. 675-683 ve R. Ball ve P. Brown, “Portfolio Theory and Accounting”, **Journal of Accounting Research**, Cilt 7, No. 2, Ağustos 1969, s. 300-323.

¹⁵⁶ W. H. Beaver, P. Kettler ve M. Scholes, “The Association Between Market Determined and Accounting Determined Risk Measures”, **The Accounting Review**, Cilt 45, No. 3, Ekim 1970 , s. 325-349.

ve Pazar Modeli'nden elde edilen betanın bağımlı değişken olarak alındığı bir çoklu regresyon analizidir. Model, genel olarak aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$\beta_{t-1} = a + \sum b_n X_{n,t-1} + e_t \quad (53)$$

β_{t-1} : (t-1) dönemi için Pazar Modeli'nden elde edilen beta katsayısı

a ve b_n : Regresyon katsayıları

$X_{n,t-1}$: (t-1) döneminde hesaplanmış n'inci finansal oranın değeri

e_t : Hata terimi

Yukarıdaki ifade yoluyla belirlenen regresyon katsayıları kullanılarak bir sonraki dönem için tahmini beta değeri ($\hat{\beta}_t$) aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır.

$$\hat{\beta}_t = a + \sum b_n X_{n,t-1} \quad (54)$$

Akademik deneysel yazında temel beta çalışmalarında kullanılan modele ilişkin bazı farklılaşmalara yer verilmekle birlikte, asıl farklılaşma kullanılacak değişkenlerin seçiminde kendini göstermektedir. Betanın firmanın hangi özellikleri ile ilişkili olduğunun teorik biçimde incelenmesi ve buna dayalı olarak modellemeye gidilmesi gerekliliği akademik yazında sıkça belirtilmesine karşın, teorik çalışma sayısı oldukça azdır. Bu nedenle, çalışmalarda hem çok sayıda farklı firma özelliğinin hem de bir özelliği belirlemek üzere çok sayıda farklı finansal oranın kullanıldığı görülmektedir. Aşağıdaki bölümde bu çalışmalar bazı sınıflandırmalar dahilinde incelenmektedir.

5.2.2.1. Betanın Temel Bileşenlerini Dikkate Alan Düzeltme Modellerine İlişkin Çalışmalar

Beaver, Kettler ve Scholes^{*} tarafından oluşturulan model betanın tahminlenmesi için yedi adet finansal oranın kullanılmasını önermektedir. Bu finansal oranların her biri, firmanın değişik karakteristik özelliklerinin göstergesi olarak alınmıştır. Kullanılan firma özelliklerinin seçiminde, akademik yazında önemi çokça vurgulanmış olanların kapsanmaya çalışıldığı belirtilmiştir. Diğer bir ifadeyle teorik bir ilişki incelemesi yapılmaksızın, daha çok sezgisel denilebilecek bir ön kabul ile modelin oluşturulduğu söylenebilir. Çalışmada kullanılan firma özellikleri

^{*} Bundan sonra kısaca BKS olarak ifade edilecektir.

şunlardır: Kâr payı dağıtım, büyüme, kaldıraç, likidite, varlık büyüklüğü, kazanç değişkenliği (variability in earnings) ve muhasebe betası (covariability of earnings). Çalışmada her bir firma özelliğini temsil etmek için kullanılacak finansal oranı belirlemek üzere öncül incelemeler yapılmıştır. Bu incelemelerde ilgili özelliği ölçen farklı finansal oranlardan her biri ile betalar arasındaki ilişki ölçülmüş ve en yüksek performansı gösteren oran ilgili firma özelliğinin temsilcisi olarak seçilmiştir. Çalışma, 307 firma için, iki alt dönem (1947-56, 1957-65) ve iki alt varlık grubu (tekil hisse senetleri ve beş çeşit menkul kıymet içeren portföyler) üzerinden yürütülmüştür. Finansal oranlar ve Pazar Modeli'nden elde edilen beta katsayısı arasındaki ilişkinin ölçümüne ilişkin olarak yürütülen çalışmada büyüme, kaldıraç, kazanç değişkenliği ve muhasebe betası ile pazar betası arasındaki ilişki doğru orantılı iken, varlık büyüklüğü ve kâr payı dağıtım oranı ile beta arasındaki ilişki ters orantılıdır. Bu durum analiz sonuçlarının beklentilerle uyumlu olduğunu göstermektedir. Kâr payı dağıtım, kaldıraç, kazanç değişkenliği ve muhasebe betasının sıra korelasyonları incelendiğinde %1 güvenilirlik düzeyinde anlamlı ilişkiler vermektedirler. Bu durum, hem her iki dönem hem de tüm portföyler için geçerlidir. Diğer ölçütler (likidite, büyüme ve varlık büyüklüğü) için ise dönemsel olarak bazı anlamlı ilişkiler ölçülmekle birlikte tüm dönem için bundan bahsedilememektedir. Değişkenler ile beta arasında yapılan çoklu regresyon analizinde, kazanç değişkenliği ile muhasebe betası arasında çoklu doğrusal bağımlılığın varolduğu ve kaldıraç, likidite ve varlık büyüklüğüne ait kısmi korelasyon katsayılarının sıfıra yakın olduğu bulgulanmıştır. Analizin sonucunda kâr payı, varlık büyümesi ve kazanç değişkenliği en iyi açıklayıcılar olarak modelde yer almışlardır. Bu modelin ilk döneme ait pazar betasını açıklayıcılığı (R^2) yaklaşık %45 düzeyindedir. Model tahmin için kullanıldığında açıklayıcılık % 24'e düşmektedir. Hata istatistikleri incelendiğinde ise modelin tahmin hatasının, düzeltilmemiş betadan düşük olduğu görülmektedir. Diğer bir deyişle, model yoluyla beta tahmin gücünün artırılabilceği görülmektedir.

Bu çalışmanın ardından, çok sayıda araştırmacı temel beta üzerine inceleme yapmıştır. Çalışmalar incelendiğinde, hem kullanılan firma karakteristiklerin hem de bu karakteristiklerin ölçüm biçimlerinin belirlenmesi açısından oldukça geniş bir

yelpazeye rastlanılmaktadır. Çalışmalara genel olarak bakıldığında, tartışmaların özellikle kullanılacak firma karakteristikleri ve temsilci finansal oranların seçimi üzerinde yoğunlaştığı söylenilebilir. Zira daha önce de belirtildiği üzere, hangi firma özelliklerinin sistematik risk ile ilişkili olduğuna dair teorik altyapı eksikliği, araştırmacıları akademik yazındaki özellikle toplam riski etkilediği düşünülen faktörlere ilişkin genel kanılardan yola çıkarak çalışmaya sevk etmiştir. Bunun sonucunda, hemen her araştırmacının çalışmasında yeni ve farklı bir özelliği sistematik risk ile sezgisel olarak ilintilendirerek model yoluyla test ettiğini söylemek yanlış bir ifade olmayacaktır. Ayrıca, kullanılan firma özelliklerinin ortaklaştığı noktalarda ise bu özelliğin ölçüm biçimi, diğer bir deyişle finansal oranın hangi verileri kullanarak ve nasıl hesaplanacağı, konusunda da çeşitlilik oldukça yüksektir. Burada, öncelikle benzer bazı niteliklere sahip olmaları ve akademik yazında görece daha fazla ön plana çıkarılmaları göz önünde tutularak çalışmalar sınıflandırılarak incelenecektir.

İlk grupta, BKS'nin kullandığı finansal oranları aynen alarak ya veri setindeki diğer değişkenlerin farklılaşmasının etkilerini incelemeye ya da diğer düzeltme teknikleri ile kıyaslamaya yönelen çalışmalar alt sınıflandırmalar yapılarak incelenmiştir.

Bu kapsamda incelenebilecek çalışmalarında Derstine ve Huefner, BKS'nin önerilerinden biri olan farklı muhasebe yöntemlerinin kullanımının model üzerindeki etkilerinin incelenmesi fikrinden yola çıkmışlardır. Farklı stok değerleme yöntemlerinin (FIFO ve LIFO) etkisinin incelendiği çalışmada,¹⁵⁷ BKS'nin beta ile anlamlı ilişki bulguladığı dört finansal oran (kâr payı dağıtım, kaldıraç, kazanç değişkenliği ve muhasebe betası) ele alınmıştır. Finansal oranların BKS ile aynı biçimde hesaplandığı çalışmada, sadece kazanç değişkenliği ve muhasebe betası hesaplanırken kazanç-fiyat oranı için hem hisse senedinin piyasa değeri hem de defter değeri (net worth) kullanılarak iki farklı varyasyon ele alınmıştır. Çalışmada kazanç değişkenliği ve muhasebe betasının her iki varyasyonu ile pazar betası arasında anlamlı bir ilişki olduğu bulunmuştur. Ancak, farklı muhasebe

¹⁵⁷ R. P. Derstine ve R. J. Huefner, "LIFO-FIFO, Accounting Ratios and Market Risk", **Journal of Accounting Research**, Cilt 2, No. 2, Ağustos 1974, s. 216-234.

yöntemlerinin (LİFO veya FIFO) kullanılmasının, finansal oranlar ile beta arasındaki ilişkiyi farklılaştırması söz konusu değildir. Thakkar, Derstine ve Huefner'in veri setine uygun olmayan istatistiksel test tekniklerini kullandıklarını öne sürdüğü çalışmasında aynı veri seti için daha uygun istatistiksel testleri uygulamaya yönelmiştir.¹⁵⁸ Bununla beraber yapılan analizin bulguları Derstine ve Huefner'in bulgularını destekleyici niteliktedir. Elgers ve Murray ise yine benzer biçimde LIFO ya da FIFO kullanımının etkisini incelemişler ancak veri setini farklılaştırmışlardır.¹⁵⁹ Bu çalışmanın bulguları ise genel olarak, FIFO kullanan firmalar için temel beta modelinin daha başarılı olduğu yönündedir. Bu noktada araştırmacılar, farklı bir dönem ya da örneklem üzerinde yapılacak incelemelerin aynı sonucu vermesinin beklenemeyeceğini vurgulamaktadırlar.

Temel betaya ilişkin akademik yazında yer alan bazı çalışmalar ise özellikle riskin kuramsal olarak beklenen (ex-ante) veri kullanımına dayandırılmasına rağmen, deneysel çalışmalarda gerçekleşen (ex-post) veriler yoluyla ölçüldüğüne değinmiş ve çalışmalarında algılanan risk (risk perception) ile firma karakteristikleri arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Kullanılan finansal oranların BKS ile aynı olması nedeniyle bu kısımda ele alınan bu çalışmalardan biri Farrely, Ferris ve Reichenstein'a aittir.¹⁶⁰ Hazırlanan bir anket vasıtasıyla, 209 adet finansal analistin ABD'de çok bilinen 25 hisse senedine ait risk algılamaları elde edilmiş ve bunlar beklenen risk olarak kullanılmıştır. Temel beta modelinde bağımlı değişken olarak bu beklenen riskin ve bağımsız değişkenler olarak da BKS tarafından belirlenen finansal oranların birebir kullanımı ile yapılan çoklu regresyon analizinin bulguları kaldıraç, likidite ve kazanç değişkenliğinin anlamlı düzeyde ilişki içerdiği biçimindedir. Kontrol amaçlı olarak, bağımlı değişken yerine gerçekleşen verilerden elde edilmiş tarihsel betanın kullanımı ile regresyon tekrarlanmıştır. Bu durumda ise ilk regresyonun sonuçlarına benzer olarak likidite ve kazanç değişkenliğinin anlamlı ilişki içerdiği görülmektedir. Ancak, bu modelde kaldıracın yerini kâr payı dağıtım oranı almaktadır. Ayrıca, her

¹⁵⁸ R. B. Thakkar, "The Association Between Market Determined and Accounting Determined Risk Measures: A Note", **Journal of Accounting Research**, Cilt 16, No. 1, Bahar 1978, s. 215-223.

¹⁵⁹ P. T. Elgers ve D. Murray, "LIFO-FIFO, Accounting Ratios and Market Risk: A Re-Assessment", **Journal of Business Finance & Accounting**, Cilt 11, No. 3, Ağustos 1984, s. 313-325.

¹⁶⁰ G. E. Farrely, K. R. Ferris ve W. R. Reichenstein, "Perceived Risk, Market Risk and Accounting Determined Risk Measures", **The Accounting Review**, Cilt 55, No. 2, Nisan 1985, s. 278-288.

iki modelde de tüm değişkenlerin kullanımı durumunda riskin % 70'inden fazlası açıklanabilmektedir. Bu durum, finansal tabloların risk tahmini için bilgi verici nitelikte olduğu anlamına gelmektedir. Ancak, bulgulara bakılarak analistlerin beklentilerini oluştururken finansal tabloları kullanıp kullanmadığı hakkında çıkarım yapmak söz konusu değildir.

Farrelly, Ferris ve Reichenstein'a ait çalışmanın Japon hisse senetleri üzerinde uygulanarak bulgularının ABD piyasası ile kıyaslamasını içeren Ferris, Hiramatsu ve Kimoto'nun çalışmasında¹⁶¹ ise bulgular oldukça farklılaşmaktadır. Japon hisse senetleri için tarihsel beta kullanılan modelde hiçbir finansal oran anlamlı bir ilişki içermez ve modelin açıklayıcılık düzeyi %39'da kalırken, risk algılamalarını bağımlı değişken olarak kullanan modelde büyüme, kaldıraç ve kazanç değişkenliği anlamlı ilişki içermekte ve açıklayıcılık %95'e yükselmektedir. Araştırmacılar bu durumun hem Japon piyasasının ABD piyasasından çok daha fazla spekülasyon olmasından hem de ABD piyasa koşullarına göre seçilen finansal ölçütlerinin Japon piyasası için uygun ölçütler olmamasından kaynaklanabileceğine dikkati çekmektedirler. Ayrıca çalışmada, ABD'de riskin kısa ve uzun vadeli bileşenleri birlikte içermekte iken, Japonya'da riskin genellikle uzun vadeli bir yatırım kararı fonksiyonu olarak algılandığına ilişkin kanıtların elde edildiği belirtilmiştir. Bu nedenle, kâr payı ve likidite gibi kısa vadeli göstergeler ile risk arasında ilişki bulunamamaktadır. Japon yatırımcıları firma performansını tahminlemek amacıyla mikro düzeyde finansal oranlar gibi göstergelerden ziyade enflasyon, faiz oranları vb. gibi makro göstergeleri tercih etmektedirler. Ayrıca, Japon yatırımcıların firma bilgileri için formel olmayan kaynakları kullanma eğilimi muhasebesel verilerin güvenilirliğinin azalması ile yakından ilişkilidir. Japon analistlerine göre bu piyasadaki içeridekilerin ticareti ABD piyasasından kat kat fazladır. Bu çalışmanın aksine, İngiltere piyasası için Capstaff¹⁶² ve Yeni Zelanda piyasası için Mear ve Firth¹⁶³ tarafından yapılan çalışmalar ise Farrelly, Ferris ve Reichenstein'ın bulgularını destekleyici niteliktedir.

¹⁶¹ K. Ferris, K. Hiramatsu ve K. Kimoto, "Accounting Information and Investment Risk Perception in Japan", **Journal of International Financial Management and Accounting**, Cilt 1, No. 3, 1990, s. 232-243.

¹⁶² J. Capstaff, "The Usefulness of UK Accounting and Market Data for Predicting the Perceived Risk Class of Securities", **Accounting and Business Research**, Cilt 22, No. 87, 1992, s. 219-228.

¹⁶³ R. Mear ve M. Firth, "Risk Perceptions of Financial Analysts and the Use of Market and Accounting Data", **Accounting and Business Research**, Cilt 18, No. 72, 1988, s. 335-340.

Temel beta modelinin tahmin gücünü diğer düzeltme modelleri ile kıyaslayan çalışmalarda da genellikle BKS'nin çalışmasında kullanılan oranlar, pek fazla değişiklik yapılmadan kullanılmaktadır. Bu çalışmalardan Eskew'e ait olanı¹⁶⁴ hem farklı düzeltme tekniklerini kıyaslaması hem de temel beta modelinin düzeltme teknikleri ile birlikte kullanımını içeren yeni modeller geliştirmesi açısından oldukça ilginçtir. Zira daha önce de belirtildiği üzere akademik yazında yeralan temel beta çalışmalarında istatistiksel modellemeye ilişkin pek fazla farklılaşmaya rastlanılamamaktadır. Bu çalışmada, finansal oranların aynen Blume düzeltme modelindeki gibi ortalamalarına yaklaştırılması mantığından yola çıkılmış ve bir sonraki dönemin finansal oranları regresyon denklemi ile tahminlenip temel beta modelinde yerine konularak yeni bir model oluşturulmuştur. Ayrıca, temel beta modelinde bağımlı değişkenin (tarihsel beta) yerine Blume ve Vasicek düzeltme modellerinden elde edilen beta katsayılarının kullanılması ile iki ayrı model daha kullanılmıştır. Çalışmada kullanılan finansal oranlar BKS ile aynıdır. Ancak, daha önceki bazı çalışmalarda da benimsendiği gibi kazanç değişkenliği ve muhasebe betası ölçümünde kullanılan fiyat kazanç oranı için hem piyasa değeri hem de defter değeri esas alınarak, iki ayrı varyasyon içerilmiştir. 1957-1968 dönemi için modeller uygulanmıştır. Çoklu regresyonun sonuçları varlık büyüklüğü, kazanç değişkenliği (piyasa değeri kullanılan) ve büyüme oranlarının açıklayıcı değişkenler olduğunu göstermektedir. Sonuçlar ortalama hata, ortalama hata karesi ve ortalama mutlak hata istatistikleri kullanılarak kıyaslanmıştır. Her durumda temel beta modellerinin düzeltilmiş beta, Blume ve Vasicek betalarından daha başarılı olduğu saptanmıştır. Fark çok fazla büyük olmamasına rağmen anlamlıdır. Ayrıca, kullanılan hata istatistiğine bağlı olarak başarılı olan model farklılaşsa da temel beta modeli için geliştirilen alternatiflerin klasik modelden daha başarılı olduğu görülmektedir.

Woan ise Eskew ve BKS'nin çalışmalarını yeni veri seti ile tekrarlayarak kıyaslamıştır.¹⁶⁵ Çalışmanın amacı, temel beta modelinde kullanılan finansal oranların regresyon analizinde yarattığı sorunların tespit edilmesi ve bu sorunların

¹⁶⁴ R. K. Eskew, "The Forecasting Ability of Accounting Risk Measures: Some Additional Evidence", **The Accounting Review**, Cilt 54, No. 1, Ocak 1979, s. 107-118.

¹⁶⁵ R. J. Woan, "The Usefulness of Accounting Information in Assessing Systematic Risk: A Re-Examination", **Academy of Accounting and Financial Studies Journal**, Cilt 5, No. 2, 2001, s. 35-49.

her iki çalışma üzerinde yeniden incelenerek, bulgularının geçerli olup olmadığının sorgulanmasıdır. Kıyaslama için bahsi geçen iki çalışmanın seçilmesinin nedeni ise akademik yazında sıklıkla yer almalarıdır. Temel beta çalışmalarının bulgularının genellikle birbirleriyle çeliştiğine ve bu durumun ihmal edilen değişkenler (omitted variables), değişkenlerdeki ölçüm hataları (measurement error in variables) ve çoklu doğrusal bağlantı (multicollinearity) sorunlarından kaynaklandığına değinilen çalışmada, özellikle kullanılacak firma karakteristiklerine ilişkin kuramsal çalışmaların yetersizliğinin ihmal edilen değişken problemini ortaya çıkardığı ve buna bağlı olarak tahminlerin gerçekten saptığı da ifade edilmektedir. Ayrıca, varolan kuramsal çalışmaların bulguları da genellikle deneysel incelemelerde dikkate alınmamaktadır. Çalışmanın deneysel kısmında elde edilen bulguların ise BKS ve Eskew'in çalışmalarındaki bulgularla tutarsız olduğu açıktır. Tahmin gücünü artırabilmek amacıyla kullanılan temel beta modellerinin, tahmin gücünü artırmadığı gibi hata kriterlerini de olumsuz yönde etkilediği bulgulanmıştır. Ayrıca, temel beta modellerinin tahmin gücünün seçilen pazar endeksine, örneklem ve döneme bağımlı olduğu da tespit edilmiştir. Çalışmada, tüm bu bulgular kuramsal kısımda ifade edilen problemlerin varlığına ve dolayısıyla teori eksikliğine kanıt olarak gösterilmektedir.

İkinci grupta incelenecek çalışmaların ortak özelliği, BKS'nin çalışmasında yer alan firma özelliklerine ve finansal oranlara ilişkin farklılıklar içermeleridir.

Bu alternatif yaklaşımlar içerisinde, ön bir analiz olarak faktör analizini kullanmak yoluyla oranların gruplandırılmasına ilişkin çalışmalar yer almaktadır. Bu analizin temel amacı, bir oluşumu ya da olayı açıkladıkları varsayılan çok sayıda değişkeni gruplayarak az sayıda faktöre indirgemesidir. Bu gruplama ile elde edilen faktörler arasında korelasyon olmaması aynı zamanda temel beta modelinin önemli sorunlarından olan çoklu doğrusal bağımlılık problemine de bir çözüm oluşturmaktadır. Finansal oranların faktör analizi ile gruplandırılması ve oluşan grupların hangi firma karakteristiklerinin temsilcisi olduklarının belirlenmesine ilişkin öncül çalışmalardan* yola çıkılarak, bunun temel beta modeli için de

* Bu çalışmalar için bkz: G. E. Pinches ve K. A. Mingo, "A Multivariate Analysis of Industrial Bond Ratings", **Journal of Finance**, Cilt 28, No. 1, Mart 1973, s. 1-18.; G. E. Pinches, K. A. Mingo ve J. A. Caruthers, "The Stability of Financial Patterns in Industrial Organizations", **Journal of Finance**,

uygulanmasına ilişkin çalışmalardan biri Melicher tarafından yapılmıştır.¹⁶⁶ Çalışmada 84 firmadan oluşan bir örneklem için 28 farklı finansal oran içeren bir faktör analizi uygulanmış ve analizin sonucunda oranların yedi grupta toplandığı görülmüştür: Kaldıraç, büyüklük, finansman politikası, kazanç trendi, operasyonel verimlilik, yatırım kârlılığı ve piyasa aktivitesi. Daha sonra bu değişkenleri içeren temel beta modeli ile uygulama yapılmıştır. Sonuçlar büyüklük (toplam varlık büyüklüğü), finansman politikası (Maddi duran varlıklar/Toplam sermaye), yatırım kârlılığı (özsermaye kârlılığı) ve piyasa aktivitesi (Hisse senedi işlem hacmi /Dolaşımdaki hisse senedi) ile beta arasında doğru orantılı ve güçlü bir ilişki olduğu yönündedir. Kâr payı dağıtım oranı ile beta arasında ise ters orantılı ve anlamlı ilişki görülmektedir. Çalışmada finansal kaldıraç ile beta arasında ise doğrusal olmayan bir ilişki tespit edilmiştir.

Logue ve Merville'in çalışması¹⁶⁷ ise özellikle hem kârlılık oranlarının da (Satışlar/Toplam Varlıklar ve FVÖK/ Satışlar) modelde yer alması hem de endüstri etkisinin dikkate alınması açısından önemlidir. Çalışmanın bulguları kârlılık oranlarının da beta ile anlamlı biçimde ilişkili olduğu yönündedir. Ayrıca çalışmada, dört farklı sektör için yapılan incelemenin sonuçları incelendiğinde, sektörün farklılaşmasına bağlı olarak modelde yer alan finansal oranların farklılaştığı görülmektedir.

Bildersee'nin çalışmasında da endüstri etkisi kukla değişkenler yoluyla modelde dikkate alınmış ve modelin açıklayıcılığını artırdığı bulgulanmıştır.¹⁶⁸ Bu çalışmanın önemli noktalarından biri de firmanın kâr payı ödeme politikasına ilişkin kararlarının da kukla değişkenler yoluyla modele dahil edilerek, finansal oranlarla birlikte kullanımının açıklayıcılığı artırdığının bulgulanmasıdır.

Cilt 28, No. 2, Mayıs 1973, s. 389-396 ve D. L. Stevens, "Financial Characteristics of Merged Firms: A Multivariate Analysis", **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Cilt 8, No. 2, Mart 1973, s. 149-158.

¹⁶⁶ R. W. Melicher, "Financial Factors Which Influence Beta Variations Within A Homogeneous Industry Environment" **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Cilt 9, No. 2, Mart 1974, s.231-241.

¹⁶⁷ D. E. Logue ve L. J. Merville, "Financial Policy and Market Expectations", **Financial Management**, Cilt 1, No. 2, 1972, s. 37-44.

¹⁶⁸ J. S. Bildersee, "The Association Between A Market Determined Measure of Risk and Alternative Measures of Risk", **The Accounting Review**, Cilt 50, No.1, Ocak 1975, s. 81-98.

Elgers ise çalışmasında esas olarak BKS'nin kullandığı firma özelliklerini içermekle birlikte, her özelliğe ilişkin alternatif oranları da dikkate almış ve 28 oran üzerinden temel beta modelini uygulamıştır.¹⁶⁹ Bu değişkenler araştırmada, hem doğrudan hem de asal bileşenler analiz yöntemi kullanılarak gruplandırılmak yoluyla alternatif biçimde modellenmiştir. Çalışmanın diğerlerinden farklılaşan önemli bir yanı temel beta tahminlerinin sadece düzeltilmemiş beta ile değil aynı zamanda Vasicek düzeltmesi ile tahminlenen betalarla da kıyaslanmasıdır. Bulgular temel beta modeli ile yapılan tahminlerin diğerlerinden daha başarılı olmadığı yönündedir.

Üçüncü grup çalışmalar, temel beta modelindeki değişkenlerden sadece birine odaklanarak inceleyenlerdir. Bu noktada, akademik yazında temel beta modelinde yer alan muhasebe betası ve kaldıraç için bu tarz ayrı incelemeler yapıldığı görülmektedir. Muhasebe betası esas olarak kazançtaki sistematik değişkenliği içerecek biçimde oluşturulduğu için, beta ile yüksek derecede ilişkili olması beklenmektedir. Yine, BKS'nin çalışmasında bulgularan muhasebe betası ile sistematik risk arasındaki ilişkinin varlığı, araştırmacıları muhasebe betasının ölçüm yöntemlerini geliştirmeye ve tahminlerin açıklayıcılık düzeylerini incelemeye sevk etmiştir. Diğer yandan, finans teorisinde finansal kaldıraçın firmanın riskini etkileyen en önemli unsurlardan biri olduğu ise sıkça belirtilmektedir. Ayrıca, BKS'nin finansal kaldıraç ile sistematik risk arasında % 1 düzeyinde anlamlı ilişki bulgulamış olduğu görülmektedir. Bu nedenlerle, hem kuramsal hem de deneysel olarak kaldıraç ile sistematik risk arasındaki ilişkiyi inceleyen çok sayıda çalışma yapılmıştır. Aşağıda, sadece bu iki değişkeni konu edinen çalışmalar ayrı ayrı incelenmiştir.

Firmanın kazancı tüm değerlendirme modellerinde merkezî öneme sahiptir. Bu kazanç ile hisse senedinin fiyatı arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmalar genel olarak, firma kazancındaki beklenmeyen değişimlerin hisse senedindeki beklenmeyen değişimleri başarılı biçimde açıkladığını bulgulamaktadırlar. Kazançtaki değişkenliğin fiyattaki değişkenliği açıklayıcı bir etken olduğu noktasından hareketle, kazançtaki sistematik değişkenliğin piyasa fiyatındaki sistematik

¹⁶⁹ P. T. Elgers, "Accounting-Based Risk Predictions: A Re-examination", **Accounting Review**, Cilt 55, No. 3, Temmuz 1980, s. 389-407.

değişkenliği diğer bir deyişle betayı açıklayıcı bir unsur olması gerektiği düşünülmektedir. Kazançtaki sistematik değişkenlik muhasebe betası (accounting beta) olarak isimlendirilmektedir. Bir varlığın muhasebe betası, esas olarak piyasa getirilerine dayalı olarak ölçülen beta ile aynı mantığa dayanmaktadır. Muhasebe betası, bir firmanın kazancı ile piyasada yer alan firmaların kazançlarından oluşturulmuş bir piyasa kazanç endeksi arasındaki ilişki olarak tanımlanabilir.

Her ne kadar BKS'nin çalışmasında muhasebe betası ile sistematik risk arasında yüksek derecede anlamlı ilişkinin var olduğu tespit edilmişse de muhasebe betası tahminleyici olarak çok değişkenli modelde yer alamamaktadır. Bunun temel nedeni, diğer değişkenler ile çoklu doğrusal bağımlılık içermesi olarak görülebilir. Bu nedenle değişkeni ayrıca inceleyerek açıklayıcılık gücünü ölçen çalışmalar yapılmıştır. Bu çalışmalar, aynı zamanda muhasebe betası için farklı ölçüm biçimleri geliştirmekte ve açıklayıcılık güçlerini kıyaslamaktadırlar.

Bu konudaki öncül çalışmalar arasında yer alan Pettit ve Westerfield'in makalesi¹⁷⁰ esas olarak nakit akımlarının iskontolanmasına dayalı bir değerlendirme modeline dayanmaktadır. Hisse senedinin piyasa getirisini nakit akım ve kapitalizasyon oranlarının bir bileşimi olarak ele alan çalışma, bir anlamda betanın iki faktörlü modellemesidir. Çalışmada, hisse başına kazanç ve fiyat kazanç oranının değişimine dayalı olmak üzere iki farklı muhasebe betasının piyasa getirisine dayalı betayı tahmin gücü, deneysel olarak, ayrı ayrı ve birlikte incelenmiştir. Yapılan testin sonuçları, muhasebe betalarını birlikte içeren modelin açıklayıcılık gücünün, ayrı ayrı ele alan modellerinkinden pek fazla farklı olmadığı yönündedir. Bu durumun modelin bazı sorunlar içerdiğine işaret ettiğini ifade eden Pettit ve Westerfield, kendi modelledikleri muhasebe betası ile BKS tarafından kullanılan diğer finansal oranları birlikte içeren çoklu modelleme üzerine de inceleme yapmışlar ve bu muhasebe betasının çoklu modelin açıklayıcılığını anlamlı biçimde artırdığını bulgulamışlardır.

¹⁷⁰ R. R. Pettit ve R. Westerfield, "A Model of Capital Asset Risk", **Journal of Financial & Quantitative Analysis**, Cilt 7, No. 2, Mart 1972, s. 1649-1668.

Gonedes muhasebe betasının ölçümüne ilişkin olarak kullanılan kazanç oranların paydasında, hisse senedinin piyasa fiyatının yer almasını eleştirmektedir.¹⁷¹ Zira, piyasa getirilerine dayalı beta hesaplanırken de getiri serilerini oluşturmak için paydada hisse senedinin fiyat verisi yer almaktadır. Bu durumun iki beta arasındaki korelasyonun artmasına neden olduğunu ifade eden Gonedes, muhasebe betasını hesaplamak için kullanılan oranların paydalarının, bilanço değeri kaynaklı olması gerektiğine dikkat çekmektedir. Bu nedenle çalışmada toplam varlık değeri esas alınarak inceleme yapılmıştır. Gerçekten de bu biçimde hesaplanan muhasebe betaları ile piyasa getirisine dayalı betalar arasındaki ilişki önemli ölçüde azalmaktadır. Ancak, bu çalışmada, piyasa fiyatını payda olarak alan muhasebe betası hesaplanarak bir kıyaslama yoluna gidilmemiştir. Bu nedenle, sonuçlardaki farklılaşmanın diğer faktörlerdeki farklılaşmalardan (örnek firma sayısı, içerilen dönem vb.) kaynaklı olması da mümkündür. Çalışmada her ne kadar ilişki azalsa da istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Bu çalışmanın diğer önemli yaklaşımlarından birisi de muhasebe betasının ölçümünde kullanılan regresyonun kalıntılarının içerdiği otokorelasyon problemine çözüm olarak birinci fark (first difference) denklemi kullanılarak regresyon analizinin uygulanmasıdır. Gonedes ikinci çalışmasında¹⁷² ilk çalışmasındaki modeli geliştirmiş ve muhasebe betasını, hisse senedinin defter değeri üzerinden hesaplayıp, birinci fark denklemi kullanarak regresyon analizini uygulamıştır. Bu çalışmanın bulguları da muhasebe betası ile piyasa verisine dayalı beta arasında anlamlı bir ilişki olduğu ve bu ilişkinin birinci fark denklemi uygulanması durumunda güçlendiği yönündedir.

Gonedes'in eleştirisinden yola çıkarak hem piyasa değeri hem de bilanço değeri kaynaklı muhasebe betalarını kıyaslayan Beaver ve Manegold, çalışmalarında¹⁷³ aynı zamanda o güne dek yapılan diğer çalışmaların bulguladığı problemleri ve olası çözümleri de etraflıca incelemişlerdir. Kıyaslama yapmak amacıyla hem piyasa değerini, hem toplam varlık değerini, hem de hisse senedinin

¹⁷¹ Gonedes, a.g.e.

¹⁷² N. J. Gonedes, "A Note On Accounting Based and Market Based Estimates of Systematic Risk", **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Cilt 10, No. 2, Haziran 1975, s. 355-365.

¹⁷³ W. H. Beaver ve J. Manegold, "The Association Between Market Determined and Accounting Determined Measures of Systematic Risk: Some Further Evidence ", **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Cilt 10, No. 2, Haziran 1975, s. 231-284.

defter deęerini muhasebe betası hesabında kullanmışlardır. Ayrıca, otokorelasyon problemi için Gonedes'in kullandığı çözümün ancak pozitif tam korelasyon durumunda geçerli olabileceğine dikkat çekerek, alternatif biçimde Durbin yöntemini uygulamışlardır. Yine özellikle muhasebe betasının az sayıda veri ile hesaplanmasından kaynaklı örneklem hatası problemini incelemek üzere alt dönem analizlerine de yer vermişlerdir. Çalışmanın bir diğer ilginç yanı da muhasebe betalarına ölçüm hatalarını azaltmak amacıyla Bayes düzeltme tekniğinin de uygulanması ve açıklayıcılığının incelenmesidir. Çalışmanın bulguları Bayes düzeltme tekniği kullanımının muhasebe betalarının açıklayıcılık düzeyini anlamlı biçimde artırdığı yönündedir. Ancak, standart sapmalar ve sıra korelasyonları incelendiğinde muhasebe betalarının, düzeltme sonrasında dahi pazar betasına göre oldukça fazla hata içerdiği gözlemlenmektedir. Muhasebe betaları arasında yapılan karşılaştırmada ise piyasa deęerine dayalı olan yöntemin daha başarılı olduğu, ancak diğer yöntemlerle arasındaki farkın çok yüksek olmadığı görülmektedir. Yine benzer biçimde otokorelasyon problemini çözmek için kullanılan yöntemlerin performansları da birbirine oldukça yakın çıkmıştır.

Daha sonraki yıllarda, özellikle firmanın performansının bir göstergesi olarak nakit akımın önemini vurgulayan teorik çalışmalardaki artışa paralel biçimde, muhasebe betasının kazanç verileri üzerinden ölçümüne alternatif olarak fon ve nakit akım verilerinin kullanımına yer veren çalışmalara rastlanmaktadır. Bunların öncülerinden olan İsmail ve Kim kazanç, nakit akım ve fon akım oranlarını kullanarak muhasebe betaları hesaplamışlardır.¹⁷⁴ Muhasebe betası hesaplamak için kullanılan verilerin yıllık olması, diğer bir ifadeyle gözlem sayısının düşmesi nedeniyle muhasebe betalarının standart sapmalarının her durumda piyasa getirisine dayalı betadan yüksek olması bu çalışmanın da bulguları arasında yer almaktadır. Yine çalışmada muhasebe betalarına yapılan Bayes düzeltmesinin standart sapmayı azalttığı görülmektedir. Çalışmada, hem fon akım kaynaklı hem de nakit akım kaynaklı betaların kazanç betasından daha yüksek açıklayıcılığa sahip olduğu bulgulanmıştır. Ayrıca, tüm muhasebe betalarının birlikte kullanımını içeren bir

¹⁷⁴ B. E. İsmail ve M. K. Kim, "On The Association of Cash Flow Variables with Market Risk: Further Evidence", **The Accounting Review**, Cilt 64, No. 1, Ocak 1989, s. 125-136.

çoklu regresyon analizi de benzer biçimde, nakit akım ve fon akım kaynaklı bilgi kullanımının yarattığı farksal açıklayıcılığın anlamlı olduğuna işaret etmektedir. Bu çalışmayı takiben farklı bilgilerin risk üzerindeki açıklayıcılığını incelemek üzere yapılan ve esas olarak muhasebe betasının nakit akıma dayalı alternatif formlarını içeren çalışmaların bulguları da yukarıdakilerle örtüşmektedir.*

Finansal kaldıraç ile sistematik risk arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmaların öncülü ise Hamada'ya ait olandır.¹⁷⁵ Hamada çalışmasında, borcu olmayan bir firmanın beta katsayısı ile borçlanma sonrası beta katsayısı arasındaki ilişkiyi kuramsal olarak incelemiştir. Geliştirdiği ifadeye göre, borç kullanılması durumunda bir firmanın beta katsayısı, borç içermeyen firmanın beta katsayısının borçlanma öncesi hisse senetlerinin piyasa değerinin borçlanma sonrası hisse senetlerinin piyasa değerine bölümü ile çarpımı olarak ifade edilebilir. Hamada'nın deneysel incelemesinin bulguları, öngörüsünü destekleyici biçimde finansal kaldıraç ile beta arasında anlamlı bir ilişki olduğu yönündedir.

Akademik yazında bu çalışmayı takiben Hamada'nın formülünü geliştiren ve farklı biçimlerde uygulayan çok sayıda çalışma yer almaktadır. Bunlar arasında özellikle firmanın borçlarının riskini de dikkate alan çalışması ile Conine,¹⁷⁶ çok bölümlü firmalarda kaldıraç ile risk arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışması ile Rubinstein¹⁷⁷ ve formülün muhasebesel analogunu geliştiren çalışmaları ile Hill ve Stone¹⁷⁸ konuya ilişkin akademik yazının gelişiminde önemli yer tutmaktadırlar. Bu çalışmaların hepsinin ortak bulgusu, finansal kaldıraç ile beta arasında doğru orantılı

* Bu çalışmalara örnek oluşturmak üzere bkz: P. Karpik ve A. Belkaoui, "The Relative Relationship Between Systematic Risk and Value Added Variables", **Journal of International Financial Management and Accounting**, Cilt 1, No. 3, 1990, s. 259-276; M. A. Almisher ve R. J. Kish, "Accounting Betas – An Ex Anti Proxy For Risk Within The IPO Market", **Journal of Financial and Strategic Decisions**, Cilt 13, No. 3, Sonbahar 2000, s. 23-34 ve M. A. Almisher, S. G. Buell ve R. J. Kish, "The Relationship Between Systematic Risk and Underpricing of the IPO Market", **Research in Finance**, Cilt 19, 2002, s. 87-107.

¹⁷⁵ R. S. Hamada, "The Effect of the Firm's Capital Structure on the Systematic Risk of Common Stocks", **Journal of Finance**, Cilt 27, No. 2, Mayıs 1972, s. 435-452.

¹⁷⁶ T. E. Conine, "Corporate Debt and Corporate Taxes: An Extension", **Journal of Finance**, Cilt 35, No. 4, Eylül 1980, s. 1033-1037.

¹⁷⁷ M. E. Rubinstein, "A Mean-Variance Synthesis of Corporate Financial Theory", **Journal of Finance**, Cilt 28, No. 1, Mart 1973, s. 167-181.

¹⁷⁸ N. C. Hill ve B. K. Stone, "Accounting Betas, Systematic Operating Risk and Financial Leverage: A Risk Composition Approach to the Determinants of Systematic Risk", **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Cilt 15, No. 3, Eylül 1980, s. 595-637.

ve anlamlı ilişki olduğu ve beta tahminlerinde bu değişkenin kullanılması ile açıklayıcılığın artırılacağıdır. Bu öncül nitelikteki çalışmalar ışığında yapılan deneysel incelemelerin hemen hepsinde de benzer bulgulara rastlamak mümkündür.*

Finansal kaldıraç ile sistematik risk arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmaların bir kısmı ise kaldıraçın hesaplanma yöntemi üzerine yoğunlaşmışlardır. Zira, konuya ilişkin teorik yaklaşımlar finansal kaldıraçın borç/özsermaye biçiminde ve her iki değişkenin piyasa değerlerinin kullanılması ile ölçümünü önermesine rağmen, deneysel incelemelerin pek çoğu bilanço değeri üzerinden ölçüm yapmaktadırlar. Robichek, Higgins ve Kinsman kaldıraçın firmanın özsermaye maliyeti üzerinde ölçülebilir ve anlamlı bir etkisi olduğunu bulguladıkları çalışmalarında, aynı zamanda bilanço değerleri kullanılarak hesaplanan kaldıraç oranının piyasa değeri kullanımı ile hesaplanandan daha başarılı olduğunu da tespit etmişlerdir.¹⁷⁹ Bowman ise çalışmasında borç/özsermaye biçiminde hesapladığı finansal kaldıraç oranlarından, piyasa değerlerinin kullanılması ile hesaplananların bilanço değeri ile hesaplananlara göre sistematik risk ile daha yüksek ilişkili olduğunu bulgulamıştır.¹⁸⁰ Ancak, araştırmacı bu noktada iki kullanım biçimi ile sistematik risk arasındaki ilişkinin esas olarak birbirine çok yaklaşıp olduğunu da belirtmektedir.

Dördüncü ve son grupta ise temel beta modelini, piyasa kaynaklı verileri ve özellikle tarihsel betanın kendisini de içerecek biçimde genişleten çalışmalar yer almaktadır. Bunlar akademik yazında bileşik (combine) model olarak da ifade edilmektedir. Bileşik model, esas olarak tarihsel betanın bir tahminleyen olarak kullanımını içeren düzeltilmemiş beta ve firmanın temel bileşenlerini dikkate alan

* Bu çalışmalara örnek oluşturmak üzere bkz: D. M. Chance, "Evidence on A Simplified Model of Systematic Risk", **Financial Management**, Cilt 11, No. 3, Ağustos 1982, s. 53-63; G. N. Mandelker ve S. G. Rhee, "The Impact of the Degrees of Operating and Financial Leverage on Systematic Risk of Common Stock" **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Cilt 19, No. 1, Mart 1984, s. 45-57; K. C. Butler, R. M. Mohr ve R. R. Simonds, "The Hamada and Conine Leverage Adjustments and the Estimation of Systematic Risk for Multisegment Firms", **Journal of Business Finance&Accounting**, Cilt 18, No. 6, Kasım 1991, s. 885- 901 ve R. W. Faff, R. D. Brooks ve H. Y. Kee, "New Evidence On the Impact of Financial Leverage On Beta Risk: A Time-Series Approach", **North American Journal of Economics and Finance**, Cilt 13, No. 1, 2002, s. 1-20.

¹⁷⁹ A. A. Robichek, R. C. Higgins ve M. Kinsman, "The Effect of Leverage on the Cost of Equity Capital of Electric Utility Firms", **Journal of Finance**, Cilt 28, No. 2, Mayıs 1973, s. 353-367.

¹⁸⁰ R. G. Bowman, "The Importance of a Market-Value Measurement of Debt in Assessing Leverage", **Journal of Accounting Research**, Cilt 18, No. 1, Bahar 1980, s. 242-254.

beta modellerinin birlikte kullanımını içeren bir tekniktir. Burada, her iki tahmin modelinin üstün yanlarının bir araya gelerek daha başarılı bir performans sağlaması beklenmektedir. Zira, düzeltilmemiş beta modelinin görece üstün yanı, hisse senedinin getiri verilerine dayalı olması nedeniyle modelin, piyasadaki hareketlenmelerden kaynaklı değişimleri daha iyi ve hızlı biçimde tahmini beta değerine yansıtmasıdır. Ancak aynı model, firmanın temel karakteristiklerindeki değişimleri aynı başarı ile içerebilmekte ve çok daha uzun bir dönemden sonra yansıtılabilmektedir. Temel beta modeli ise aksine, doğrudan bu karakteristikleri kullanarak tahmin yapması sebebiyle bu türden değişimlere hızlı biçimde tepki vermek üzerine şekillendirilmiştir. Ancak, temel beta modeli her firmanın sistematik riskinin aynı temel değişkenlere, aynı biçimde tepki verdiğini varsaymaktadır. Bu durum ise modelin zayıf yanını oluşturmaktadır. Her iki modele ait dezavantajları ortadan kaldırırken üstün yanlarını bir araya getiren bir model arayışının sonucunda ortaya bileşik model çıkmıştır.

Bileşik modelin kurucuları olan Rosenberg ve McKibben çalışmalarında,¹⁸¹ BKS'nin çalışmasını piyasa getirisine dayalı betanın sadece finansal oranlara dayalı biçimde tahminlenmesi nedeniyle eleştirmektedirler. Araştırmacılara göre, modelde finansal oranların yanı sıra firmanın hisse senedinin piyasa karakteristiklerini içeren değişkenlere de yer verilmelidir. Bu düşünceden hareketle, çalışmalarında kullandıkları değişkenleri muhasebe kaynaklı, piyasa kaynaklı ve piyasa değeri kaynaklı olmak üzere üç gruba ayırmışlardır. Piyasa kaynaklı değişkenler arasında regresyon denkleminde elde edilen tarihsel beta değeri, denklemden elde edilen kalıntıların standart hatası, hisse senedinin işlem hacmi, hisse senedi devir hızı, hisse senedinin fiyatı gibi değişkenler yer almaktadır. Toplam 32 değişkenin içerildiği model, 578 hisse senedi için test edilmiştir. Öncelikle 1954-1966 dönemi için uygulanan regresyon analizi ile anlamlı olan değişkenler saptanmıştır. Bunlar arasında piyasa kaynaklı değişkenlerin de (tarihsel beta, hisse senedi devir hızı ve hisse senedinin fiyatı) yer aldığı görülmektedir. Daha sonraki aşamada, 1967-1970

¹⁸¹ B. Rosenberg ve W. McKibben, "The Prediction of Systematic and Specific Risk in Common Stocks, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Cilt 8, No. 2, Mart 1973, s. 317-333.

dönemi için modelin tahmin gücü test edilmiştir. Bu testin sonuçları, kullanılan modelin tahmin gücünün daha başarılı olduğu yönündedir.

Rosenberg, daha sonra yaptığı çalışmalarla* bu modeli daha da geliştirmiştir. Bu çalışmalarda hem farklı piyasa değişkenlerinin kullanıldığı hem de endüstri etkisinin kukla değişkenler yoluyla modelde içerildiği görülmektedir. Bu çalışmaların bulguları da benzer biçimde finansal oranlarla piyasa kaynaklı değişkenlerin ve tarihsel betaya ilişkin verilerin birlikte kullanımının tahmin gücünü artırdığı yönündedir. Ancak, modelin oldukça karmaşık olması ve çok sayıda değişken içermesi beraberinde modelin parametrelerinin yorumlanmasının zorlaşması sorununu da getirmektedir.

Elgers ve Murray'ın daha önce endeks farklılaşmasının beta tahmini üzerine etkisi kısmında etraflıca incelenen çalışmalarında¹⁸² kullandıkları alternatif tahmin yöntemlerinden birisi de bileşik modeldir. Ancak, çalışmada yukarıdaki eleştirilere paralel biçimde, parametrelerin yorumlanmasının zorluğunu ortadan kaldırmak üzere, bileşik model oluşturulurken temel beta modeline ek olarak sadece tarihsel beta değerinin değişken olarak içerildiği görülmektedir. Çalışmada düzeltilmemiş beta ve Vasicek düzeltme modelleri, temel beta ve bileşik model ile kıyaslanmaktadır. Temel beta modelinde kullanılan oranlar öncül çalışmaların (BKS, Eskew ve Elgers) ortaklaştığı büyüme, finansal kaldıraç, varlık büyüklüğü, kâr payı dağıtım oranı ve kazanç değişkenliğidir. Bileşik modelde ise bunlara ek olarak tarihsel beta katsayısı da açıklayıcı değişken olarak eklenmektedir. Çalışmanın bulguları, bileşik modelden elde edilen tahmin hatalarının her durumda temel beta modelindekilerden daha düşük olduğunu göstermektedir. Bileşik model ile düzeltilmemiş ve Vasicek düzeltme modellerinden elde edilen beta katsayılarının

* Bu çalışmalar için bkz: B. Rosenberg, M. Houglet ve V. Marathe, "Extra-Market Components of Covariance Among Security Prices", Working Paper, RPF 013, Research Program in Finance, Berkeley: Graduate School of Business and Public Administration, 1973, s. 1-45, (çevrimiçi)<http://www.haas.berkeley.edu/finance/WP/rpf013.pdf> ve B. Rosenberg ve V. Marathe, "Common Factors in Security Returns: Microeconomic Determinants and Macroeconomic Correlates", Working Paper, No. 44, Research Program in Finance, Berkeley: Graduate School of Business and Public Administration, 1976,s. 1-57, (çevrimiçi)<http://www.haas.berkeley.edu/finance/WP/rpf044.pdf>

¹⁸² Elgers ve Murray, "The Impact of the ..."

kıyaslanmasından elde edilen bulgular ise en başarılı modelin kullanılan endekse göre değişkenlik gösterdiğini ortaya koymaktadır.

Yukarıda incelenen çalışmaların bulguları genel olarak değerlendirildiğinde, temel beta modellerinin başarısı hakkında fikir birliğine rastlamanın pek mümkün olmadığı görülmektedir. Sadece modelde içerilen firma karakteristiklerinin değil, aynı zamanda bunları temsil etmek üzere kullanılan finansal oranların da farklılaşmasına bağlı olarak tahmin gücü değişmektedir. İncelenen çalışmaların hemen hepsi, bu durumu teorik altyapı eksikliği ile ilintilendirmektedir. Akademik yazında üzerinde teorik anlamda dikkate değer ölçüde inceleme yapılan ve uzlaşma sağlanan iki değişken bulunmaktadır: (1) Kaldıraç ve (2) Muhasebe betası. Ancak, bu değişkenlerin ölçüm biçimlerine ilişkin bir ortaklaşmadan bahsetmek mümkün değildir. Bu anlamda, genel olarak çalışmaların değişken seçiminde sezgisel biçimde hareket etmek ve özellikle toplam risk ile ilişkisi olan değişkenleri içermek konusunda ortaklaştığı kolaylıkla söylenebilir.

Ayrıca alternatif düzeltme modellerini kıyaslayan incelemelerin de bulguları değişkenlik göstermektedir. Bazı çalışmalar temel beta modelinin tahmin gücünü diğer modellere kıyasla üstün bulgulamakta iken bazı çalışmaların sonuçları bu bulgularla çelişmektedir. Çalışmalarda bu durumun, yukarıdaki satırlara paralel olarak, modelde göz ardı edilen değişkenlerden, değişkenlerin ölçüm hatalarından ve değişkenler arası çoklu doğrusal bağımlılıktan kaynaklanabileceği ifade edilmektedir.

Dikkate değer bir diğer nokta ise temel beta modelinin varsayımlarından kaynaklı problemlerini gidermek üzere oluşturulan bileşik modelin, gerçekten de bu amacını yerine getirmesidir. Her ne kadar deneysel olarak çok fazla sayıda çalışmada içerilmese de kuramsal açıdan modelin çok sayıda çalışmada desteklendiği görülmektedir. Bu modelin öncül uygulamaları, karmaşıklığı ve parametrelerinin yorumlanma güçlüğü açısından eleştirilmekte ve basitleştirici çabalara rastlanmaktadır. Her durumda, bileşik modelin açıklayıcılık gücünün hem sadece temel bileşenleri dikkate alan klasik temel beta modelinden hem de sadece tarihsel betanın eğilimini dikkate alan düzeltme modellerinden daha başarılı olduğu görülmektedir.

5.3. Türk Sermaye Piyasaları ve Sistemik Risk

Ülkemizdeki sermaye piyasasının her ne kadar zayıf düzeyde etkin olup olmadığına ilişkin tartışmalar ve incelemeler devam etmekte ise de gelişmekte olan olarak tanımlanan yapısı nedeniyle, özellikle son yıllarda, getiri-risk modellerinin piyasa üzerinde test edildiği çalışmaların sayısında artış görülmektedir. Varlık fiyatlama modelleri, portföy seçimi ve anomaliler üzerine yapılan çalışma sayısındaki artış, bu modellerin temelinde yer alan sistematik riskin ölçüm ve tahminin de önem ve gerekliliğini artırmaktadır. Zira, daha önce belirtildiği üzere getiri-risk modellerinin geçerli olup olmadığına ilişkin tartışmaların sağlıklı biçimde yürütülebilmesi öncelikle beta katsayısının nasıl ölçüldüğünün veya tahminlendiğinin ve bunların ne düzeyde anlamlı olduğunun tespit edilmesine bağlıdır.

Ancak ülkemizde yapılan getiri-risk modellerine ilişkin deneysel çalışmalarda genellikle beta katsayısının ölçümünde daha önce değinilen yatırım ufkı, gözlem sıklığı ve endeks seçiminin nasıl yapıldığına ilişkin açıklamaya yer verilmediği görülmektedir. Bu çalışmalarda, beta katsayısının genellikle klasik Pazar Modeli çerçevesinde en küçük kareler yöntemini kullanarak ölçüldüğü görülmektedir. Ayrıca bu çalışmalarda, beta tahminleri için tarihsel betanın en iyi tahminleyen olduğu varsayılarak düzeltilmemiş beta modeli kullanılmaktadır.

Ülkemizde beta katsayısının ölçümünü ve düzeltme modellerini doğrudan konu edinen çalışma sayısının ise görece olarak son derece az olduğu da görülmektedir. Aşağıda bu konuya ilişkin ülkemizde yapılmış çalışmalar incelenmektedir.

Bu çalışmaların ilki, henüz organize bir piyasanın işler halde olmadığı bir dönemde yapılan Sıvacıyan'a ait tez çalışmasıdır.¹⁸³ 1974-1983 dönemi için 20 firmadan oluşan bir örneklem üzerinde yapılan incelemede Pazar Modeli kullanılmış, ancak hem açıklayıcılığın son derece düşük hem de standart sapmaların çok yüksek çıkması modelin geçersiz olduğunu ortaya koymuştur. Bu nedenle, beta ile firma finansal oranları arasında bir inceleme yapmanın anlamlı olmayacağı

¹⁸³ T. A. Sıvacıyan, "Relation Between Systematic Risk and Fundamental Variables of the Firm", Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Boğaziçi Üniversitesi, 1985.

belirtilerek firma getirileri ile analize devam edilmiştir. Likidite, kaldıraç, kâr payı dağıtım ve kazanç değişkenliği oranları ile getiriler arasında birtakım ilişkiler tespit edilse de veri setinin sağlıklı olamaması, ekonomik konjonktürdeki dalgalanmalar vb. nedenlerle bu bulgulara güvenilemeyeceği bildirilmiştir.

Sağlam'ın çalışmasında, farklı gözlem sıklıkları (günlük, haftalık ve aylık) ve farklı düzeltme yöntemleri (Vasicek, Efron&Morris, Blume, MLPFS, logaritmik dönüşüm ve karekök dönüşüm) kullanılarak kıyaslamaya gidildiği görülmektedir.¹⁸⁴ Günlük gözlem sıklığı için Ocak 1988-Aralık 1990 döneminde 32 firmadan oluşan bir veri seti ile yürütülen çalışmada haftalık gözlem sıklığı için Şubat 1986-Ocak 1990 döneminde 37 firma ve aylık gözlem sıklığı için ise Ocak 1988-Ağustos 1991 döneminde 41 firma içeren örneklem yer almaktadır. Betanın durağan olmadığının ve dönemden döneme bire yaklaşma eğiliminde olduğunun bulunduğu çalışmada, bu bulgunun konuya ilişkin akademik yazınla uyumlu olduğu ifade edilmektedir. Düzeltme modelleri kullanılarak, her durumda düzeltilmemiş betadan daha başarılı tahminler elde edildiği bulgulanmış ve özellikle en iyi yöntemlerin logaritmik ve karekök dönüşümler içeren modeller olduğu belirtilmiştir. Bu başarının nedeni olarak Box-Cox dönüşümü kullanılarak betalarının dağılımının normalleştirilmesi gösterilmiştir. Hatalara ait bileşenlere de yer veren bu çalışmanın bulguları düzeltme modellerinin özellikle etkinsizliği azaltıcı etki yaptığını, ancak rassal hatanın değişmediğini göstermektedir. Aylık gözlem sıklığı ile yapılan tahminlerin rassal hataları diğerlerine görece daha yüksektir. Ayrıca, çalışmada en düşük hatalar haftalık gözlem sıklığı kullanımı ile elde edilmiştir.

Ancak, Kurdoğlu'nun bulguları¹⁸⁵ Sağlam'ın çalışmasında bildirilenler ile çelişmektedir. 1988-1991 döneminde altı aylık alt dönemler için haftalık gözlem sıklığı kullanılan çalışmada, düzeltilmemiş betalar ve Vasicek düzeltilmiş betaları kullanılarak Tek Endeks Modeli çerçevesinde etkin portföyler oluşturulmuş ve performansları kıyaslanmıştır. Ancak konuya ilişkin akademik yazının tersine,

¹⁸⁴ İ. Sağlam, "Prediction of Systematic Risk: A Case From Turkey", Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Bilkent Üniversitesi, 1993.

¹⁸⁵ G. C. Kurdoğlu, "Performance Measurement of Portfolios Constructed by the Single Index Model with Historical and Adjusted Betas", Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Bilkent Üniversitesi, 1994.

Vasicek düzeltilmiş betalarının kullanımı ile oluşturulan portföylerin düzeltilmemiş beta kullanılanlardan daha başarılı olmadığı görülmüştür. Seçilen yatırım ufkunun görece kısa oluşu ve beta değerlerinin varyansının yüksek olması, bu durumun olası nedenleri olarak verilmiştir. Ayrıca, yine beklentilerin aksine betaların bire yaklaşma eğiliminde olmadığı bulgulanmıştır.

1991-1996 döneminde, 48 firmadan oluşan bir örneklem için beta katsayılarının yönsemelerini incelediği çalışmasında Saçbağlı hisse senetlerinin büyük çoğunluğu için beta katsayılarının bir dönemden diğerine kayda değer bir değişim göstermediğini saptamıştır.¹⁸⁶ Öte yandan, yönsemelerin öngörülmesinde geçiş matrislerinin yararı kanıtlanamamıştır. Ayrıca, kayda değer sayıda şirketin beta katsayılarının, akademik yazında yeralan diğer çalışmaları destekler biçimde ortalamaya yakınsadığı görülmektedir.

Uysal İMKB’de 1986-1989 döneminde işlem gören 42 firmaya ait haftalık gözlemleri kullanarak belirlenen beta katsayısı ile finansal oranlar arasındaki ilişkiyi incelemiştir.¹⁸⁷ Seçilen risk ölçütleri kaldıraç (Toplam borç/Toplam varlık ve T. Borç/Özsermaye), firma büyüklüğü (T. Varlıklar), likidite (Cari varlıklar/Cari borçlar), kârlılık (Net kâr/T. Varlık), yatırım kârlılığı (Net satış/ T. Varlık) ve kâr payı dağıtım (Ödenen temettü/ Net kâr) oranlarıdır. Çalışmada öncelikle Pazar Modeli ile yıllık tarihsel beta değerleri elde edilmiştir. Her yıl için ayrı analiz yapılarak bulgular karşılaştırılmış ve modelin yıldan yıla farklılaştığı bulgulanmıştır. Genel olarak incelendiğinde, hiçbir değişkenin modelde sürekli biçimde yer almadığı görülmektedir. Modelin anlamlılığı da yıldan yıla farklılaşmaktadır. Bu nedenlerle, sonuç olarak ülkemizde beta katsayısı ile bazı finansal oranlar arasında ilişki olduğu gözlemlense de bu oranların ve anlamlılıklarının yıldan yıla değiştiği görülmektedir.

Temel beta modeli ile ilgili bir diğer çalışma Öztürkatalay tarafından yapılmış bir doktora seminer çalışmasıdır.¹⁸⁸ Çalışmada 1994- 98 döneminde

¹⁸⁶ E. Saçbağlı, “Beta and Beta Trend Estimates in ISE”, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Boğaziçi Üniversitesi, 1998.

¹⁸⁷ E. Uysal, “The Relationship Between Market Determined Risk Measures and Financial Variables”, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Bilkent Üniversitesi, 1990.

¹⁸⁸ V. Öztürkatalay, “Sistemik Risk ile Firma Finansal Yapısı Arasındaki İlişki ve İMKB’ye Yönelik Bir Uygulama”, Doktora Seminar Çalışması, İstanbul Üniversitesi, İşletme Finansmanı Doktora Programı, 1999.

İMKB’de işlem gören 42 adet sanayi sektörüne dahil firma üzerinde inceleme yapılmıştır. Aylık getiri verileri ile beta katsayıları hesaplanmıştır. Kâr payı dağıtım, büyüme (T. Varlık büyümesi), kaldıraç (T. Borç/ T. Varlıklar), büyüklük (T. Varlık büyüklüğü), likidite (cari oran) ve kazanç değişkenliği (kazanç fiyat oranının standart sapması) oranları ile tarihsel beta değerleri arasında yapılan çoklu regresyonun açıklayıcılığının çok düşük çıkması (0,084) değişkenlerle beta arasındaki ilişkinin de düşük olduğunu göstermektedir. Beta ile finansal değişkenler arasında anlamlı bir ilişki bulunamamış olsa da en yüksek ilişkinin finansal kaldıraçtan elde edildiği görülmektedir. Akademik yazındaki diğer çalışmaların bulgularından farklılaşan bu bulgular, araştırmacı tarafından ülkemizde halen etkin piyasa koşullarının geçerli olmadığına bir kanıtı olarak yorumlanmıştır.

Demirci ve Gümrah tarafından temel beta modeli üzerine yine bir doktora seminer çalışması olarak yapılan incelemede¹⁸⁹ ise 1993-2002 döneminde İMKB 100 Endeksi’nde sürekli işlem gören 27 adet firmanın verileri ve haftalık getirilerden yararlanarak hesaplanan betalar kullanılmıştır. Bu çalışmada, firmalara ait beş gösterge olan toplam varlık, cari oran, toplam varlıklardaki büyüme, borç/özsermaye ve hisse başına kâr oranları ile firmaların hesaplanan yıllık betaları arasındaki ilişki test edilmiştir. Çoklu doğrusal regresyon analizi her yıl için ayrı ayrı uygulanarak toplam 10 adet regresyon yapılmıştır. Çalışmanın bulguları her yıl modelde yer alan değişkenlerin farklılaştığı yönündedir. Oluşturulan regresyon denklemlerinin anlamlılık düzeylerine yıllar itibariyle bakıldığında çok yüksek olmadığı (en yüksek 0,45) ve tüm yılları kapsayan modelde bu değerin en düşük seviyeye ulaştığı (0,03) görülmektedir. Araştırmacılar, bu seviyenin daha fazla değişkenin analize dahil edilmesi ile artırılabilirliğini belirtmektedirler.

Bekçioğlu, Öztürk ve Kaderli tarafından yapılan çalışmada¹⁹⁰ 1999-2001 dönemi için makine ve imalat sektörüne ait 23 firma ile gıda sektörüne ait 20 firma, iki ayrı örneklem olarak alınmış ve temel beta modeli uygulanmıştır. Cari oran, asit

¹⁸⁹ E. Demirci ve Ü. Gümrah, “Temel Beta”, Doktora Seminer Çalışması, İstanbul Üniversitesi, İşletme Finansmanı Doktora Programı, 2005.

¹⁹⁰ S. Bekçioğlu, M. Öztürk ve Y. Kaderli, “Beta Katsayısını Etkileyen Finansal Oranlar: Gıda ve Makine İmalat Sektöründe Bir Uygulama”, **Muhasebe ve Denetime Bakış Dergisi**, Eylül 2003, s. 33-52.

test oranı, kaldıraç (Toplam borç/ Özsermaye), faiz karşılama oranı ve aktif kârlılığı oranı ile beta arasındaki ilişkinin incelendiği çalışmada, her iki sektör için de yapılan hipotez testlerinin sonuçları bağımsız değişkenlerden bazılarının beta katsayısını etkilemediğini göstermektedir. Gıda sektöründe aktif kârlılık, makine-imalat sektöründe ise faiz karşılama oranı beta katsayısını etkilemekte, diğer değişkenler etkilememektedir. Bu durum teoride beklenen sonuçların pratikte geçerli olmadığını göstermektedir. Araştırmacılar, bulguların aynı zamanda İMKB'nin etkin olmamasından ve ilgili dönemde ülkemizde yaşanan ekonomik krizlerden kaynaklanabileceğini belirtmektedirler.

Odabaşı 1992-1997 dönemi için 100 adet hisse senedini içeren bir örneklem üzerinde yaptığı çalışmasında yatırım ufku (6 ay, 1 yıl, 2 yıl ve 3 yıl), gözlem sıklığı (haftalık ve aylık) ve portföydeki menkul kıymet çeşit sayısının (1, 3, 5 ve 10 çeşit menkul kıymet içeren portföyler) durağanlık üzerine etkilerini incelemektedir.¹⁹¹ Tekil hisse senetleri üzerinde yapılan incelemeye göre, ortalama beta değerleri haftalık gözlem sıklığı kullanılması durumunda yıl bazında 0,75 ile 1,06 arasında yer almaktadır. Yatırım ufkunun farklılaştırılmasına dayalı incelemede ise en uç beta değerlerinin 6 aylık dönem için ölçüldüğü ve yatırım ufkunun uzamasına bağlı olarak, standart sapmadaki düşüşe paralel biçimde, durağanlığın arttığı gözlemlenmektedir. Ancak, her yatırım ufku için serisel ve sıra korelasyon analizlerinin sonuçları haftalık gözlem sıklığı kullanıldığında yatırım ufkunun uzamasına bağlı olarak ilişkinin yükseldiğini göstermekte iken, aylık gözlem sıklığı için bu bulgu geçerli olmamaktadır. Aylık gözlem sıklığı kullanımında en yüksek korelasyon iki yıl için elde edilmekte, 3 yıllık yatırım ufkunda ise ilişki düşmektedir. Bu bulgular yatırım ufkunun uzamasına bağlı olarak beta tahminlerinin başarısının artacağı yönündeki beklentiyi desteklememektedir. Haftalık gözlem sıklığı kullanılarak 6 aylık ve 1 yıllık beta değerlerinin sıralamaları arasındaki uygunluk Kendall uygunluk katsayısı kullanılarak incelendiğinde ise dönemden döneme tekil hisse senedi betalarının bağımsız olmadığı bulgulanmıştır. Demek ki beta değerleri numerik olarak durağan olmamakla birlikte sırasal olarak durağandır. Portföyler

¹⁹¹ A. Odabaşı, "Evidence on the Stationarity of Beta Coefficients: The Case of Turkey", Şubat 2000, (çevrimiçi) <http://odabasi.boun.edu.tr/research/Beta-Work-2000.pdf>, 01 12 2004.

üzerinde yapılan incelemelerde ise portföydeki menkul kıymet çeşit sayısındaki artışa paralel olarak korelasyonun yükseldiği ve 5'ten fazla çeşit menkul kıymet içeren portföylerin beta katsayılarının daha güvenilir olduğu saptanmıştır. Bu noktadan hareketle, portföylerde yer alan hisse senetlerinin dönemsel hareketi geçiş matrisi ile incelenmiş ve orta risk grubunda yer alanların bir sonraki dönemde aynı risk grubunda kalma oranının daha düşük olduğu saptanmıştır. Bu bulgu da tekil hisse senetlerinin durağanlığının güçlü olmadığı yönündedir. Yatırım ufkunu 2 yıl alarak çalışma yinlendiğinde ise tekil hisse senetlerinin aynı risk grubunda kalma eğiliminin arttığı görülmektedir ki bu da yatırım ufkunun durağanlık üzerindeki etkisine kanıt oluşturmaktadır.

Odabaşı'nın aynı 1992-1997 dönemini kapsayarak, benzer biçimde durağanlık üzerinde yatırım ufku (3 ay, 6 ay, 1 yıl, 2 yıl ve 3 yıl), gözlem sıklığı (haftalık ve aylık) ve portföydeki menkul kıymet çeşit sayısının (1, 3, 5, 10 ve 20 çeşit menkul kıymet içeren portföyler) etkilerini incelediği bir diğer çalışmasının¹⁹² bulguları da yukarıdaki çalışması ile uyumludur. Farklı yatırım ufukları için tekil hisse senedi betalarının hesaplanmasında kullanılan regresyon denkleminin açıklayıcılığı (R^2) incelendiğinde aylık gözlem sıklığı kullanımında her durumda daha yüksek değerler elde edilmiştir. Bunun anlamı gözlem sıklığındaki azalmaya bağlı olarak fiyat verilerinin daha fazla ilgili bilgi içermesi nedeniyle beta ölçümündeki yanılının da azalmasıdır. Ancak, aylık verilere dayalı beta değerleri aynı zamanda gözlem sayısındaki azalışa bağlı olarak beklenen biçimde daha yüksek standart hata barındırmaktadırlar. Yine, önceki çalışmaya paralel olarak yapılan incelemeler, yatırım ufkunun uzamasına bağlı olarak dönemler arası korelasyonun artacağı fikrine ters bulgular içermektedir. Ayrıca, veri yatırım ufku için gözlem sıklığı azaldıkça dönemlerarası korelasyon da azalmaktadır. Gözlem sıklığının değişmesinin korelasyonun gücünde yarattığı farklılaşmanın büyüklüğü ise yatırım ufku kısaldıkça artmaktadır. Tüm bu bulgular tekil hisse senetleri için betanın durağan olmadığının kanıtıdır. Portföyler üzerinde yapılan inceleme ise her durumda portföy betalarının tekil hisse senedi betalarına göre daha durağan olduğunu

¹⁹² A. Odabaşı, "Some Estimation Issue on Betas: A Preliminary Investigation on the ISE", Aralık 2003, (çevrimiçi) <http://odabasi.boun.edu.tr/research/BetaStability-JBU.pdf>, 01 12 2004.

göstermektedir. Ancak yatırım ufku iki yıldan dört yıla çıkarılması, tüm portföyler için dönemler arası korelasyonu azaltmaktadır. Çalışmanın temel bulgusu, beta tahmini için kullanılacak yatırım ufku ve gözlem sıklığı kombinasyonunun tahmin gücü üzerinde etkili olduğudur. Buna göre, aylık gözlem sıklığı kullanılması durumunda ideal yatırım ufku dört yıl ve haftalık gözlemler kullanılması durumunda ise iki yıldır. Ayrıca, portföy oluşturarak yapılacak tahminler her durumda tekil hisse senetleri için yapılacak tahminlerden daha başarılıdır.

Beta tahminlerinde gözlem sıklığı (günlük, haftalık ve aylık) ve ölçek etkisini birlikte incelediği diğer bir çalışmada Odabaşı, öncelikle sadece gözlem sıklığına ilişkin olarak analizini yürütmüş ve yukarıdaki çalışmalarını destekleyici bulgular elde etmiştir.¹⁹³ İkinci aşamada ise örnekleminde yer alan şirketleri piyasa değerlerine göre sıralayarak ilk % 20'sini büyük ölçekli ve son % 20'sini küçük ölçekli firma temsilcisi olarak alan Odabaşı, 1996-1999 döneminde her iki ölçek için de gözlem sıklığındaki azalışa paralel olarak ortalama beta değerlerinin arttığını bulgulamıştır. Bu bulgu akademik deneysel yazındaki gözlem sıklığındaki azalışın büyük/küçük şirketlerin beta değerlerinin yükseleceği/düşeceği bulgusuna tezat oluşturmaktadır. Çalışmaya göre, gözlem sıklığındaki azalışın hem büyük hem de küçük ölçekli firmaların beta değerlerinde artışa yol açması İMKB'de ölçek etkisinin gözlemlenmediğinin işaretidir.

Odabaşı'nın beta düzeltme modellerinin durağanlığını incelediği çalışmada¹⁹⁴ da benzer sonuçlar görülmektedir. Bu çalışmada 1992-1999 döneminde 100 adet hisse senedi için yine farklı yatırım ufuklarının (yıllık, iki yıllık ve dört yıllık) kullanımı söz konusudur. Çalışmanın farklı yanı, Pazar Modeli'nin yanı sıra düzeltme modellerinin de (Bayes, Blume ve Dimson) kullanılmasıdır. Çalışmanın ilk bulguları, Bayes yöntemi ile hesaplanan beta değerlerinin Pazar Modeli ile elde edilen beta değerlerinden farklı olmadığı biçimindedir. Dimson yönteminin kullanımı ile elde edilen beta değerlerinin ise her iki yöntemle göre

¹⁹³ A. Odabaşı, "Sistemik Risk Tahmininde Getiri Aralığının Etkisi: İMKB'de Bir Uygulama", 2004, (çevrimiçi)<http://odabasi.boun.edu.tr/research/Getiri%20Aral%FD%F0%FDn%FDn%20Etkisi-UU.pdf>, 01 12 2004.

¹⁹⁴ A. Odabaşı, "An Investigation of Beta Instability in the ISE", Haziran 2003, (çevrimiçi)<http://odabasi.boun.edu.tr/research/BetaInstability-ISE.pdf>, 01 12 2004.

yüksek olduğu bulgulanmıştır. Daha sonra, her üç yöntemden elde edilen beta değerleri Blume modelinde kullanılarak regresyon denklemleri elde edilmiş ve sabit terimin her durumda sıfırdan farklı olduğu görülmüştür. Bunun anlamı dönemler arası beta değerlerinin durağan olmadığıdır. Ayrıca yüksek betaların daha az durağan olduğu da saptanmıştır.

Beyazıt, Ocak 1990-Haziran 2003 dönemi için 46 adet firmadan oluşan bir örneklem üzerinde aylık veri kullanarak öncelikle Pazar Modeli ile beta değerlerini hesaplamış ve Blume ve Vasicek yöntemleri ile düzeltilmiş beta değerlerini oluşturmuştur.¹⁹⁵ Daha sonra tarihi ve düzeltilmiş beta değerlerinden hareketle, hisse senetleri arasındaki korelasyonlar hesaplanarak tahmini korelasyon ile gerçek korelasyon arasındaki farkı en küçük kılan yöntemin hangisi olduğu incelenmiştir. Ortalama mutlak hatayı en küçük kılan yöntem dönemler itibariyle değişmektedir. Ancak, genel ortalama korelasyon katsayısının muhtelif dönemler için daha başarılı bir yöntem olduğu bulgulanmıştır. Ayrıca, Vasicek yönteminin yatırım ufkunun uzamasına bağlı olarak daha başarılı sonuçlar verdiği de görülmektedir. Akademik deneysel yazındaki diğer çalışmalara paralel biçimde uzun dönemde betanın bire yakınsadığı bulgulanmıştır. Betaların değişkenliğini test etmek amacıyla yıllık yatırım ufku esas alınarak geçiş matrisi oluşturulmuş ve hisse senetlerinin dönemler itibariyle risk sınıflarının sıklıkla değiştiği tespit edilmiştir. Diğer bir ifadeyle her ne kadar uzun dönemde beta değerleri bire yakınsasa da dönemlerin kendine özgü karakteristikleri betayı oldukça değişken bir parametre haline getirmektedir.

Küçükkocaoğlu ve Kiracı tarafından betanın hesaplanmasında model seçiminin etkisi üzerine yapılmış olan çalışmanın amacı, beta katsayısını hesaplarken yaygın olarak kullanılan OLS yöntemini İMKB’de işlem gören firmalara uygulamak ve ardından, güçlü regresyon yöntemlerinden biri olan en küçük orta kareler (Least Median Squares-LMS) yöntemi ile beta katsayılarını yeniden hesaplayarak kıyaslamaktır.¹⁹⁶ OLS ve LMS yöntemleri İMKB’den rassal seçilmiş firmalara uygulanmıştır. Analiz için İMKB’de işlem gören Arçelik, Aygaz, Denizli Cam ve

¹⁹⁵ M. F. Beyazıt, “İMKB Betaları, Korelasyon Tahmin ve Değişkenlik”, **Doğuş Üniversitesi Dergisi**, Cilt 6, No. 1, 2005, s. 28-34.

¹⁹⁶ A. Küçükkocaoğlu ve G. Kiracı, Güçlü Beta Hesaplamaları, VI. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu, Gazi Üniversitesi, Mayıs 2003.

Tüpraş firmalarının 1995-1999 yılları arasındaki düzeltilmiş fiyatlarının aylık getirileri kullanılmıştır. Regresyon için seçilen menkul kıymet pazarını oluşturan veri tabanı ise, İMKB-100 endeksi ve bu endeksin 1995-1999 yılları arasındaki aylık getirileridir. Çalışmanın bulguları her iki regresyon yönteminin farklı beta katsayıları ile sonuçlandığı ve LMS yönteminin beta katsayılarını hesaplarken veri kümesindeki bilgiyi çok daha başarılı (güçlü) bir şekilde değerlendirebildiğidir.

Sonuç olarak, ülkemizde betanın ölçüm tekniğindeki farklılaşmalara duyarlılığını inceleyen çalışmaların bulguları İMKB’de yatırım ufku ve gözlem sıklığı etkilerinin geçerli olduğunu göstermektedir. Diğer bir deyişle yatırım ufku ve gözlem sıklığının değişimine bağlı olarak gözlemlenen ve dolayısıyla tahminlenen beta değerleri birbirinden farklılaşmaktadır. Yine yapılan çalışmalardan biri, gözlem sıklığındaki azalışın hem büyük hem de küçük ölçekli firmaların beta değerlerinde artışa yol açtığını, diğer bir ifadeyle İMKB’de ölçek etkisinin olmadığını bululamaktadır. Durağanlığa ilişkin incelemelerin ortak bulgusu ise betanın durağan olmadığıdır. Ancak, bu konuyu inceleyen çalışmaların betanın ortalamaya yaklaşma eğilimi hakkındaki bulguları birbirleriyle çelişmektedir. Betanın tahminlenmesine ilişkin farklı düzeltme modellerini uygulayan az sayıda çalışmanın ortak noktası ise Vasicek düzeltme modeline yer vermeleridir. Ancak, bu çalışmaların bulgularının da farklı sonuçlara işaret ettiği görülmektedir. Çalışmaların bir kısmı düzeltme modellerinin düzeltilmemiş modele yakın hatta bazen daha kötü performans gösterdiğine dikkati çekmekte iken, bir kısmı düzeltme modellerinin tahmin başarısını artırdığını ifade etmektedirler. Temel beta modelini inceleyen çalışmaların ise bazı ortak oranlar kullanmakla birlikte farklı oranlara da yer verdiği görülmektedir. Bu çalışmalarda, sıklıkla, bazı dönemler için modelin kurulamadığına ilişkin ifadeler rastlanmaktadır. Modelin kurulabildiği hallerde ise modelde yer alan açıklayıcı değişkenlerin dönemden döneme değiştiğini görmek mümkündür. Çalışmaların diğer ortaklaştığı nokta ise modelin açıklayıcılık ve tahmin gücünün düşük olduğudur. Bu durumun nedenselliği, araştırmacılar tarafından genellikle Türk Sermaye Piyasası’nın etkin olmaması biçiminde ifade edilmektedir.

VI. BÖLÜM

BETA TAHMİN MODELLERİNİN İMKB HİSSE SENETLERİ PİYASASI'NDA İNCELENMESİ VE AÇIKLAYICILIK DÜZEYLERİ ÜZERİNE KARŞILAŞTIRMALI BİR ARAŞTIRMA

Getiri-risk ilişkisini incelemek üzere geliştirilen modellerin tümü, ister portföy seçimine isterse varlık fiyatlamaya ilişkin olsun, yatırımcıların kararlarında, sistematik olmayan riskin çeşitlendirme ile kaldırılabilceği varsayımının bir sonucu olarak, sistematik riskin belirleyici tek etken olduğunu göstermektedirler. Yatırımların hem geçmiş performanslarının değerlendirilmesi hem de gelecekteki risklerinin kontrol ve tahmin edilmesinde sistematik riskin merkezî bir role sahip olduğuna ilişkin bu keşif, finans kuramında atılmış en önemli adımlardan birisidir.

Bu yaklaşımdan hareketle, getiri-risk ilişkisini incelemeye yönelik tüm modeller için sistematik riskin göstergesi olan beta katsayısının ölçüm ve tahmininin yaşamsal rol oynadığı kolaylıkla söylenilebilir. Zira, kurulan modelin geçerliliği, ölçülen ya da tahminlenen bu beta katsayıları kullanılarak test edilmektedir. Dolayısıyla, bir modelin geçerli olup olmadığına ilişkin tartışmaların sağlıklı biçimde yürütülebilmesi öncelikle beta katsayısının nasıl ölçüldüğünün/tahminlendiğinin ve bunların ne kadar anlamlı olduğunun incelenmesine bağlıdır.

Ancak, bu denli öneme sahip olan sistematik riskin, aynı zamanda ölçümünde kullanılan veri seti ve ölçüm tekniğindeki değişimlere önemli düzeyde duyarlı olduğu görülmektedir. İnceleme yapılan dönemin kendisine, bu dönem içerisinde kullanılan yatırım ufkuna, getirinin elde edilmesinde kullanılan verilerin ölçüm sıklığına ve seçilen endekse bağlı olarak elde edilen beta değerleri değişmektedir. Dolayısıyla, tarihsel beta değerinin ölçümünde bu etkilerin yarattığı değişimlerin özellikle incelenmesi ve dikkate alınması gerekmektedir. Akademik yazın da bu yargının kanıtlarını barındırmaktadır.

Sadece, sistematik riskin verili bir geçmiş dönem için doğru ve kesin biçimde ölçümü değil, aynı zamanda gelecekteki bir dönem için başarılı biçimde tahmin edilmesi de son derece yaşamsal önem içermektedir. Tarihsel olarak incelendiğinde,

getiri-risk modellerine ilişkin çalışmaların, geçmiş dönem verilerine dayalı olarak ölçülen beta katsayısının gelecek dönem için en iyi tahminleyen olduğu fikrini yaygın biçimde kabul ettikleri görülmektedir. Ancak, betanın tarihsel verilerin yardımıyla tahminlenmesi, geçmiş verilerin kullanımıyla geleceğe ilişkin değerlere ulaşmayı hedefleyen tüm modellerin de özünde olduğu gibi teorik bir sorun taşır. Geçmiş verilerle yapılan tüm tahminler esasta bir beklentidir ve gerçekleşenle beklenen arasında, finasta risk olarak da tanımlanan, bir fark oluşur. Önemli olan bu farkın kabul edilebilir düzeyde küçük olmasıdır ve bu düzey aşıldığı zaman ya düzeltme(ler) yapılarak anlamlılığın artırılması ya da modelin reddedilmesi gerekir. Akademik yazında beta tahminlemesinde tarihsel betanın açıklayıcılık gücünün yüksek olmadığına ilişkin çok sayıda çalışma yer almaktadır. Bu nedenle, alternatif yöntemler kullanılarak oluşturulan modeller yoluyla betanın açıklayıcılığı arttırılmaya çalışılmıştır. Bu yöntemlerin bir kısmı tarihsel betanın zaman içerisindeki eğilimini dikkate alarak yaptıkları düzeltmeler yoluyla, bir kısmı firmaya özgü temel değişkenleri içeren modeller oluşturarak, bir diğer kısmı ise her iki yaklaşımın birlikte içerildiği bileşik modeller geliştirerek tahmini betaların açıklayıcılığını arttırmaya çalışmaktadırlar.

Yukarıda bahsedilen önemine karşın, sistematik riskin ölçüm ve tahmin yöntemlerine ilişkin ülkemizdeki çalışmaların görece azlığı bu çalışmanın temel motivasyon kaynağıdır. Zira, özellikle son yıllarda ülkemizde getiri-risk modellerinin piyasa üzerinde test edildiği çalışma sayısındaki artış beraberinde sistematik riske ilişkin daha fazla ve etkin çalışma yapılması gerekliliğini doğurmaktadır. Bu çalışma söz konusu bu eksikliği gidermeye ve daha farklı incelemelerin önünü açmaya yönelik bir çaba olarak değerlendirilebilir.

6.1. Araştırmanın Amacı

Bu çalışmanın ana amacı, beta tahmin modellerinin Türk Sermaye Piyasası'nda geçerlilik düzeylerinin, tahminlenenler ile gerçekleşenlerin karşılaştırılması üzerinden tespit edilmesidir. Böylelikle, farklı modellemelerin beta tahmin gücü üzerine etkisi incelenerek tarihsel betayı en iyi tahminleyen olarak alan

modelden daha üstün bir tahmin modelinin Türk Sermaye Piyasası'nda varlığı araştırılacak ve açıklayıcılığı ne düzeyde arttırdığı belirlenecektir.

Bunun yanı sıra, çalışmada kullanılan modellerin beta katsayısının oluşmasında etkili olan firmaya özgü farklı karakteristik özellikleri içermesi nedeniyle, araştırma Türk Sermaye Piyasası'nda betayı etkileyen finansal değişkenlerin tespit edilmesi amacına da yöneliktir. Bir başka deyişle, çalışmada hangi finansal değişkenlerin beta katsayısının tahminlenmesinde belirleyici olduğu ve bunların açıklayıcılık düzeyleri de tespit edilecektir.

6.2. Araştırmanın Kapsamı

Araştırmanın temel kapsamı sistematik risk ölçütü olan beta katsayısının tahmin modelleridir. Çalışmada düzeltilmemiş model, tarihsel betanın eğilimini dikkate alan modeller, temel bileşenlerini dikkate alan modeller ve bileşik modeller olmak üzere dört ana grupta incelemeler yapılacaktır. Her ana grup içerisinde de alternatif yaklaşımları içeren alt modeller yer alacaktır. Bu modellerin içerikleri ilgili bölümlerde etraflıca açıklanacaktır. Araştırma Ocak 1991 – Aralık 2006 dönemini kapsamakta ve ilgili dönemde İMKB'de sürekli biçimde işlem gören ve analizlerin yapılabilmesi için gerekli verileri varolan şirketler örnekleme de yer almaktadır.

6.3. Araştırmanın Kısıtları

Araştırmanın içerdiği modellerin uygulamasında kullanılan veri setinin oluşturulabilmesi için öncelikle araştırma döneminin ve bu dönemde oluşturulacak örnekleme de yer alacak firmaların tespit edilmesi ve ardından bu firmalara ilişkin betaların ölçümünde kullanılacak endeks, yatırım ufku ve gözlem sıklığının belirlenmesi gerekmektedir. Bu unsurlar araştırmanın kısıtlarını oluşturmaktadır. Her bir kısıta ilişkin incelemeler ve tespitler aşağıdaki alt bölümlerdedir.

6.3.1. Araştırma Döneminin Belirlenmesi

Dönemin seçiminde belirleyici olan etkenler şu şekildedir:

i. Betanın elde edilmesi için öncelikle pazar portföyünün getirisinin de elde edilmesi gerekmektedir ve bu portföyü temsilen bir endeksin seçilmesi akademik yazında genel kabul görmüş bir uygulamadır. Çalışmada, pazar portföyünü temsilen İMKB-100 endeksi seçilmiştir. Ancak bilindiği üzere, 1991 tarihinden önce endeksin hesaplanma metodolojisi farklıdır.* Daha önceki yıllara ilişkin veri kayıtlarının yeterince güvenilir olmaması ve eksik verilerin varlığı da önemli bir etkindir. Ayrıca, başlangıç döneminin daha geriye alınması durumunun şirket sayısını oldukça düşüreceği de göz önüne alınmıştır. Tüm bu nedenlerle araştırma dönemi Ocak 1991'den başlatılmıştır.

ii. Betanın eğilimini dikkate alan modeller için araştırma dönemi Aralık 2006'da sona erdirilmiştir

iii. Araştırma kapsamında yer alan diğer iki tahminleme modeli (temel bileşenleri dikkate alan beta tahminleme modelleri ve bileşik model) için araştırma dönemi Aralık 2002'de sona erdirilmiştir. Zira her iki model de firmanın finansal oranlarının kullanımını gerektirmektedir. Bu nedenle çalışmada yer alan firmaların mali tabloları ve bunlara ilişkin dipnotlarının gerekliliği söz konusudur. Ancak, bilindiği üzere yapılan düzenlemeler çerçevesinde 2003 tarihinden itibaren firmalar tarihsel maliyetli mali tabloları yerine enflasyona göre düzeltilmiş ve konsolide mali tablolarını yayınlamaya başlamışlardır. Yapılan ön inceleme, örnekleme de yer alan 44 firmadan 29'unun 2003 tarihinden itibaren konsolide mali tablo yayınlamakta olduğunu göstermektedir. Konsolide mali tablolar ile tarihsel maliyetli mali tabloların içerdiği bilgi farklı olduğu için analize birlikte dahil edilmeleri mümkün olamamaktadır. Bu durum Aralık 2002'de doğal üst sınırı oluşturmaktadır.

6.3.2. Firmaların Belirlenmesi

İlgili dönem için firmaların seçiminde ise aşağıdaki kısıtlar geçerlidir:

* 1991 yılına dek endeksin hesaplanmasında şirketlerin piyasa değerleri hesaplanırken şirketin tüm hisse senetleri kullanılmaktadır. 1991'den itibaren şirketlerin piyasa değerleri hesaplanmasında şirketin piyasada tedavül eden veya halka açık kısmına ait hisse senetleri esas alınmıştır. Ayrıca, 1995 yılına dek endeks İMKB Bileşik Endeksi olarak adlandırılırken 1995'ten itibaren İMKB 100 Endeksi olarak adlandırılmaktadır.

i. Temel bileşenleri dikkate alan beta tahminleme modellerinin sağlıklı biçimde uygulanabilmesine yönelik olarak, mali sektörde yer alan firmalar örneklem dışı bırakılmıştır. Zira, mali sektör firmalarının karakteristikleri hem mali sektör dışı firmalardan farklılık gösterebilmekte hem de finansal tabloları farklılaştırmaktadır. Bu durumda bazı finansal oranlar içerik olarak farklılaşmakta bazıları ise hiç hesaplanamamaktadır.

ii. İlgili dönem içerisinde devralma ya da birleşme işlemine konu olan şirketler de mali tabloların birleşiklik özelliği göz önüne alınarak örneklem dışı bırakılmışlardır.

iii. Yukarıdaki iki kritere uygun olan firmaların, aynı zamanda istatistiksel analiz için yeterli gözlem sayısına sahip olması da gerekmektedir ($n \geq 30$). Bu noktada, analizlerin sağlıklı biçimde yürütülebilmesi için özellikle aylık getiri oranlarına dayalı olarak elde edilecek tarihsel beta için ilgili alt dönemlerde sürekliliğin dikkate alınması gerekliliği öngörülmüştür. Bu nedenle ilgili alt dönemlerde aylık getiri oranları sürekli biçimde hesaplanabilen şirketler örnekleme dahil edilmiştir.

1991-2002 döneminde yukarıdaki üç kriteri yerine getiren firma sayısı 44'tür. Bu firmalar ve menkul kıymet kodları Tablo 1'de gösterilmiştir.

Tablo 1: Çalışmada Kullanılan Firmalar ve Menkul Kıymet Kodları

	Menkul Kıymet Kodu	Firma Adı		Menkul Kıymet Kodu	Firma Adı		Menkul Kıymet Kodu	Firma Adı
1	AKALT	Akal Tekstil	16	GENTS	Gentaş	31	MRSHL	Marshall
2	AKSA	Aksa	17	GOODY	Good Year	32	OKANT	Okan tekstil
3	ASELS	Aselsan	18	HEKTS	Hektaş	33	PARSN	Parsan
4	BAGFS	Bağfaş	19	INTEM	İntema	34	PIMAS	Pimaş
5	BOLUC	Bolu Çimento	20	IZMDC	İzmir Demir Çelik	35	PINSU	Pınar Su
6	BRISA	Brisa	21	IZOCM	İzocam	36	PNSUT	Pınar Süt
7	CELHA	Çelik Halat	22	KARTN	Kartonsan	37	SARKY	Sarkuysan
8	CIMSA	Çimsa	23	KLBO	Kelebek Mobilya	38	THYAO	Türk Hava Yolları
9	DENCM	Denizli Cam	24	KONYA	Konya Çimento	39	TRCAM	Trakya Cam
10	DOKTS	Döktaş	25	KUTPO	Kütahya Porselen	40	SİSE	Şişe Cam
11	ECILC	Eczacı İlaç	26	MAALT	Marmaris Altinyunus	41	UNYEC	Ünye Çimento
12	EGEEN	Ege Endüstri	27	MAKTK	Makine Takım	42	USAK	Uşak Seramik
13	EGGUB	Ege Gübre	28	MARET	Maret	43	VESTL	Vestel
14	EREGL	Ereğli Demir Çelik	29	MMART	Marmaris Martı	44	YUNSA	Yünsa
15	FENIS	Feniş	30	MRDIN	Mardin Çimento			

2002-2006 alt döneminde ise bu 44 firmadan beşi (IZOCM, MAALT, MARET, PINSU ve USAK) devralma ya da birleşme işlemine konu olmuştur. Bu nedenle 2003-2006 alt dönemi için yapılan incelemeler 39 firma üzerinden yürütülmüştür.

6.3.3. Endeksin Belirlenmesi

Çalışmanın kuramsal bölümünde yapılan incelemeler, beta katsayısının elde edilmesinde kullanılacak endeksin belirlenmesinin de dikkat edilmesi gereken noktalardan biri olduğunu göstermektedir. Seçilecek piyasa endeksinin temsil kabiliyetinin yüksek olması göz önüne alınması gereken ilk husustur. Tablo 2’de endekslerin 31.01.2007 tarihi itibarıyla piyasa değerleri yer almaktadır.

Tablo 2: 31.01.2007 Tarihi İtibarıyla İMKB Hisse Senedi Piyasası Endeksleri'nin Piyasa Değerleri

Endeksler	Piyasa Değeri (Bin YTL)	Pazarlar Genel'e Oranı
İMKB Ulusal-100	211124061.1	0.87
İMKB Ulusal-50	189821102	0.78
İMKB Ulusal-30	158208214.1	0.65
İMKB Ulusal-Tüm	240924137.8	0.99
Pazarlar Genel	243117828.3	1.00

Görüldüğü üzere İMKB Ulusal-100 Endeksi pazar için iyi bir temsilci olarak kabul edilebilir. Bu endeksin piyasa değeri tüm pazarın % 87'sini oluşturmaktadır.

Dikkat edilmesi gereken bir diğer nokta, endeks hesaplanmasında kullanılan ağırlıklandırma yöntemidir. Bilindiği üzere İMKB Ulusal-100 Endeksi değer ağırlıklı olarak hesaplanmaktadır. Akademik yazında değer ağırlıklı endekslerin hisse senetlerinin fiyat hareketlerindeki makro etkileri daha iyi yansıttığı fikri ve yapılan çalışmaların bulgularının değer ağırlıklı endeksi destekler yönde olması, çalışmada İMKB Ulusal-100 Endeksi'nin uygun bir temsilci olarak seçiminde etkili olmuştur.

İMKB Ulusal-100 Endeksi, fiyat endeksi (kâr payını dikkate almayan) ve getiri endeksi (kâr payını dikkate alan) olmak üzere iki türe ayrılmaktadır. Bu noktada seçim yapabilmek amacıyla, akademik deneysel yazındaki uygulamaya paralel biçimde, öncelikle iki endeks verisi üzerinden farklı gözlem sıklıkları kullanılarak hesaplanmış getiri oranları arasındaki korelasyon incelenmiştir.

Tablo 3: İMKB-100 Getiri ve Fiyat Endekslerinin Getirileri Arasındaki Korelasyon Analizlerinin Sonuçları

	Alt Dönemler			
Gözlem Sıklığı	1991-1994	1995-1998	1999-2002	2003-2006
Günlük	0.881**	0.980**	1.00**	1.00**
Haftalık	0.998**	0.997**	1.00**	0.999**
Aylık	0.997**	0.998**	1.00**	0.999**
** : % 1'de anlamlı				

Tablo 3 incelendiğinde fiyat ve getiri endeksleri arasındaki ilişkinin çok yüksek olduğu kolaylıkla görülmektedir. Bu durum her iki endeks arasında yapılacak olan tercihin, oluşturulacak beta değerleri üzerine etkisinin önemsiz olacağına işaret etmektedir. Bunun daha net biçimde ortaya konulabilmesi amacıyla özellikle betanın elde edilmesinde içerilen endeks varyansları da incelenmiş ve her iki endeksten elde edilen varyansların birbirlerinin yerine kullanılabilirliği test edilmiştir.

Tablo 4'ten de izlenebileceği üzere test sonuçları fiyat ve getiri endeksleri üzerinden hesaplanan varyans değerlerinin hiçbir durumda birbirlerinden farklı bulunmadığını göstermektedir. Diğer bir ifadeyle her iki endeksten elde edilen varyans değerleri birbirinin yerine kullanılabilir. İstatistiksel sonuçların seçim üzerinde etkisizliği nedeniyle, bu noktadaki karar için akademik yazındaki genel kullanım esas alınmıştır. Zira, çalışmanın bulgularının akademik deneysel yazınla kıyaslanması esnasında, bu noktada yapılan tercihin etkisini içermemesi daha sağlıklı bir karşılaştırma imkanı sunacaktır. Bu nedenle, ülkemizdeki akademik yazında yaygın kullanım bulan fiyat endeksi üzerinden çalışma sürdürülmüştür.

Tablo 4: IMKB-100 Getiri ve Fiyat Endekslerinin Varyansları Arasındaki Anakütle Ortalama Testlerinin Sonuçları

	İkili Fark Ortalaması	İkili Fark Standart Sapma	Ortalama Standart Hata	t	Anlamlılık (Çift Taraflı)
Günlük	0,000009549	0.000010	0.000005	1.86189	0.15953
Haftalık	-0.000126	0.000174	0.000087	-1.45064	0.242771
Aylık	0.000104	0.000220	0.000110	0.94694	0.413531

6.3.4. Yatırım Ufkunun Belirlenmesi

Geçmiş deneysel çalışmalar, tarihsel betanın bir tahminleyen olarak gücünün, yatırım ufkunun koşullara bağlı olarak alttan ve üstten sınırlanması ile doğrudan ilişkili olduğunu göstermektedir. Yapılan çalışmalar hem örnek zaman aralığının bizzat kendisinin hem de bu aralığın uzunluğunun belirleyici faktörler olduğuna işaret etmektedir. Ayrıca, farklı gözlem sıklıklarının kullanımı optimal yatırım ufkunu da farklılaştırmaktadır. Bu farklılaştırmanın etkisini net olarak belirleyebilmek için, farklı yatırım ufku ve gözlem sıklıkları kombinasyonları ile yapılacak çok sayıda varyasyona ihtiyaç olması konuyu başlı başına ayrı bir inceleme haline getirmektedir. Bu nedenle, çalışmada yatırım ufku seçimi hem dünya ve ülkemiz akademik yazınındaki incelemeler hem de uygulanacak modellerin gereklilikleri göz önüne alınarak yapılmıştır. Daha önce yapılmış çalışmaların bulguları yatırım ufkunun uzatılmasına bağlı olarak betanın açıklayıcılık ve tahmin gücünde bir artışa işaret etmektedir. Ancak, yatırım ufkunun gereğinden fazla uzatılmasının bu açıklayıcılığı bazı durumlarda pek az arttırdığı, bazı durumlarda ise olumsuz etkilediği söylenebilir. Nitekim, bu konuya ilişkin ülkemizde yapılan çalışmalardan birisi de bu etkiyi incelemekte ve özellikle aylık gözlem sıklığı için dört yıllık yatırım ufkunun, haftalık gözlem sıklığı için ise iki yıllık yatırım ufkunun daha iyi performans gösterdiğini vurgulamaktadır.¹⁹⁷ Odabaşı'nın incelediği 1992-1999 dönemi bu çalışmada kapsamaktadır. Ayrıca, çalışmada yeralan Blume Düzeltme Modeli, yapısı gereği en az üç alt dönem üzerinden elde edilmektedir. Bu alt dönemlerin akademik deneysel yazında genel olarak birbirlerine eşit uzunlukta ve

¹⁹⁷ Odabaşı, "Some Estimation Issue On ...",a.g.e

birbirleriyle kesişmeyecek biçimde belirlendiği görülmektedir. Bu nedenlerle çalışmada on altı yıllık ana dönem (1991-2006), yatırım ufku dört yıl olacak biçimde dört alt döneme (1991-1994, 1995-1998, 1999-2002 ve 2003-2006) ayrılmıştır.

6.3.5. Gözlem Sıklığının Belirlenmesi

Çalışmada üç ayrı gözlem sıklığı kullanılarak beta ölçüm ve tahmini yapılacaktır: Günlük, haftalık ve aylık getiriler. Burada amaç, seçilen yatırım ufku için en uygun gözlem sıklığının belirlenmesi ve tahmin gücü üzerinde gözlem sıklığı etkisinin varlığının araştırılmasıdır.

6.4. Araştırmanın Veri Seti ve Verilerin Analize Hazır Hale Getirilmesi

Çalışmada esas olarak iki veri seti yer almaktadır. Bunlardan ilki 1991-2006 döneminde menkul kıymetlerin ve İMKB Ulusal-100 Fiyat Endeksi'nin günlük kapanış verileridir. Bu veri seti, çalışma kapsamında yer alan tüm modellerin uygulanabilmesi ve tahmin güçlerinin kıyaslanabilmesi için esas olan tarihsel betanın elde edilmesinde kullanılacaktır. İkinci veri seti ise 1991-2002 dönemi için 44 firmanın mali tablolarıdır. Bu veri seti ise, temel bileşenleri dikkate alan beta tahmin modellerinin ve bileşik modelin uygulamasında finansal oranların elde edilmesi için gereklidir. Bu bölümde, çalışma kapsamındaki tüm modellere temel teşkil etmesi ve tüm modellerde ortak olması sebebiyle, ilk veri setinin düzenlenmesi için yapılan varsayımlar ve kullanılan yöntemler yer verilecektir. İkinci veri setinde yer alan mali tabloların düzenlenmesine ve çalışmada kullanılan finansal oranların belirlenmesine dair yöntemler ise ilgili bölümde tanıtılacaktır.

Çalışmada üç farklı gözlem sıklığı kullanılması nedeniyle ilk veri setinde günlük, haftalık ve aylık getiri oranlarını hesaplamak üzere farklı düzenlemeler ve kısıtlar yer almaktadır. İMKB Ulusal-100 Fiyat Endeksi'nin getiri oranlarının hesaplanmasında yapılan düzenlemeler aşağıdaki gibidir:

- i. İMKB Ulusal-100 Fiyat Endeksi'nin günlük getiri oranları serileri için işlem gününe ait 2. seans kapanış fiyatları, haftalık getiri oranları serileri için Cuma

günü 2. seans kapanış fiyatları ve aylık getiri oranları serileri için ilgili ayın son işlem gününde oluşan 2.seans kapanış fiyatları temel alınmıştır.*

ii. Bazı işlem günlerinde İMKB-100 Fiyat Endeksi'nin 2. seans kapanış fiyatına İMKB kayıtlarında rastlanmamıştır. Böylesi durumlarda ilgili işlem gününe ait 1. seans kapanış fiyatı günlük kapanış fiyatı olarak kabul edilmiştir.

iii. Resmi ve dini tatillerin olduğu ya da normal işgünü olması gerekirken herhangi bir nedenle İMKB'nin kapalı olduğu günler, getiri oranlarının hesaplanmasında dikkate alınmayarak dışarıda bırakılmıştır.

Endeksin getiri oranları logaritmik olarak aşağıdaki gibi hesaplanmıştır.

$$r_{m,t} = \ln(P_{m,t} / P_{m,t-1}) \quad (55)$$

$r_{m,t}$: Endeksin (t) tarihindeki logaritmik getirisi

$P_{m,t}$: Endeksin (t) tarihindeki kapanış fiyatı

$P_{m,t-1}$: Endeksin (t-1) tarihindeki kapanış fiyatı

Hisse senetlerinin günlük getiri oranı serilerine ilişkin yapılan düzenlemeler ise aşağıdaki gibidir:

i. Hisse senetlerinin günlük getiri oranı serileri için işlem gününe ait 2. seans kapanış fiyatları temel alınmıştır.

ii. Bazı işlem günlerinde, bazı hisse senetlerinin 2. seans kapanış fiyatına İMKB kayıtlarında rastlanmamıştır. Bu durumda ilgili işlem gününe ait 1. seans kapanış fiyatı günlük kapanış fiyatı olarak değerlendirilmiştir.

iii. Bazı işlem günlerinde, bazı hisse senetlerinin işlemleri İMKB tarafından durdurulmuştur. Bu durumda ilgili hisse senedinin ilgili işlem günlerine ait ne 1. ne de 2. seans kapanış fiyatına İMKB kayıtlarında rastlanmamaktadır. Bu işlem günleri sadece ilgili menkul kıymet için araştırmanın veri setinden çıkartılmıştır.

iv. Hisse senetlerinin işleme kapalı olduğu işlem günü sayısı ardışık olarak bir işlem gününü aşmadığı sürece, ilgili hisse senedinin işleme açıldığı ilk iş gününün getiri oranı iki önceki günün kapanış fiyatı kullanılarak hesaplanmış ve

* 1991-1994 döneminde İMKB'de tek seans uygulaması olması nedeniyle ilgili getiri oranlarının veri setinin oluşturulmasında bu fiyat esas alınmıştır.

analizin veri setine dahil edilmiştir. Diğer bir deyişle bu tür durumlarda ilgili hisse senedinin kapanış fiyatının, işleme kapalı olduğu tek işlem gününde değişmediği varsayılmıştır.

v. Bazı hisse senetlerinin işleme kapalı olduğu dönem, ardışık olarak, bir günden çok daha uzun olabilmektedir. Bu durumda ilgili hisse senedinin işleme açıldığı ilk günkü getiri oranı da analizden çıkartılmıştır. Zira, ilk günkü getiri oranının birden çok işlem gününe ait olması sebebiyle ilgili işlem gününe ait getiri oranının ölçülmesi, ancak çok sayıda varsayımla mümkün görünmektedir.

Hisse senetlerinin haftalık getiri oranı serilerine ilişkin yapılan düzenlemeler aşağıdaki gibidir:

i. Haftalık getiri oranı serileri için Cuma günü 2. seans kapanış fiyatları temel alınmıştır.

ii. Şirketin haftalık getiri oranının hesaplanması için en az 2 işlem günü açık olması önkoşuldur. Aksi durumda ilgili hafta analize dahil edilmemiştir.

iii. Şirketin işlem günlerinden birinin İMKB'nin ilgili hafta kapanış gününe ait olmaması durumu bir diğer sorundur. Zira, ara işlem günlerinde yaşanabilecek bir işlem görmeme durumunun etkisi şirketin tekrar işlem görmeye başlaması ile giderilebilirken, haftanın son işlem günlerinde oluşan işlem görmemenin etkisi aynı biçimde giderilememektedir. Bu nedenle, böylesi bir sorun ortaya çıktığında endeksin haftalık getiri oranı da şirketin işlem gördüğü günler dikkate alınarak yeniden hesaplanmıştır.

iv. Bir hafta boyunca hiç işlem görmeyen bir şirketin, takip eden haftadaki getiri oranı da hesaplanmamıştır. Zira, bu durumda hesaplanacak haftalık getiri oranı tek bir haftaya ait olmamaktadır.

Hisse senetlerinin aylık getiri serilerine ilişkin yapılan düzenlemeler ise aşağıdaki gibidir:

i. Aylık getiri oranı serileri için ayın son işlem gününde oluşan 2.seans kapanış fiyatları temel alınmıştır.

ii. Haftalık getirilerde oluşan soruna benzer biçimde eğer şirketin ilgili ayın sonunda yer alan işlem günlerinde kapalı olma durumu söz konusu ise, yukarıdaki

gerekçelerle, endeksin aylık getiri oranı da şirketin işlem gördüğü günler dikkate alınarak yeniden hesaplanmıştır.

Hisse senetlerine ait kapanış fiyatı serilerinden getiri oranları serileri elde edilirken, ilgili dönemde bedelli ve bedelsiz sermaye artırımları ve nakit kâr payı dağıtımları da dikkate alınmış ve bu düzeltilmiş getiri oranları kullanılmıştır. Bu çalışma sırasında fiyat hareketleri ile bedelli ve bedelsiz sermaye artırımları ve kâr payı dağıtımları arasında bir uyumsuzluk gözlemlendiğinde, İMKB'nin yayınladığı şirket haberleri incelenmiş ve uyumsuzluklar giderilmiştir. Kullanılan ifade aşağıdaki gibidir.

$$r_t = \frac{P_{te} + P_{ty}[(S_b + S)/100] - P_{t-1} - [(B.S_b)/100] + d}{P_{t-1}} \quad (56)$$

r_t : Hisse senedinin (t) dönemindeki getiri oranı

P_{t-1} : Hisse senedinin (t-1) dönemindeki kapanış fiyatı

P_{te} : (t) döneminin sonunda eski hisse senedi kapanış fiyatı

P_{ty} : (t) döneminin sonunda yeni hisse senedi kapanış fiyatı

S_b : Hisse senedinin bedelli sermaye artırım yüzdesi

S : Hisse senedinin bedelsiz sermaye artırım yüzdesi

B : Bedelli sermaye artırımının birim fiyatı

D : Net nakit kâr payı

Bu biçimde elde edilen düzeltilmiş getiri oranlarının logaritması alınmış ve böylelikle logaritmik getiri oranı serileri elde edilmiştir.

6.5. Araştırmanın Yöntemi

Araştırmada öncelikle yukarıda açıklanan yatırım ufkuna uygun biçimde, on altı yıllık ana dönem dört yıllık alt dönemlere ayrılmıştır. Araştırma kapsamında yer alan Blume Modeli'nin uygulanabilmesi için iki kestirim dönemine (estimation period) ve bir tahmin dönemine (forecast period) ihtiyaç duyulmaktadır. Bu modelin diğer modellerle kıyaslanabilmesi için kullanılan tahmin dönemleri 1999-2002 ve

2002-2006'dır. Ancak diğer modellerde bir kestirim ve bir tahmin dönemi üzerinden çalışmanın yapılabilirliği sözkonudur. Bu durum diğer modellerin 1995-1998 tahmin dönemi için de kıyaslanabilmesi ve böylelikle modellerin bulgularının geçerliliğinin daha geniş biçimde incelenebilmesi imkanı sunmaktadır. Bu nokta dikkate alınarak, 1991-1994 de kestirim dönemi olarak kullanılmış ve modellerin (Blume dışında) bir sonraki dönemi tahmin gücü kıyaslanarak incelenmiştir.

Araştırmada oluşturulan her alt dönem için, her menkul kıymetin hem günlük hem haftalık hem de aylık tarihsel betası İfade (14)'te gösterilen pazar modeli kullanılarak elde edilmiştir.

Akademik deneysel yazına paralel olarak, çeşitlendirmenin beta tahmin gücü üzerindeki etkisini inceleyebilmek amacıyla, çalışmada menkul kıymet çeşit sayısı farklılaşan portföyler (1, 2, 3, 5, 8 ve 10 menkul kıymet çeşit sayısı) için de inceleme yapılmıştır. Portföyler tekil beta değerleri büyükten küçüğe sıralanarak oluşturulmuş ve eşit ağırlıklandırma ile ortalama beta değerleri oluşturulmuştur.

6.6. Araştırmada Kullanılan Hata İstatistikleri

Araştırmada uygulanan tahmin modellerinin başarısını ölçmek ve kıyaslamak amacıyla kullanılan hata istatistikleri Ortalama Hata Kareleri (OHK) ve Ortalama Mutlak Hata Yüzdesi'dir (OMHY). Her iki hata istatistiğinin hesaplanma biçimleri aşağıdaki gibidir.

$$OHK = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\hat{\beta}_{i,t} - \beta_{i,t})^2 \quad (57)$$

$$OMHY = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left| \frac{\hat{\beta}_{i,t} - \beta_{i,t}}{\beta_{i,t}} \right| \quad (58)$$

$\hat{\beta}_{i,t}$: (i) hisse senedinin t dönemi için tahmini beta katsayısı

$\beta_{i,t}$: (i) hisse senedinin t dönemine ait gerçek beta katsayısı

n : Menkul kıymet çeşit sayısı

Ayrıca hem hata kaynaklarını daha iyi belirleyerek modellerin başarılarını daha sağlıklı biçimde inceleyebilmek hem de akademik deneysel yazında yeralan çalışmaların bulgularıyla daha iyi karşılaştırma yapabilmek amacıyla OHK istatistiğinin bileşenleri de incelenmiştir. Kuramsal kısımda İfade (52)'de de gösterildiği üzere, OHK istatistiği esasta üç bileşenin toplamı biçiminde ifade edilebilmektedir:

$$OHK = (\bar{A} - \bar{P})^2 + (1 - b_1)^2 \cdot \sigma_P^2 + (1 - R_{A,P}^2) \cdot \sigma_A^2$$

$\bar{A}$: Tahmin döneminde gerçekleşen betaların ortalaması

$\bar{P}$: Tahmini betaların ortalaması

σ_P^2 : Tahmini betaların varyansı

σ_A^2 : Gerçekleşen betaların varyansı

b_1 : Tahmini ve gerçekleşen betalar arasında yapılan regresyonun katsayısı

$R_{A,P}^2$: Tahmini ve gerçekleşen betalar arasında yapılan regresyonun belirlilik katsayısı

İfadede sırasıyla ilk bileşene sapma (bias), ikincisine etkinsizlik (inefficiency) ve üçüncüsüne rassal hata (random error) denilmektedir.

Sapma, $(\bar{A} - \bar{P})^2$, gerçekleşen betaların ortalamasına göre tahminlenenlerin ortalamasının hata düzeyini göstermektedir. Diğer bir deyişle, tahmini beta değeri ile gerçekleşen beta değeri arasındaki fark olarak da ifade edilebilecek olan sapma tahmin değerlerinin gerçek değerlere yaklaşması durumunda azalacak ve hata küçülecektir.

Etkinsizlik, $(1 - b_1)^2 \cdot \sigma_P^2$, esas olarak tahmincilerin değişkenliği nedeniyle ortaya çıkan bir kavramdır. Bir parametrenin tahmininde birden fazla sapmasız tahminci olabilir. Bu durumda tahmincilerden birinin seçimi için tahmincilerin varyanslarına bakılarak küçük olanın seçilmesi gerekmektedir. Diğer bir deyişle,

etkinsizlik bileşeni küçüldükçe tahminlerin varyansı gerçek değerlerin etrafında daha fazla yoğunlaşmış olmaktadır.

Rassal hata, $(1 - R_{A,P}^2)\sigma_A^2$, ise hatanın tahmin modeli ile açıklanamayan kısmını oluşturmaktadır. Diğer bir deyişle, rassal hata modelin beklenmeyen değişimleri tahminlemek konusundaki başarısını ifade etmektedir. Rassal hata azaldıkça modelin tahmin başarısı artmaktadır.

6.7. Araştırmanın Bulguları

Araştırmada öncelikle pazar modeli ile ölçülen tarihsel beta değerleri üzerinde araştırmanın yöntemi kısmında anlatılan farklı ölçüm tekniklerinin (gözlem sıklığı, çeşitlendirme) etkisinin incelenmesine ilişkin analiz ve bulgulara yer verilmiştir. Bunun ardından tahmin modellerine ilişkin analiz ve bulgular anlatılmaktadır.

Tahmin modellerinin bulgularının tanıtımında tarihsel betanın bir tahminleyen olarak kullanımını içeren Düzeltilmemiş Model'e ait olanlar ilk sırada yer almaktadır. Ardından, tarihsel betanın eğilimini dikkate alan düzeltilmiş beta tahmin yöntemlerinden Blume Modeli ve Vasicek'in Bayesgil Modeli'nin bulguları tanıtılmış ve düzeltilmemiş beta ile karşılaştırmalı incelemeler yapılmıştır.

Çalışmada içerilen bir diğer beta tahmin modeli, betanın temel bileşenlerini dikkate alan Temel Beta Modeli'dir. Firmanın finansal oranlarının kullanımının beta tahminlerine olan etkisinin incelendiği bu kısımda, öncelikle hem genel olarak modelin değişkenlerinin belirlenmesine ilişkin açıklamalar hem de çalışmada uygulanan alternatif temel beta modelleri tanıtılmıştır. Ardından uygulanan modellerin ilgili istatistiksel analizlerinden elde edilen bulgular incelenmiştir. Temel beta modelleri ile diğer modellerin kıyaslamalı incelemesi de çalışmada yer almaktadır.

Çalışmada yer alan dördüncü ve son model grubu ise Bileşik Model'dir. Burada tarihsel beta değeri ile temel beta modelinde yer alan değişkenlerin birlikte kullanımının beta tahminleri üzerindeki etkisi araştırılmakta ve karşılaştırmalı incelemelere yer verilmektedir.

6.7.1. Tarihsel Betanın İncelenmesi ve Elde Edilen Bulgular

Yukarıda anlatılan yöntem çerçevesinde yürütülen çalışma sonucunda elde edilen tekil hisse senedi beta değerleri Ek 1’de verilmiştir. Bu beta değerlerine ilişkin tanımsal istatistikler ise Tablo 5’te izlenebilir.

Tablo 5: Günlük, Haftalık ve Aylık Verimlerin Kullanılması ile Hesaplanmış Tekil Hisse Senetlerine Ait Tarihsel Betaların Dönemlere Göre Düzenlenmiş Tanımsal İstatistikleri

	Ort. Beta	Std. Hata	Min. Beta	Maks. Beta	Std. Sapma	Varyans	Aralık	Basıklık	Çarpıklık	Ort. R ²
1991-1994										
Günlük	0.9412	0.0265	0.1960	1.1843	0.1758	0.0309	0.9882	6.4191	-1.9224	0.3375
Haftalık	0.9296	0.0283	0.2608	1.2350	0.1878	0.0353	0.9741	2.3414	-1.0897	0.4195
Aylık	1.0666	0.0367	0.3593	1.5104	0.2434	0.0593	1.1511	0.4773	-0.5614	0.4780
1995-1998										
Günlük	0.8679	0.0185	0.6236	1.1400	0.1229	0.0151	0.5164	-0.6367	0.1794	0.3671
Haftalık	0.8969	0.0204	0.5924	1.1509	0.1355	0.0184	0.5585	-0.7205	0.0196	0.4218
Aylık	0.9271	0.0240	0.6178	1.3137	0.1593	0.0254	0.6958	0.3006	0.5700	0.4928
1999-2002										
Günlük	0.7722	0.0207	0.3626	1.0189	0.1373	0.0188	0.6563	0.4608	-0.3651	0.3879
Haftalık	0.8028	0.0243	0.3136	1.0588	0.1613	0.0260	0.7452	0.5213	-0.5798	0.4237
Aylık	0.8856	0.0239	0.4525	1.1679	0.1586	0.0252	0.7154	-0.0592	-0.4330	0.5842
2003-2006										
Günlük	0.7036	0.0197	0.3870	1.0100	0.1232	0.0152	0.6230	0.4536	0.2370	0.2807
Haftalık	0.6775	0.0236	0.4070	1.0960	0.1471	0.0216	0.6890	0.5323	0.4730	0.2568
Aylık	0.8105	0.0293	0.4410	1.0950	0.1827	0.0334	0.6540	-0.9204	-0.1602	0.3670

Tablo incelendiğinde, verili bir alt dönem için gözlem sıklığındaki farklılaşmaya bağlı olarak ortalama betanın da farklılaştığı görülmektedir. Ortalama beta değeri genel olarak gözlem sıklığı azaldıkça, diğer bir deyişle getiri aralığı uzadıkça, artmaktadır. Bu bulgu oldukça önemlidir. Zira, İMKB’de farklı gözlem sıklığı kullanımına göre farklı beta değerlerine ulaşılabileceğine işaret etmektedir. Bu farklılaşmanın istatistiksel olarak anlamlılığını inceleyen testlerin bulguları aşağıda ayrıca incelenmiştir. Diğer yandan gözlem sıklığı azaldıkça ortalama betaların standart hataları artmaktadır. Bu istatistiksel olarak beklenen bir durumdur. Zira, aynı uzunlukta bir yatırım ufku için gözlem sıklığındaki azalışa bağlı olarak

gözlem sayısı da düşmektedir. Maksimum ve minimum beta arasındaki farkların da gözlem sıklığındaki azalışa paralel biçimde genel olarak artma eğiliminde olduğu görülmektedir. Yine, verili bir alt dönemde kullanılan gözlem sıklığının azalmasına bağlı olarak pazar modelinin ortalama açıklayıcılık düzeyinin (Ortalama R^2) arttığı görülmektedir. Bu durumun bilginin fiyatlara yansımaya hızı ile ilintili olduğu söylenilebilir. Diğer bir ifadeyle getiri aralığının uzatılmasına bağlı olarak fiyat düzeltmelerindeki gecikmenin etkisi azalmakta ve sistematik risk elde edilmesinde kullanılan fiyatlar menkul kıymete ilişkin daha fazla bilgiyi içermektedirler.

Farklı gözlem sıklığı kullanımına bağlı olarak ortalama beta değerlerinde gözlemlenen farklılaşmanın istatistiksel olarak anlamlılığını test etmek üzere, öncelikle verili bir alt dönem için farklı gözlem sıklığı ile elde edilen beta değerleri arasındaki ilişki incelenmiştir.

Tablo 6: Tekil Hisse Senetlerine Ait Tarihsel Betaların Korelasyon Sınamalarından Elde Edilen Bulgular

	1991-1994		
	Günlük - Haftalık	Günlük - Aylık	Haftalık - Aylık
Spearman Rho	0.800	0.805	0.684
Pearson Correlation	0.867	0.813	0.754
Anlamlılık	0.000	0.000	0.000
	1995-1998		
	Günlük - Haftalık	Günlük - Aylık	Haftalık - Aylık
Spearman Rho	0.866	0.492	0.548
Pearson Correlation	0.837	0.457	0.566
Anlamlılık	0.000	0.000	0.000
	1999-2002		
	Günlük - Haftalık	Günlük - Aylık	Haftalık - Aylık
Spearman Rho	0.847	0.775	0.812
Pearson Correlation	0.876	0.805	0.830
Anlamlılık	0.000	0.000	0.000
	2003-2006		
	Günlük - Haftalık	Günlük - Aylık	Haftalık - Aylık
Spearman Rho	0.829	0.632	0.668
Pearson Correlation	0.849	0.660	0.682
Anlamlılık	0.000	0.000	0.000

Tablo 6'daki bulgular, verili bir alt dönemde farklı gözlem sıklıkları kullanılarak ölçülen tekil beta katsayıları arasındaki ilişkinin gücünün ve anlamlılığının yüksek olduğunu göstermektedir. Verili bir dönem için özellikle günlük ve haftalık getiri aralığının kullanılması ile elde edilen beta katsayılarının

hem büyüklükleri hem de sıraları arasındaki ilişkiler diğerlerinden daha yüksektir. Bu durum, getiri aralıklarının birbirlerine yaklaşmasına bağlı olarak fiyat bilgilerinin de benzeşmesinin yarattığı beklenen bir bulgudur. Ancak, gözlem sıklıkları arasındaki fark arttıkça (günlük-aylık) beta değerleri arasındaki ilişkilerin yine beklentiye uygun biçimde azaldığına dikkat etmek gerekir. Tüm bu incelemeler aynı dönemde farklı gözlem sıklıklarına bağlı olarak ölçülen beta değerlerinin sadece birbirlerini tahminlemek üzere kullanılabilir olduğuna işaret etmektedir.

Verili bir dönem için farklı getiri aralığına dayalı olarak ölçülen beta değerlerinin birbirleri yerine kullanılabilir olup olmadığı ise anakütle ortalama testleri ile incelenmiştir. Uygulanan test, eşleştirilmiş iki örneklemin ortalamaları üzerinde t testidir.

Tablo 7: Tekil Hisse Senetlerine Ait Tarihsel Betaların Eşleştirilmiş t test Sonuçları

	Günlük – Haftalık^a	Günlük – Aylık^b	Haftalık – Aylık^c
	1991-1994		
Fark	Anlamsız	Anlamlı	Anlamlı
t istatistik	0.814	-5.792	-5.679
P değeri	0.420	0.000	0.000
	1995-1998		
Fark	Anlamlı	Anlamlı	Anlamsız
t istatistik	-2.571	-2.611	-1.444
P değeri	0.014	0.012	0.156
	1999-2002		
Fark	Anlamlı	Anlamlı	Anlamlı
t istatistik	-2.603	-7.951	-5.889
P değeri	0.013	0.000	0.000
	2003-2006		
Fark	Anlamlı	Anlamlı	Anlamlı
t istatistik	2.090	-4.865	-6.127
P değeri	0.043	0.000	0.000
a:Günlük getiri betalarıyla haftalık getiri betalarının ortalamaları arasındaki fark sıfırdır hipotezi test edilmiştir. b:Günlük getiri betalarıyla aylık getiri betalarının ortalamaları arasındaki fark sıfırdır hipotezi test edilmiştir. c:Haftalık getiri betalarıyla aylık getiri betalarının ortalamaları arasındaki fark sıfırdır hipotezi test edilmiştir.			

Tablo 7 incelendiğinde, 1991-1994 döneminde günlük ve haftalık, 1995-1998 döneminde ise haftalık ve aylık getiri kullanımı ile elde edilen beta değerlerinin ortalamaları arasındaki fark anlamsız çıkmıştır. Bu durum ilgili betaların birbirleri yerine kullanılabileceğini göstermektedir. Ancak, diğer tüm bulgular verili dönemde farklı getiri aralığı ile elde edilen beta değerlerinin ortalamaları arasındaki farkın anlamlı olduğuna, dolayısıyla birbirlerinin yerine kullanılamayacağına işaret etmektedir. Diğer bir deyişle, İMKB’de genel olarak farklı getiri aralığı kullanılarak farklı beta katsayılarına ulaşılmaktadır. Ayrıca, bu durum genel olarak dönemden döneme benzerlik göstermekte, getiri aralığının beta üzerindeki etkisinin varlığı geçerli kalmaktadır.

Tarihsel betanın incelenmesinde bir diğer önemli araştırma noktası, verili bir dönemde ölçülen betanın takip eden dönemdeki beta değeri ile olan ilişkisi diğer bir deyişle durağanlığıdır. Zira, zaman içerisinde değişkenliği yüksek olan betaların tahminleyen olarak kullanışlılığı azalmaktadır. Betanın durağanlığı genel olarak iki alt döneme ait betalar arasındaki korelasyon katsayılarının ölçümüne dayanmaktadır. Korelasyon katsayısının büyüklüğü betanın durağanlığına işaretir.

Tablo 8: Tekil Hisse Senetlerine Ait Tarihsel Betaların Dönemler Arası İlişkilerinin İncelenmesinden Elde Edilen Bulgular

	Günlük		Haftalık		Aylık	
Karşılaştırma Dönemleri	Spearman Rho	Pearson Corr.	Spearman Rho	Pearson Corr.	Spearman Rho	Pearson Corr.
91-94 ve 95-98	0.469	0.433	0.321	0.321	0.374	0.442
95-98 ve 99-02	0.664	0.662	0.469	0.483	0.278	0.308
99-02 ve 03-06	0.719	0.780	0.554	0.563	0.350	0.438
Ortalama	0.617	0.625	0.448	0.456	0.334	0.396

Tablo 8’deki istatistiksel veriler incelendiğinde 1991-1994 ve 1995-1998 dönemindeki beta değerlerinin büyüklükleri arasındaki ilişki gözlem sıklığına bağlı olarak 0,321-0,442 aralığında değişmektedir. Aynı koşulda beta değerlerinin sıraları arasındaki ilişki ise 0,321-0,469 aralığındadır. Her iki analize göre de ilişkilerin pek de yüksek olmadığı söylenebilir. Benzer inceleme 1995-1998 ve 1999-2002 dönemi için yapıldığında betaların büyüklükleri arasındaki ilişki 0,308-0,662 aralığında değişmekte iken, sıraları arasındaki ilişki 0,278-0,664 aralığında yer almaktadır.

1999-2002 ve 2003-2006 dönemi için yapılan inceleme ise betaların büyüklükleri arasındaki ilişkinin 0,438-0,780 aralığında ve sıraları arasındaki ilişkinin 0,350-0,719 aralığında yer aldığını göstermektedir. Ortalama olarak betaların büyüklüğü arasındaki ilişki 0,396-0,625 ve sıraları arasındaki ilişki 0,334-0,617 aralığında değişmektedir. Bu bulgular, betaların dönemler arası ilişkisinin yüksek olmadığına ve tarihsel beta değerinin bir sonraki dönemin tahminlenmesinde kullanışlılığının düşük olduğuna işaretir.

Yukarıdaki tablo, farklı bir açıdan değerlendirildiğinde, gözlem sıklığındaki azalışın, beklentiye uygun biçimde, iki döneme ait beta değerleri arasındaki ilişkinin gücünü azalttığı görülmektedir. Bu durumun oluşmasının nedeni gözlem sayısındaki azalıştır.

Tablo 9: Portföylere Ait Tarihsel Betaların Dönemler Arası İlişkilerinin İncelenmesinden Elde Edilen Bulgular

	91-94 ve 95-98									
	n=2		n=3		n=5		n=8		n=10	
	Pearson	Spearman	Pearson	Spearman	Pearson	Spearman	Pearson	Spearman	Pearson	Spearman
G	0.638	0.619	0.636	0.684	0.707	0.810	0.875	0.700	0.924	0.800
H	0.444	0.435	0.563	0.578	0.596	0.500	0.513	0.600	0.862	0.800
A	0.572	0.441	0.491	0.499	0.814	0.714	0.862	0.700	0.947	1.000
	95-98 ve 99-02									
	n=2		n=3		n=5		n=8		n=10	
	Pearson	Spearman	Pearson	Spearman	Pearson	Spearman	Pearson	Spearman	Pearson	Spearman
G	0.777	0.796	0.731	0.692	0.893	0.905	0.966	1.000	0.943	0.800
H	0.575	0.614	0.668	0.732	0.698	0.714	0.638	0.600	0.765	0.800
A	0.442	0.374	0.438	0.288	0.478	0.429	0.635	0.600	0.792	0.800
	99-02 ve 03-06									
	n=2		n=3		n=5		n=8		n=10	
	Pearson	Spearman	Pearson	Spearman	Pearson	Spearman	Pearson	Spearman	Pearson	Spearman
G	0.855	0.825	0.871	0.874	0.820	0.786	0.946	0.800	0.936	1.000
H	0.820	0.814	0.816	0.802	0.901	0.964	0.936	1.000	0.908	1.000
A	0.568	0.621	0.679	0.753	0.847	0.750	0.801	0.600	0.996	1.000
	ORTALAMA									
	n=2		n=3		n=5		n=8		n=10	
	Pearson	Spearman	Pearson	Spearman	Pearson	Spearman	Pearson	Spearman	Pearson	Spearman
G	0.757	0.747	0.746	0.750	0.807	0.834	0.929	0.833	0.934	0.867
H	0.613	0.621	0.682	0.704	0.732	0.726	0.696	0.733	0.845	0.867
A	0.527	0.479	0.536	0.513	0.713	0.631	0.766	0.633	0.912	0.933
G: Günlük H: Haftalık A: Aylık										

Geçmiş deneysel çalışmaların durağanlığın portföydeki menkul kıymet çeşit sayısındaki artış yoluyla arttırılabileceğine ilişkin bulgularından hareketle, yukarıda tekil hisse senetleri için yapılan analizler portföyler üzerinde yinelenmiştir. Tablo 9

incelendiğinde tüm gözlem sıklıkları için portföy betaları arasındaki korelasyonun tekil hisse senedi betalarından daha güçlü olduğu görülmektedir. Bu incelemenin genel bulgusu hem gözlem sıklığındaki hem de çeşit sayısındaki artışın korelasyonu arttırdığı yönündedir. Özellikle beş ve üzerinde menkul kıymet çeşit sayısı içeren portföylerin betaları arasındaki korelasyon oldukça yüksektir. Portföy oluşturmak yoluyla elde edilen beta değerlerinin tahmin için kullanımının daha güvenilir olacağı ortadadır.

Yukarıdaki incelemeler betanın zaman içerisinde değiştiğini, bu değişkenliğin özellikle tekil hisse senetlerinde portföylere görece daha yüksek olduğunu göstermektedir. Bu noktada bir diğer araştırma konusu ortaya çıkmaktadır: Beta değerlerinin değişiminin yönü. Bu konu, verili dönemde düşük/yüksek beta değerlerinin bir sonraki dönemde yükselme/düşme eğiliminde olup olmadığına dair inceleme yapılması biçiminde ifade edilebilir. Bu amaca yönelik olarak, akademik deneysel yazında yeralan uygulamalara paralel biçimde, risk grupları oluşturulmuş ve geçiş matrisleri kurulmuştur. Risk gruplarının oluşturulabilmesi amacıyla öncelikle t dönemi için hisse senetlerinin beta değerleri küçükten büyüğe sıralanmış ve veri setinin yapısı göz önüne alınarak eşit sayıda hisse senedi içeren üç gruba bölünmüştür. Daha sonra, aynı hisse senetlerinin $(t+1)$ dönemi için beta değerleri yine küçükten büyüğe sıralanmış ve gruplandırılmıştır. Böylelikle t döneminde ilgili risk grubunda yer alan bir hisse senedinin bir sonraki dönemde hangi risk sınıfına geçtiği tespit edilmiş ve tüm hisse senetleri için işlem tekrarlanarak göreceli frekansları gösteren geçiş matrisi kurulmuştur. Aynı işlem farklı gözlem sıklıkları için uygulanmıştır. Farklı gözlem sıklıkları için kümülatif göreceli frekansları gösteren geçiş matrisleri Tablo 10'daki gibidir.

Tablo incelendiğinde tüm gözlem sıklıkları için t döneminde düşük risk grubu ve yüksek risk grubunda yer alan hisse senetlerinin betalarının $(t+1)$ döneminde de aynı risk grubunda yer alma yüzdelerinin orta risk grubundakine göre yüksek olduğu görülmektedir. Diğer bir deyişle, orta risk grubunda yer alan hisse senetlerinin betaları bir sonraki dönemde daha çok değişmektedir. Bu durum, tekil hisse senetlerine ait betaların zaman içerisinde ortalamaya yaklaşma eğiliminin yüksek olmadığını göstermektedir. Aynı zamanda, bu bulgular betanın durağan olmadığına ek bir kanıt olarak gösterilebilir.

Tablo 10: Farklı Gözlem Sıklıkları İle Elde Edilen Beta Değerlerine Ait Geçiş Matrisleri

Günlük Gözlem Sıklığı İçin Geçiş Matrisi

		(t+1) Dönemindeki Risk Sınıfları		
		Düşük	Orta	Yüksek
(t) Dönemindeki Risk Sınıfları	Düşük	0.54	0.40	0.07
	Orta	0.35	0.30	0.35
	Yüksek	0.12	0.29	0.59

Haftalık Gözlem Sıklığı İçin Geçiş Matrisi

		(t+1) Dönemindeki Risk Sınıfları		
		Düşük	Orta	Yüksek
(t) Dönemindeki Risk Sınıfları	Düşük	0.54	0.37	0.09
	Orta	0.30	0.41	0.28
	Yüksek	0.17	0.22	0.60

Aylık Gözlem Sıklığı İçin Geçiş Matrisi

		(t+1) Dönemindeki Risk Sınıfları		
		Düşük	Orta	Yüksek
(t) Dönemindeki Risk Sınıfları	Düşük	0.52	0.32	0.16
	Orta	0.32	0.32	0.35
	Yüksek	0.17	0.37	0.46

Tüm bu incelemenin sonucunda elde edilen bulgular birlikte ele alındığında değerlendirmeler aşağıdaki gibidir.

i. Çalışmada incelenen dönemde, İMKB’de farklı gözlem sıklıkları (getiri aralıkları) kullanılarak farklı beta katsayılarına ulaşıldığı tespit edilmiştir. Bu durum, İMKB’de beta ölçümleri üzerinde gözlem sıklığı etkisinin varlığına işaretler.

ii. Kullanılan gözlem sıklığının azalmasına bağlı olarak pazar modelinin ortalama açıklayıcılık düzeyinin (Ortalama R^2) arttığı tespit edilmiştir. Aylık getiri aralığının kullanımı ile oluşturulan pazar modelinin açıklayıcılığı en yüksektir. Bu durumun bilginin fiyatlara yansımaya hızı ile ilintili olduğu söylenilebilir. Zira, getiri

aralığının uzatılmasına bağlı olarak fiyat düzeltmelerindeki gecikmenin etkisi azalmakta ve sistematik risk elde etmekte kullanılan fiyatlar menkul kıymete ilişkin daha fazla bilgiyi içermektedirler. Bu durum, akademik deneysel yazında yeralan çalışmaların birçoğunun bulgusu ile benzeşmektedir.

iii. İMKB’de, tekil hisse senetlerine ait betaların dönemler arası ilişkisinin yüksek olmadığı, diğer bir deyişle betaların durağan olmadığı tespit edilmiştir. Bu durum akademik yazında yeralan çok sayıda çalışmanın bulguları ile örtüşmektedir.

iv. Portföyde yeralan menkul kıymet çeşit sayısının arttırılmasına bağlı olarak görece daha durağan beta değerleri elde edilmektedir. Özellikle, beş ve daha fazla menkul kıymet çeşit sayısı içeren portföylerin betaları daha durağan bir yapıya işaret etmektedir. Portföy oluşturmak yoluyla elde edilen beta değerlerinin tahmin için kullanımı daha güvenilir olacaktır. Bu bulgu da akademik yazındaki çalışmaların bulgularına paralellik göstermektedir.

v. İMKB’de tekil beta değerlerinin zaman içerisinde ortalamaya yaklaşma eğiliminin yüksek olmadığı tespit edilmiştir. Bu bulgu akademik deneysel yazında konuya öncüllük teşkil eden Blume’un, betaların zaman içerisinde ortalamaya yaklaşma eğilimi gösterdikleri biçimindeki tespiti ile çelişmektedir; ancak, Baesel’in ve ona ait yöntemi kullanarak Türk Sermaye Piyasası’ndaki durumu inceleyen Odabaşı’nın, yüksek/düşük tarihsel betalı hisse senetlerinin bir sonraki dönem betasının da yüksek/düşük olma olasılığının daha fazla olduğu bulgularıyla örtüşmektedir.

6.7.2. Beta Tahmin Modellerinin İncelenmesi ve Elde Edilen Bulgular

6.7.2.1. Düzeltilmemiş Model’in İncelenmesi ve Elde Edilen Bulgular

Kısım 5.1.’de incelenen Düzeltilmemiş Model kısaca hatırlanacak olursa (t-1) dönemindeki betanın (t) dönemi için en iyi tahminleyen olduğu fikrine dayanmakta ve $\hat{\beta}_{i,t} = \beta_{i,t-1}$ biçiminde ifade edilmektedir.

Çalışmada hem 1995-1998 hem 1999-2002 hem de 2002-2006 dönemleri tahmin dönemi alınarak bir önceki döneme ait tarihsel betanın iyi bir tahminleyen

olup olmadığı hata istatistikleri ile incelenmiştir. Yukarıda hesaplama biçimleri verilen hata istatistiklerinin kullanılması ile elde edilen değerler Tablo 11’de görülmektedir.

Tablo 11: 1995-1998 Dönemine Ait Düzeltilmemiş Beta Katsayılarının Hata İstatistikleri

	n=1	n=2	n=3	n=5	n=8	n=10
OHK						
Günlük	0.0321	0.0224	0.0213	0.0190	0.0147	0.0139
Haftalık	0.0375	0.0277	0.0211	0.0193	0.0196	0.0167
Aylık	0.0686	0.0580	0.0568	0.0404	0.0390	0.0389
OMHY						
Günlük	0.1734	0.1461	0.1472	0.1424	0.1322	0.1301
Haftalık	0.1738	0.1448	0.1271	0.1262	0.1187	0.1218
Aylık	0.2514	0.2186	0.2216	0.1882	0.1822	0.1871

Tablo 11 incelendiğinde, 1995-1998 tahmin döneminde tüm gözlem sıklıkları için her iki hata istatistiğine göre de tekil hisse senetleri yerine portföy kullanılmasının beta tahmininin başarısını arttırdığı ortadadır. Hatalardaki azalış, portföyde yer alan menkul kıymet çeşit sayısındaki artışla paralel görülmektedir. Tekil hisse senetleri ile ikili portföyler incelendiğinde hatalardaki azalma görece yüksek ve hızlıdır. OMHY istatistiği incelendiğinde, ikili portföylerin tekil hisse senetlerine göre günlük, haftalık ve aylık gözlem sıklıkları için sırasıyla % 2.7, % 2.9 ve % 3.3 daha az hatalı tahmin edildiği görülmektedir. Ancak, çeşitlendirme arttıkça hatalar azalmaya devam etse bile azalış miktarı küçülmektedir. Özellikle, beş ve daha fazla menkul kıymet çeşit sayısı içeren portföylerde tüm gözlem sıklıkları için hatadaki azalış % 1 ve altında gerçekleşmektedir.

Bu durum, akademik yazındaki konuya ilişkin çalışmaların daha önce incelenen genel bulguları ile örtüşmektedir. Diğer bir deyişle, tekil hisse senetlerine ait beta değerlerinin bir tahminleyen olarak kullanımının güvenilir olmadığı, ancak portföyde yeralan menkul kıymet çeşit sayısındaki artışa bağlı olarak tahmin başarısının arttığı görülmektedir. Yine ülkemizdeki çalışmalara da paralel biçimde

portföydeki menkul kıymet çeşit sayısının beş ve üzerinde olması durumunda elde edilen betaların tahminleyen olarak daha güvenilir olduğu söylenebilir.

Tablo 11 gözlem sıklıklarının beta tahmini üzerindeki etkisi açısından incelendiğinde beta tahminlerinin gözlem sıklığına duyarlı olduğu görülmektedir. Öncelikle tekil hisse senetleri için yapılan inceleme günlük ve haftalık gözlem sıklığının birbirleriyle çok yaklaşık ve aylıktan daha düşük bir hata içerdiğini göstermektedir. Tekil hisse senetleri için günlük veri kullanımı ile tahminlenen beta hem OHK istatistiğine (0,0321) hem de OMHY istatistiğine (0,1734) göre en düşük hatayı içermektedir. Portföyler incelendiğinde ise tekil hisse senetlerine benzer biçimde, her iki hata istatistiğine göre de en yüksek hatalar aylık gözlem sıklığı kullanımında oluşmaktadır. Ancak, günlük ve haftalık gözlem sıklıkları karşılaştırmalı olarak incelendiğinde ise iki hata istatistiğinin farklı gözlem sıklıklarını öne çıkardığı dikkati çekmektedir. OHK istatistiğine göre günlük gözlem sıklığı ile elde edilen tahminler daha başarılı iken, OMHY istatistiği haftalık gözlem sıklığının tahminlerde daha başarılı olduğunu bulgulamaktadır.

Bu durum, hata istatistiklerinin veri setinin yapısına göre bazı durumlarda birbirleriyle çelişen sonuçlar vermesi ile ilgilidir. Genel olarak veri setinin ölçeği, veri sayısı, değişim oranının farklılaşması ve sapmalar bu farklılaşmaların nedenleri arasında yer almaktadırlar.* OHK istatistiği yapısı gereği büyük hataları cezalandırırken, OMHY istatistiği hata büyüklüklerinden çok göreliliklerine önem vermektedir. Tahmin performansının ölçülmesinde hangi hata istatistiğinin tercih edilmesi gerektiğine ilişkin ortak bir görüş bulunmamaktadır. Burada, daha ziyade karar vericinin amacı ön plana çıkmaktadır. Eğer karar verici büyük bir hata için uyarılmak ya da birçok küçük hatayı bir büyük hataya tercih etmek istiyor ise kullanacağı istatistik OHK'dir. Karar verici, bir tahmin tekniğinin gücünü farklı seriler için ölçmek ve kıyaslamak istiyorsa bu kez OMHY istatistiği kullanılmalıdır.

* Veri setindeki farklılaşmaların hata istatistikleri üzerindeki etkileri ve karşılaştırmalı olarak incelenmesine ilişkin daha fazla bilgi için bkz.: Serra Eren Sarioğlu, **Değişkenlik Modelleri ve İMKB Hisse Senetleri Piyasası'nda Değişkenlik Modellerinin Kesitsel Olarak İrdelenmesi**, İktisadi Araştırmalar Vakfı, Ünal Aysal Tez Değerlendirme Yarışma Dizisi, İstanbul, 2006, s. 313-330

Bu noktada, hem hata istatistiklerinin farklılaşmalarının kaynağına inebilmek hem de hataların özellikle gözlem sıklığına bağlı değişimlerinin nedenlerini daha iyi belirleyebilmek amacıyla daha ayrıntılı bir inceleme yapmak gerekmektedir. Bu amaca yönelik olarak akademik deneysel yazındaki uygulamalara paralel olarak OHK hata istatistiğini bileşenlerinin incelenmesi yoluna gidilmiştir.

Tablo 12: 1995-1998 Dönemine Ait Düzeltilmemiş Beta Katsayılarının OHK İstatistiğinin Bileşenlerinin İncelenmesi

	Portföydeki Menkul Kıymet Çeşit Sayısı					
	n=1	n=2	n=3	n=5	n=8	n=10
Günlük						
OHK	0.0321	0.0224	0.0213	0.0190	0.0147	0.0139
<i>OHK Bileşenleri</i>						
Sapma	0.0054	0.0054	0.0051	0.0041	0.0041	0.0041
Etkinsizlik	0.0147	0.0125	0.0135	0.0139	0.0100	0.0096
Rassal Hata	0.0120	0.0045	0.0027	0.0010	0.0005	0.0003
Haftalık						
OHK	0.0375	0.0277	0.0211	0.0193	0.0196	0.0167
<i>OHK Bileşenleri</i>						
Sapma	0.0011	0.0011	0.0005	0.0003	0.0003	0.0003
Etkinsizlik	0.0203	0.0192	0.0166	0.0170	0.0170	0.0162
Rassal Hata	0.0161	0.0074	0.0039	0.0019	0.0022	0.0002
Aylık						
OHK	0.0686	0.0580	0.0568	0.0404	0.0390	0.0389
<i>OHK Bileşenleri</i>						
Sapma	0.0195	0.0195	0.0183	0.0137	0.0137	0.0137
Etkinsizlik	0.0292	0.0288	0.0323	0.0254	0.0245	0.0250
Rassal Hata	0.0199	0.0098	0.0062	0.0012	0.0007	0.0002

Tablo 12 sapma bileşeni dikkate alınarak incelendiğinde, verili bir menkul kıymet çeşit sayısı içeren portföy için toplam OHK değerinin günlük gözlem sıklığında en düşük hatayı sağlamasına rağmen, haftalık gözlemlerin sapmayı en aza indirdiği kolaylıkla görülebilir. Bu durum, bir yandan haftalık beta değerlerinin daha durağan yapısına işaret ederken, aynı zamanda OMHY istatistiğinin OHK istatistiğinden farklı olarak haftalık gözlem sıklığını öne çıkarmasının nedenini de ortaya koymaktadır. Zira, belirtildiği üzere OMHY istatistiğinde sapmaların görece büyüklükleri önem taşımaktadır. Bu durumda, OMHY istatistiğinin, sapmayı azaltan

gözlem sıklığını öne çıkardığı görülmektedir. Verili bir gözlem sıklığı için sapma bileşenin, özellikle beş ve daha fazla menkul kıymet çeşit sayısı içeren portföylerde değişmediği görülmektedir. Bu durum, daha önce sadece toplam OHK incelemesine bağlı olarak tespit edilen, portföydeki menkul kıymet çeşidinin belli bir sayının üzerine çıkması halinde tahmin başarısının pek fazla etkilenmediğine ilişkin bulgunun nedenini oluşturmaktadır.

Yine verili bir gözlem sıklığı için portföydeki menkul kıymet çeşit sayısındaki artışa paralel olarak etkinsizliğin düşme eğiliminde olduğu görülmektedir. Bu durum, özellikle tekil hisse senedi ile ikili portföylerin etkinsizlik değerlerinde belirgin biçimde kendini göstermekte iken, diğerlerindeki kıyaslar bu etkinin azaldığına işaret etmektedir. Diğer yandan, verili bir menkul kıymet çeşit sayısı içeren portföyde etkinsizlik en yüksek değerlerine aylık gözlem sıklığında ulaşmaktadır. Tüm bu kıyaslamalar, hem portföydeki menkul kıymet çeşit sayısını artırmak yoluyla durağanlığın arttığına hem de aylık gözlemlerin durağanlığının daha düşük olduğunun kanıtıdır.

Veri bir gözlem sıklığı için portföydeki menkul kıymet çeşit sayısı arttıkça rassal hata azalmaktadır. Bu durum, daha önce incelenen portföydeki çeşit sayısının artışına bağlı olarak dönemler arası korelasyonun artışı ile ilintilidir.* Verili bir çeşit sayısında ise gözlem sıklığındaki artış rassal hatayı azaltmaktadır. Her durumda günlük gözlem sıklığı ile yapılan beta tahminlerinin rassal hatası daha düşüktür. Bunun anlamı ise günlük getiriler ile yapılan beta tahminlerinin beklenmeyen değişimleri tahmin gücünün daha yüksek olduğudur.

1999-2002 tahmin dönemine ilişkin düzeltilmemiş betaların hata istatistikleri ise Tablo 13'te gösterilmiştir. Bu dönemde de bir önceki dönemin bulgularına paralel olarak, portföy kullanımının her durumda tekil hisse senetlerinden daha başarılı tahminler elde edilmesini sağladığı bulgulanmıştır. Bir diğer benzer nokta, tekil hisse senetlerinden ikili portföylere geçilmesi durumunda hatalardaki azalışın görece diğer portföyler arasındaki farklılaşmalardan daha yüksek olmasıdır. OMHY istatistiği

* Bahsedilen dönemler arası korelasyon katsayılarının hem portföydeki menkul kıymet çeşit sayısına hem de gözlem sıklığına bağlı değerleri Tablo 8 ve Tablo 9'da izlenebilir.

incelendiğinde, ikili portföylerle yapılan tahmin hatalarının tekil hisse senetlerine görece günlük gözlem sıklığı için % 3,4, haftalık gözlem sıklığı için % 3,7 ve aylık gözlem sıklığı için ise % 3,9 azaldığı görülmektedir. Hatalar, portföydeki menkul kıymet çeşit sayısı arttıkça azalmaya devam etmekte, ancak özellikle beş ve daha fazla çeşit sayısı içeren portföylerde azalış miktarı % 1 civarında ve altında gerçekleşmektedir.

Tablo 13: 1999-2002 Dönemine Ait Düzeltilmemiş Beta Katsayılarının Hata İstatistikleri

	n=1	n=2	n=3	n=5	n=8	n=10
OHK						
Günlük	0.0205	0.0154	0.0152	0.0107	0.0097	0.0102
Haftalık	0.0316	0.0232	0.0170	0.0144	0.0152	0.0130
Aylık	0.0359	0.0234	0.0163	0.0118	0.0084	0.0087
OMHY						
Günlük	0.1730	0.1394	0.1437	0.1210	0.1191	0.1189
Haftalık	0.2115	0.1744	0.1419	0.1370	0.1455	0.1342
Aylık	0.1768	0.1376	0.1095	0.0978	0.0851	0.0887

Gözlem sıklıklarına ilişkin olarak yapılan incelemede ise, 1999-2002 döneminde yine bir önceki dönemin bulgularına paralel olarak tekil hisse senetleri için her iki istatistiğe göre de günlük gözlem sıklığının en düşük hata içerdiği bulgulanmıştır. Ancak portföyler söz konusu olduğunda durum değişmekte ve bulguların gözlem sıklığına duyarlı olarak farklılaştığı görülmektedir. OHK istatistiğine göre iki, üç ve beş çeşit menkul kıymet içeren portföylerde günlük gözlem sıklığı en iyi tahmini sağlamakta iken sekizli ve onlu portföylerde aylık gözlem sıklığı en iyi performansı göstermektedir. OMHY istatistiği için ise portföydeki menkul kıymet çeşit sayısından bağımsız olarak aylık gözlem sıklığının tahmin hatasını en aza indirdiği görülmektedir. Hatta, bu istatistiğe göre, tekil hisse senetleri için dahi günlük ile aylık arasındaki farkın çok düşük olduğu gözlemlenmiştir.

Tablo 14: 1999-2002 Dönemine Ait Düzeltilmemiş Beta Katsayılarının OHK İstatistiğinin Bileşenlerinin İncelenmesi

	Portföydeki Menkul Kıymet Çeşit Sayısı					
	n=1	n=2	n=3	n=5	n=8	n=10
Günlük						
OHK	0.0205	0.0154	0.0152	0.0107	0.0097	0.0102
<i>OHK Bileşenleri</i>						
Sapma	0.0092	0.0092	0.0087	0.0084	0.0084	0.0084
Etkinsizlik	0.0010	0.0010	0.0009	0.0010	0.0010	0.0014
Rassal Hata	0.0103	0.0053	0.0056	0.0013	0.0003	0.0005
Haftalık						
OHK	0.0316	0.0232	0.0170	0.0144	0.0152	0.0130
<i>OHK Bileşenleri</i>						
Sapma	0.0088	0.0088	0.0080	0.0077	0.0077	0.0077
Etkinsizlik	0.0032	0.0037	0.0030	0.0033	0.0041	0.0032
Rassal Hata	0.0195	0.0106	0.0059	0.0035	0.0035	0.0021
Aylık						
OHK	0.0359	0.0234	0.0163	0.0118	0.0084	0.0087
<i>OHK Bileşenleri</i>						
Sapma	0.0017	0.0017	0.0009	0.0003	0.0003	0.0003
Etkinsizlik	0.0119	0.0116	0.0093	0.0058	0.0062	0.0082
Rassal Hata	0.0222	0.0101	0.0061	0.0057	0.0019	0.0003

Yukarıdaki tespitlerin ve bu tespitler arasındaki farklılaşmaların nedenlerini inceleyebilmek amacıyla hazırlanan ve 1999-2002 dönemine ait OHK bileşenlerini gösteren Tablo 14 sapma bileşeni dikkate alınarak incelendiğinde, verili bir menkul kıymet çeşit sayısı içeren portföyler için (sekizli ve onlu portföyler hariç) toplam OHK değerinin günlük gözlem sıklığında en düşük hatayı sağlamasına rağmen, aylık gözlemlerin sapmayı en aza indirdiği görülebilir. Bu durum, daha önce incelendiği üzere OMHY istatistiğinin aylık gözlem sıklığında daha düşük değerler almasının nedenini oluşturmaktadır. Yine, 1995-1998 dönemi bulgularına paralel olarak, sapma bileşenin beş ve daha fazla menkul kıymet çeşidi içeren portföylerde değişmemesi de portföydeki menkul kıymet çeşidinin belli bir sayının üzerine çıkması halinde tahmin başarısının pek fazla etkilenmediğine ilişkin bulgunun nedenini oluşturmaktadır.

Verili bir menkul kıymet çeşit sayısı içeren portföyde gözlem sıklığındaki artış rassal hatayı azaltmaktadır. Bu durumun tek istisnası on çeşit menkul kıymet

içeren portföylerde aylık getiri ile yapılan tahminlerin rassal hatalarının günlüklerden daha düşük olmasıdır. Bu durum, özellikle sekizli ve onlu portföylerde OHK istatistiğinin aylık gözlem sıklığını öne çıkarmasının nedenidir. Yine, bir önceki alt dönem incelemesinin bulgularına paralel olarak, verili bir gözlem sıklığı için çeşit sayısı arttıkça rassal hata azalmaktadır. Bu durum, daha önce de ifade edildiği üzere çeşit sayısının artışına bağlı olarak dönemler arası korelasyonun artışı ile ilintilidir.* Bu bulgular incelendiğinde, 1999-2002 dönemi için de günlük getiriler ile yapılan beta tahminlerinin, beklenmeyen değişimleri tahmin gücünün daha yüksek olduğu kolaylıkla söylenebilir.

Son olarak düzeltilmemiş beta modelinin 2003-2006 tahmin dönemi için uygulaması yapılmış ve elde edilen hata istatistik değerleri Tablo 15’de gösterilmiştir.

Tablo 15: 2003-2006 Dönemine Ait Düzeltilmemiş Beta Katsayılarının Hata İstatistikleri

	n=1	n=2	n=3	n=5	n=8	n=10
OHK						
Günlük	0.0133	0.0109	0.0102	0.0103	0.0079	0.0058
Haftalık	0.0312	0.0246	0.0271	0.0188	0.0133	0.0132
Aylık	0.0392	0.0241	0.0198	0.0098	0.0100	0.0044
OMHY						
Günlük	0.1362	0.1249	0.1156	0.1137	0.1143	0.0958
Haftalık	0.2633	0.2116	0.2203	0.1922	0.1475	0.1442
Aylık	0.2335	0.1859	0.1602	0.1112	0.1074	0.0666

2003-2006 döneminde de diğer iki dönemin bulgularına paralel olarak, portföy kullanımının her durumda tekil hisse senetlerinden daha başarılı tahminler elde edilmesini sağladığı bulgulanmıştır. Yine diğer dönemlerin bulgularına benzer biçimde tekil hisse senetleri ile ikili portföyler incelendiğinde hatalardaki azalma

* Bahsedilen dönemler arası korelasyon katsayılarının hem portföydeki menkul kıymet çeşit sayısına hem de gözlem sıklığına bağlı değerleri Tablo 8 ve Tablo 9’da izlenebilir.

görece yüksek ve hızlıdır. OMHY istatistiği incelendiğinde, ikili portföylerle yapılan tahmin hatalarının tekil hisse senetlerine görece günlük gözlem sıklığı için % 1,1, haftalık gözlem sıklığı için % 5,2 ve aylık gözlem sıklığı için ise % 4,8 azaldığı görülmektedir. Hatalar, portföydeki menkul kıymet çeşit sayısı arttıkça azalmaya devam etmektedir. Ancak bu dönemin bulguları diğer dönemlerden farklı biçimde hatalardaki azalışın özellikle beş ve daha fazla çeşit sayısı içeren portföylerde % 1 veya daha az olduğuna dair net bir kanıt sunmamaktadır.

Gözlem sıklıklarına ilişkin olarak yapılan incelemede ise, 2003-2006 döneminde yine diğer iki dönemin bulgularına paralel olarak tekil hisse senetleri için her iki istatistiğe göre de günlük gözlem sıklığının en düşük hata içerdiği bulgulanmıştır. Ancak portföyler söz konusu olduğunda durum değişmekte ve bulguların gözlem sıklığına duyarlı olarak farklılaştığı görülmektedir. OHK istatistiğine göre 2, 3 ve 8 çeşit menkul kıymet içeren portföylerde günlük gözlen sıklığı en iyi tahmini sağlamakta iken 5 ve 10 çeşit menkul kıymet içeren portföylerde aylık gözlem sıklığının en iyi performansı göstermektedir. OMHY istatistiğinden elde edilen bulgular OHK ile yüksek oranda paralellik göstermektedir. Bunun tek istisnası sekiz çeşit menkul kıymet içeren portföylerde OMHY istatistiğinin OHK'den farklı olarak en düşük hata değerine aylık gözlem sıklığında ulaşmasıdır.

Yukarıdaki tespitlerin ve bu tespitler arasındaki farklılaşmaların nedenlerini inceleyebilmek amacıyla hazırlanan ve 2003-2006 dönemine ait OHK bileşenlerini gösteren Tablo 16 incelendiğinde 1, 2 ve 3 çeşit menkul kıymet içeren portföylerde günlük ve aylık gözlem sıklıkları için sapma değerlerinin görece birbirine yakın değerler almasına karşın 5 ve daha fazla çeşit menkul kıymet içeren portföylerde aynı durumdan bahsedilemeyeceği görülmektedir. Bu portföylerde aylık gözlem sıklığında elde edilen sapma değerleri günlük gözlem sıklığı için elde edilenlerden oldukça düşüktür. Bu durum esas olarak her iki hata istatistiğine ait değerlerin ilgili portföyler için günlük yerine aylık gözlem sıklığında en düşük değerlerine ulaşmasının da nedenini oluşturmaktadır. Ayrıca, diğer dönemlerdeki bulgulardan farklı biçimde 2003-2006 döneminde sapma bileşeninin tüm gözlem sıklıkları için

geçerli olmak üzere belirli bir çeşit sayısından itibaren sabitlenmesinden bahsedilememektedir.

Tablo 16: 2003-2006 Dönemine Ait Düzeltilmemiş Beta Katsayılarının OHK İstatistiğinin Bileşenlerinin İncelenmesi

	Portföy Büyüklükleri					
	n=1	n=2	n=3	n=5	n=8	n=10
Günlük						
OHK	0.0133	0.0109	0.0102	0.0103	0.0079	0.0058
<i>OHK Bileşenleri</i>						
Sapma	0.0054	0.0056	0.0054	0.0052	0.0042	0.0034
Etkinsizlik	0.0021	0.0027	0.0022	0.0034	0.0034	0.0020
Rassal Hata	0.0058	0.0025	0.0026	0.0018	0.0003	0.0004
Haftalık						
OHK	0.0312	0.0246	0.0271	0.0188	0.0133	0.0132
<i>OHK Bileşenleri</i>						
Sapma	0.0168	0.0150	0.0168	0.0125	0.0096	0.0093
Etkinsizlik	0.0041	0.0063	0.0074	0.0049	0.0027	0.0029
Rassal Hata	0.0103	0.0033	0.0030	0.0014	0.0009	0.0010
Aylık						
OHK	0.0392	0.0241	0.0198	0.0098	0.0100	0.0044
<i>OHK Bileşenleri</i>						
Sapma	0.0056	0.0049	0.0056	0.0030	0.0026	0.0015
Etkinsizlik	0.0074	0.0067	0.0080	0.0043	0.0054	0.0029
Rassal Hata	0.0263	0.0125	0.0063	0.0025	0.0021	0.0000

Verili bir menkul kıymet çeşit sayısı içeren portföyde gözlem sıklığındaki artış rassal hatayı azaltmaktadır. Bu durumun tek istisnası on çeşit menkul kıymet içeren portföylerde aylık getiri ile yapılan tahminlerin rassal hatalarının günlüklerden daha düşük olmasıdır. Yine, diğer iki alt dönem incelemesinin bulgularına paralel olarak, verili bir gözlem sıklığı için çeşit sayısı arttıkça rassal hata genel olarak azalmaktadır. Bu durum, daha önce de ifade edildiği üzere çeşit sayısının artışına bağlı olarak dönemler arası korelasyonun artışı ile ilintilidir.* Bu bulgular

* Bahsedilen dönemler arası korelasyon katsayılarının hem portföydeki menkul kıymet çeşit sayısına hem de gözlem sıklığına bağlı değerleri Tablo 8 ve Tablo 9'da izlenebilir.

incelendiğinde, 2003-2006 dönemi için de günlük getiriler ile yapılan beta tahminlerinin, beklenmeyen değişimleri tahmin gücünün daha yüksek olduğu (10 çeşit menkul kıymet içeren portföyler hariç) görülmektedir.

Her üç tahmin döneminin bulguları birlikte incelendiğinde aşağıdaki değerlendirmeleri yapmak mümkündür:

1. Portföy oluşturmak yoluyla yapılan beta tahminleri tekil hisse senetlerine göre daha başarılıdır. Bu durum akademik deneysel yazında yeralan bulgularla uyumluluk göstermektedir.

i. Portföydeki menkul kıymet çeşit sayısındaki artışa bağlı olarak beta görece durağanlaşmaktadır.

ii. Ancak, hem 1995-1998 hem de 1999-2002 dönemlerine ait bulgular portföydeki menkul kıymet çeşit sayısındaki artışın hatalardaki küçülmeyi azalan oranda etkilediğini göstermektedir. Söz konusu dönemlerde özellikle tahminlerdeki sapmanın belli bir çeşit sayısından itibaren sabitlenmesi ile açıklanan bu durum akademik yazındaki çalışmaların bulgularını destekler niteliktedir.

iii. Çalışmada, her üç alt dönemin ortak bulguları doğrultusunda, beş çeşit menkul kıymet içeren portföyler oluşturmak yoluyla tahmin hatalarının belirgin biçimde azaltılabileceği tespit edilmiştir. Çeşit sayısı daha fazla olan portföylerin tahmin hatalarını azaltıcı etkisi özellikle 1995-1998 ve 1999-2002 dönemlerinde görece önemsizleşmektedir.

2. Tarihsel betanın bir tahminleyen olarak kullanımında gözlem sıklığı etkisi görülmektedir. Beta tahminlerinin başarısı, ilgili dönem için kullanılan gözlem sıklıklarına duyarlıdır.

i. OHK istatistiğinin bulguları genel olarak her üç alt dönem için de günlük getiriler kullanılarak ölçülen betaların bir sonraki döneme ilişkin tahminlerinin daha başarılı olduğunu göstermektedir. Bu başarının temelinde tahminlerin rassal hatalarının, gözlem sıklığındaki artışa paralel olarak azalması yatmaktadır. Rassal hata ise aynı zamanda dönemler arası korelasyonlar ile ilintili olduğu için, tarihsel betanın tahminleyen olarak başarısı, günlük getiri ile ölçülen betaların dönemler arası korelasyonunun görece yüksek olmasından kaynaklanmaktadır.

ii. OMHY istatistiđi 1995-1998 tahmin dnemi iin haftalık ve 1999-2002 tahmin dnemi iin ise aylık gzlem sıklıđı kullanılarak yapılan tahminlerin daha başarılı olduđunu gstermektedir. OHK istatistiđi ile eliřen bu bulguların sebebi arařtırıldıđında, OMHY istatistiđinin tahminlerdeki sapmanın grelili byklđn daha fazla vurgulayarak başarıyı belirlediđi ve kıyasladıđı grlmřtr.

iii. Yukarıdaki iki tespit birlikte incelendiđinde, gnlk getiri kullanımı ile yapılacak beta tahminlerinin beklenmeyen deđiřimlerin etkisini iermek konusunda daha başarılı olacađı grlmektedir. Tarihsel betanın bir tahminleyen olarak kullanımında gzlem sıklıđının azaltılması dođal olarak ortalama tahmini betaların ortalama gerek beta deđerlerinden sapmasını azaltmaktadır; ancak, aynı zamanda modelin beklenmeyen deđiřimlere duyarlılıđını azaltarak, toplamda, tahmin gcn de dřrmektedir. Bu nedenle, zellikle hem sermaye piyasasında verili bir dneme ait sistematik risk incelenirken beklenmeyen deđiřimlerin gzlemlendiđi hem de sistematik riski tahmin etmekzere gelecekteki bir dnemzzerinde inceleme yapılırken bu trden deđiřimlerin ngrldđ durumlarda gzlem sıklıđının arttırılması gerekmektedir.

6.7.2.2. Tarihsel Betanın Eđilimini Dikkate Alan Dzeltme Modellerinin İncelenmesi ve Elde Edilen Bulgular

Bu kısımda ncelikle Blume ve Vasicek Modelleri’nin bulguları ayrı ayrı tanıtılmıřtır; ardından, bu modeller ile dzeltilmemiř betanın kıyaslamalı incelemesi yapılmıřtır.

6.7.2.2.1. Blume Dzeltme Modeli’nin İncelenmesi ve Elde Edilen Bulgular

Kısım 5.2.1.1.’de incelenen bu modele gre, birbirini takip eden iki dnemdeki beta deđerleri arasındaki iliřki regresyon analizi ile belirlenerek elde edilen denklemin katsayıları bir sonraki dnem iin tahmini beta deđerini oluřturmakzere kullanılmaktadır. Bu durumda t dneminde ait tahmini beta deđerini ařađıdaki gibi elde edilmektedir.

$$\hat{\beta}_{i,t} = a + b.\beta_{i,t-1} \quad (43)$$

Bu ifadede yer alan a ve b katsayıları ise aşağıdaki regresyon denkleminde elde edilmektedir.

$$\beta_{i,t-1} = a + b.\beta_{i,t-2} \quad (45)$$

Çalışmada, 1991-1994 (t-2) ve 1995-1998 (t-1) kestirim dönemleri olarak alınmak yoluyla yapılan regresyondan elde edilen katsayılar 1999-2002 dönemi için tahminlerin oluşturulmasında, 1995-1998 (t-2) ve 1999-2002 (t-1) kestirim dönemleri olarak alınmak yoluyla yapılan regresyondan elde edilen katsayılar ise 2003-2006 dönemi için tahminlerin oluşturulmasında kullanılmıştır. Daha sonra, aynı tahmin dönemlerine ait tarihsel beta değerleri ile Blume Modeli'nden elde edilen tahmini beta değerleri kullanılarak hata istatistikleri hesaplanmıştır. Modelin kullanımı ile elde edilen tekil hisse senetlerine ait tahmini beta değerleri Ek 2'de görülebilir.

Tablo 17'de 1991-1994 (t-2) ve 1995-1998 (t-1) kestirim dönemleri arasında yapılan regresyon analizinden elde edilen katsayılar ve ilgili test sonuçları yer almaktadır.

Tablo 17: 1999-2002 Tahmin Dönemi İçin Oluşturulan Blume Modeli'ne İlişkin Regresyon Denklemlerinin Katsayıları

	a	t istatistiği	Anlamlılık	b	t istatistiği	Anlamlılık	R ²
Günlük	0.583	6.264	0.000	0.303	3.114	0.003	0.188
Haftalık	0.681	6.817	0.000	0.232	2.198	0.033	0.103
Aylık	0.618	6.243	0.000	0.290	3.196	0.003	0.196

Oluşturulan regresyon denklemlerine ait katsayıların anlamlılıklarının yüksek olduğu görülmektedir. Ayrıca, aylık gözlem sıklığına dayalı betaların kullanımı ile oluşturulan modelin R² ile ifade edilen açıklayıcılığı diğerlerinden yüksektir. Tablo 17'de yer alan katsayıların kullanımı ile elde edilen 1999-2002 dönemine ait tahmini beta değerlerine ilişkin tanımsal istatistikler ise Tablo 18'de gösterilmiştir.

Tablo 18: 1999-2002 Dönemine Ait Blume Modeli ile Tahminlenmiş Beta Katsayılarına İlişkin Tanımsal İstatistikler

	Günlük	Haftalık	Aylık
Ortalama Beta	0.8457	0.8893	0.8867
Standart Hata	0.0056	0.0047	0.0069
Minimum Beta	0.7718	0.8187	0.7972
Maksimum Beta	0.9281	0.9452	0.9987
Standart Sapma	0.3722	0.0314	0.0416
Varyans	0.0010	0.0010	0.0020

1999-2002 dönemi için Blume Modeli ile tahminlenen beta katsayıları ve ilgili dönemin gerçek tarihsel beta katsayıları kullanılarak hesaplanan hata istatistikleri Tablo 19’da gösterilmiştir.

Tablo 19: 1999-2002 Dönemine Ait Blume Modeli ile Tahminlenmiş Beta Katsayılarının Hata İstatistikleri

	n=1	n=2	n=3	n=5	n=8	n=10
OHK						
Günlük	0.0186	0.0135	0.0142	0.0099	0.0090	0.0086
Haftalık	0.0291	0.0198	0.0159	0.0139	0.0135	0.0125
Aylık	0.0223	0.0101	0.0061	0.0058	0.0019	0.0004
OMHY						
Günlük	0.1640	0.1354	0.1377	0.1206	0.1181	0.1170
Haftalık	0.2107	0.1563	0.1422	0.1397	0.1327	0.1310
Aylık	0.1482	0.0953	0.0827	0.0761	0.0443	0.0187

Tablo 19’deki bulgular incelendiğinde en yüksek hataların tüm gözlem sıklıkları için tekil hisse senetlerinin tahmininde olduğu ve beta tahmin hatalarının portföydeki menkul kıymet çeşit sayısı arttıkça azaldığı görülmektedir. Özellikle, ikili portföylerin tahmin hatalarındaki azalış günlük gözlem sıklığı için % 2,9, haftalık gözlem sıklığı için % 5,4 ve aylık gözlem sıklığı için % 5,3 oranında gerçekleşmiştir. Diğerlerinde özellikle günlük ve haftalık gözlem sıklıkları için tahmin hatalarındaki azalış oldukça küçük ve birbirine yakındır. Ancak, aylık gözlem sıklığı söz konusu olduğunda tahmin hatalarındaki azalışın daha fazla olduğu görülmektedir. Örneğin sekiz ve on çeşit menkul kıymet içeren portföylerin OMHY

istatistiğindeki azalış günlük ve haftalık gözlem sıklıkları için sırasıyla % 0,1 ve % 0,2 oranında iken, aylık gözlem sıklığı için aynı istatistikteki azalışın % 2,6 olduğu görülmektedir. Bu durum, portföydeki menkul kıymet çeşit sayısı ve gözlem sıklığı kombinasyonunun Blume Modeli'nin tahmin gücü üzerinde anlamlı biçimde etkili olduğunu göstermektedir.

Gözlem sıklıklarındaki farklılaşmanın tahmin hataları üzerindeki etkisi incelendiğinde ise, tekil hisse senetlerinde her iki hata istatistiğinin farklı gözlem sıklıklarında en düşük hatayı vermesi dışında, tüm diğer çeşit sayıları için her iki istatistik de aylık gözlem sıklığı için tahminlerin daha başarılı olduğunu göstermektedir. Ayrıca, verili bir çeşit sayısı için farklı gözlem sıklıklarının hata istatistiklerinde yarattığı farklılaşma incelendiğinde de aylık veri kullanımının diğer iki gözlem sıklığına görece yarattığı azalış oranı oldukça yüksektir. Örneğin on çeşit menkul kıymet içeren portföyler için OMHY istatistiği incelendiğinde haftalık veri yerine günlük veri kullanmak hatayı sadece % 1,4 azaltmakta iken, aynı portföy için haftalık veri yerine aylık veri kullanmak hatayı % 11,2 ve günlük veri yerine aylık veri kullanmak hatayı % 9,8 azaltmaktadır. Bu durum, tüm diğer portföylerde benzerdir. Modelin performansı üzerinde gözlem sıklığının belirgin biçimde etkisi olduğu görülmektedir.

Blume Modeli'nin 2003-2006 tahmin dönemi için uygulanabilmesine yönelik olarak 1995-1998 (t-2) ve 1999-2002 (t-1) kestirim dönemleri arasında yapılan regresyon analizinden elde edilen katsayılar ve ilgili test sonuçları Tablo 20'de yer almaktadır.

Tablo 20: 2003-2006 Tahmin Dönemi İçin Oluşturulan Blume Modeli'ne İlişkin Regresyon Denklemlerinin Katsayıları

	a	t istatistiği	Anlamlılık	b	t istatistiği	Anlamlılık	R ²
Günlük	0.105	0.849	0.401	0.766	5.475	0.000	0.448
Haftalık	0.228	1.467	0.151	0.642	3.777	0.001	0.278
Aylık	0.595	3.864	0.000	0.309	1.906	0.064	0.089

2003-2006 tahmin dönemi için günlük gözlem sıklığına dayalı betaların kullanımı ile oluşturulan modelin R² ile ifade edilen açıklayıcılığı diğerlerinden

oldukça yüksektir. Tablo 18’de yer alan katsayıların kullanımı ile elde edilen 2003-2006 dönemine ait tahmini beta değerlerine ilişkin tanımsal istatistikler ise Tablo 21’da gösterilmiştir.

Tablo 21: 2003-2006 Dönemine Ait Blume Modeli ile Tahminlenmiş Beta Katsayılarına İlişkin Tanımsal İstatistikler

	Günlük	Haftalık	Aylık
Ortalama Beta	0.7000	0.7460	0.8685
Standart Hata	0.0175	0.0173	0.0083
Minimum Beta	0.3827	0.4293	0.7348
Maksimum Beta	0.8855	0.9078	0.9559
Standart Sapma	0.1095	0.1083	0.0515
Varyans	0.0120	0.0120	0.0030

2003-2006 dönemi için Blume Modeli ile tahminlenen beta katsayıları ve ilgili dönemin gerçek tarihsel beta katsayıları kullanılarak hesaplanan hata istatistikleri Tablo 22’de gösterilmiştir.

Tablo 22: 2003-2006 Dönemine Ait Blume Modeli ile Tahminlenmiş Beta Katsayılarının Hata İstatistikleri

	n=1	n=2	n=3	n=5	n=8	n=10
OHK						
Günlük	0.0060	0.0029	0.0029	0.0027	0.0014	0.0009
Haftalık	0.0197	0.0079	0.0085	0.0053	0.0038	0.0044
Aylık	0.0304	0.0167	0.0102	0.0071	0.0068	0.0050
OMHY						
Günlük	0.0905	0.0684	0.0683	0.0724	0.0444	0.0388
Haftalık	0.1846	0.1153	0.1242	0.1033	0.0834	0.0902
Aylık	0.2176	0.1415	0.1086	0.0955	0.0948	0.0839

Tablo 22’deki bulgular incelendiğinde en yüksek hataların tüm gözlem sıklıkları için tekil hisse senetlerinin tahmininde olduğu ve beta tahmin hatalarının portföydeki menkul kıymet çeşit sayısı arttıkça azaldığı görülmektedir. Özellikle OMHY istatistiğinin değerleri üzerinden incelendiğinde, ikili portföylerin tahmin hatalarındaki azalış günlük gözlem sıklığı için % 2,2, haftalık gözlem sıklığı için %

6,9 ve aylık gözlem sıklığı için % 7,6 oranında gerçekleşmiştir. Diğerlerinde tüm gözlem sıklıkları için tahmin hatalarındaki azalış daha küçük ve birbirine yakındır.

Gözlem sıklıklarındaki farklılaşmanın tahmin hataları üzerindeki etkisi incelendiğinde ise her iki istatistik de günlük gözlem sıklığı için yapılan tahminlerin menkul kıymet çeşit sayısından bağımsız olarak daha başarılı olduğunu göstermektedir. Ayrıca, verili bir çeşit sayısı için farklı gözlem sıklıklarının hata istatistiklerinde yarattığı farklılaşma incelendiğinde de günlük veri kullanımının diğer iki gözlem sıklığına görece yarattığı azalış oranı oldukça yüksek düzeydedir. Örneğin on çeşit menkul kıymet içeren portföyler için OMHY istatistiği incelendiğinde haftalık veri yerine aylık veri kullanmak hatayı sadece % 0,63 azaltmakta iken, aynı portföy için haftalık veri yerine günlük veri kullanmak hatayı % 5,14 ve aylık veri yerine günlük veri kullanmak hatayı % 4,52 azaltmaktadır. Bu durum, tüm diğer portföylerde benzeşmektedir. Modelin performansı üzerinde gözlem sıklığının belirgin biçimde etkisi olduğu görülmektedir.

Blume Modeli'nin bulguları genel olarak yorumlandığında, verili bir gözlem sıklığı için portföydeki menkul kıymet çeşit sayısındaki artışın tahmin hatalarını azalttığı söylenebilir. Gözlem sıklığı açısından yapılan inceleme 1999-2002 tahmin dönemi için verili bir portföyde gözlem sıklığındaki azalışın tahmin hatalarını azalttığını ortaya koyarken 2003-2006 tahmin döneminde ise genel olarak verili bir portföyde gözlem sıklığındaki artışın tahmin hatalarını azalttığını göstermektedir. Sözkonusu iki tahmin dönemine ait bulguların ortak noktası modelin başarısının üzerinde gözlem sıklığının etkili olduğu biçimindedir. Bu bulgular düzeltilmemiş beta ile düzeltme modellerinin kıyasında da tekrar ele alınmış, özellikle OHK'nin bileşenleri kullanılarak daha detaylı biçimde incelenmiş ve kanıtlar irdelenmiştir.

6.7.2.2.2. Vasicek Düzeltme Modeli'nin İncelenmesi ve Elde Edilen Bulgular

Kısım 5.2.1.2.'de yapılan yapılan açıklamalar çerçevesinde model genel olarak aşağıdaki gibi oluşturulmuştur.

$$\hat{\beta}_{i,t} = w_i \cdot \beta_{i,t-1} + (1 - w_i) \cdot \bar{\beta}_{i,t-1} \quad (46)$$

$\hat{\beta}_{i,t}$: (i) hisse senedinin (t) dönemindeki tahmini beta katsayısı

$\beta_{i,t-1}$: (i) hisse senedinin (t-1) dönemi için tarihsel beta katsayısı

$\bar{\beta}_{t-1}$: (t-1) döneminde hisse senetlerinin ortalama tarihsel beta katsayısı

w_i : (i) hisse senedinin tahmini beta katsayısı için kullanılan ağırlık

Bu yöntemde dikkat edilmesi gereken en önemli nokta, her bir hisse senedi için kullanılacak ağırlık oluşturulurken hataların minimize edilebilmesi için, kullanılan parametrelerin (ortalama beta ve ortalama betanın standart sapması) mümkün olduğunca hisse senedinin ait olduğu örnekleme ilişkin mevcut en kesin bilgiyi içermesi gerekliliğidir. Bu durumda, (t-1) dönemi için regresyon yöntemiyle elde edilen betaları büyüklüklerine göre sıralayarak oluşturulan portföylerin, (t) dönemi için tahmini beta değerleri bulunmak isteniyorsa, mevcut örneklemin ortalama betası ve standart hatasının kullanılması en elverişli yöntem olacaktır. Tüm bu açıklamalar ışığında ağırlıklar aşağıdaki gibi oluşturulmuştur.

$$w_i = \frac{\sigma_{\bar{\beta}_{t-1}}^2}{\sigma_{\bar{\beta}_{t-1}}^2 + \sigma_{\beta_{i,t-1}}^2} \quad (47)$$

$\sigma_{\bar{\beta}_{t-1}}^2$: (t-1) dönemindeki mevcut örneklemin ortalama betasının varyansı

$\sigma_{\beta_{i,t-1}}^2$: (t-1) döneminde (i) hisse senedinin beta katsayısının varyansı

Bu durumda, ağırlıklar kullanılarak tahmini beta aşağıdaki gibi elde edilmiştir.

$$\hat{\beta}_{i,t} = \frac{\sigma_{\bar{\beta}_{t-1}}^2}{\sigma_{\bar{\beta}_{t-1}}^2 + \sigma_{\beta_{i,t-1}}^2} \cdot \beta_{i,t-1} + \frac{\sigma_{\beta_{i,t-1}}^2}{\sigma_{\bar{\beta}_{t-1}}^2 + \sigma_{\beta_{i,t-1}}^2} \cdot \bar{\beta}_{t-1} \quad (48)$$

Modelin kullanımı ile elde edilen tekil hisse senetlerine ait tahmini beta değerleri Ek 3’de görülebilir.

Çalışmada hem 1995-1998 hem 1999-2002 hem de 2003-2006 dönemleri tahmin dönemi alınarak Vasicek Modeli’nden elde edilen tahmini beta değerlerinin hata istatistikleri incelenmiştir.

Tablo 23: 1995-1998 Dönemine Ait Vasicek Modeli ile Tahminlenmiş Beta Katsayılarının Hata İstatistikleri

	n=1	n=2	n=3	n=5	n=8	n=10
OHK						
Günlük	0.030	0.020	0.019	0.017	0.013	0.013
Haftalık	0.032	0.022	0.016	0.014	0.015	0.012
Aylık	0.051	0.039	0.039	0.027	0.026	0.026
OMHY						
Günlük	0.169	0.141	0.142	0.138	0.126	0.123
Haftalık	0.160	0.128	0.111	0.108	0.105	0.106
Aylık	0.219	0.172	0.189	0.143	0.138	0.142

Tablo 23 incelendiğinde 1995-1998 dönemi için daha önceki bulgulara paralel olarak tekil hisse senetlerine ait her iki hata istatistiğinin de portföylere göre daha yüksek tahmin hatası içerdiği görülmektedir. Yine beş ve daha fazla çeşit menkul kıymet içeren portföylerin durağanlığının diğerlerine görece yüksek olduğu söylenebilir. Verili bir portföy için gözlem sıklığının etkisi incelendiğinde ise her iki hata istatistiğinin bulgularında farklılaşmalar tespit edilmiştir. Bu durumun nedenleri daha önce düzeltilmemiş beta kısmında belirtildiği gibidir. Vasicek Modeli'nde, 1995-1998 dönemi için OMHY istatistiği her durumda haftalık gözlem sıklığı ile yapılan tahminlerin daha başarılı olduğunu bulgulamaktadır. OHK istatistiği ise bir, iki ve sekiz çeşit menkul kıymet içeren portföylerde günlük gözlem sıklığını seçerken diğer portföyler için haftalık gözlem sıklığını seçmektedir. Ancak, OHK sonuçları daha dikkatle ele alındığında esas olarak haftalık ve günlük gözlem sıklıklarının hata büyüklükleri birbirine yaklaşıktır. Diğer bir deyişle günlük ya da haftalık gözlem sıklığı arasında tercih yapmak hata düzeyini çok fazla etkilememektedir. Bu durumun aylık gözlem sıklığı söz konusu olduğunda geçerliliğini yitirdiği görülmektedir. Tüm portföyler için aylık gözlem sıklığından elde edilen tahmin hatalarının diğer gözlem sıklıklarından elde edilen hatalardan farkı görece yüksektir. Bu bulgu Vasicek beta tahminlerinin gözlem sıklıklarına duyarlı olduğuna kanıttır.

Tablo 24: 1999-2002 Dönemine Ait Vasicek Modeli ile Tahminlenmiş Beta Katsayılarının Hata İstatistikleri

	n=1	n=2	n=3	n=5	n=8	n=10
OHK						
Günlük	0.020	0.015	0.015	0.010	0.010	0.010
Haftalık	0.030	0.020	0.015	0.013	0.013	0.012
Aylık	0.026	0.015	0.010	0.008	0.003	0.003
OMHY						
Günlük	0.173	0.138	0.146	0.125	0.124	0.123
Haftalık	0.213	0.160	0.137	0.127	0.126	0.124
Aylık	0.165	0.126	0.101	0.090	0.059	0.055

1999-2002 tahmin dönemi için yapılan incelemenin bulguları da portföyde içerilen menkul kıymet çeşit sayısı açısından yukarıdakileri destekler biçimdedir. Özellikle, OHK istatistiğinin bulguları beş ve daha fazla çeşit menkul kıymet içeren portföylerin beta tahminlerinde daha güvenilir olduğunu göstermektedir. Yine aynı istatistik, gözlem sıklığı veri iken özellikle sekiz ve on çeşit menkul kıymet içeren portföylerin tahmin hatalarının hemen hemen değişmediğini işaret etmektedir. OMHY istatistiğinin bulguları da aynı durumu destekler niteliktedir. Gözlem sıklığı için yapılan inceleme ise tekil hisse senetleri için iki istatistiğin farklı gözlem sıklığını tercih etme eğiliminde olduğunu göstermektedir. OHK istatistiğine göre, tekil hisse senetlerinde tahmin için günlük veri kullanımı hata istatistiğinin en küçük değeri almasını sağlamakta iken, OMHY istatistiğinde aynı durum için aylık gözlem sıklığı tercih edilmektedir. Ancak, günlük ve aylık gözlem sıklıklarının tekil hisse senetlerine ait hata istatistikleri arasındaki fark hem OHK istatistiğinde (0,006) hem de OMHY istatistiğinde (0,008) oldukça küçüktür. Diğer portföylerde ise her iki hata istatistiği paralellik göstermekte ve portföydeki menkul kıymet çeşit sayısı veri iken aylık gözlem sıklığının kullanılması durumunda en küçük hata değerlerini almaktadırlar. Bu dönem için Vasicek Modeli'nin başarısının, verili bir gözlem sıklığı için portföydeki menkul kıymet çeşit sayısındaki artışa ve verili bir çeşit sayısı için gözlem sıklığındaki azalışa paralel olarak arttığı söylenebilir.

Tablo 25: 2003-2006 Dönemine Ait Vasicek Modeli ile Tahminlenmiş Beta Katsayılarının Hata İstatistikleri

	n=1	n=2	n=3	n=5	n=8	n=10
OHK						
Günlük	0.0127	0.0103	0.0096	0.0099	0.0076	0.0056
Haftalık	0.0335	0.0216	0.0233	0.0172	0.0129	0.0133
Aylık	0.0329	0.0183	0.0129	0.0067	0.0072	0.0030
OMHY						
Günlük	0.1323	0.1213	0.1102	0.1082	0.1098	0.0903
Haftalık	0.2516	0.2023	0.2123	0.1850	0.1534	0.1574
Aylık	0.2192	0.1574	0.1312	0.0892	0.0835	0.0646

Tablo 25’den izlenebileceği üzere 2003-2006 tahmin dönemi için yapılan incelemenin bulguları da portföyde içerilen menkul kıymet çeşit sayısı açısından diğer iki tahmin dönemindekilere paralel biçimdedir. Diğer bir deyişle bu tahmin döneminde de tekil hisse senetlerine ait her iki hata istatistiğinin portföylere göre daha yüksek tahmin hatası içerdiği görülmekte ve çeşit sayısı arttıkça genel olarak tahmin hataları azalmaktadır. Gözlem sıklığı için yapılan inceleme ise her iki istatistiğinde veri bir çeşit sayısı için (beş menkul kıymet içeren portföyler hariç) aynı gözlem sıklığını seçtiğini göstermektedir. Ancak, çeşit sayısındaki farklılaşmaya bağlı olarak hatayı en aza indiren gözlem sıklığının farklılaştığı görülmektedir. Örneğin; tekil hisse senetleri için en düşük hata günlük gözlem sıklığında oluşmakta iken on çeşit menkul kıymet içeren portföylerde en düşük hata aylık gözlem sıklığında oluşmaktadır. Bu durum aynı modelin 1995-1998 tahmin dönemine ait bulgularına paralel olup Vasicek Modeli ile yapılan beta tahminlerinin gözlem sıklıklarına duyarlı olduğunu göstermektedir.

Her üç dönemin karşılaştırmalı incelemesi ise genel olarak Vasicek Modeli’nin verili bir gözlem sıklığı için çeşit sayısındaki artışa bağlı olarak daha başarılı tahminlerde bulunduğu işaret etmektedir. Ancak, portföydeki menkul kıymet çeşit sayısı veri iken hangi gözlem sıklığının seçilmesi gerektiği dönemden döneme farklılaşma göstermektedir. Bu bulgular düzeltilmemiş beta ile düzeltme

modellerinin kıyasında da tekrar ele alınmış, özellikle OHK'nin bileşenleri kullanılarak daha detaylı biçimde incelenmiş ve kanıtlar irdelenmiştir.

6.7.2.2.3. Tarihsel Betanın Eğilimini Dikkate Alan Düzeltme Modellerinin Karşılaştırmalı İncelemesi

Bu noktaya dek ayrı ayrı incelenen modellerin hangisinin tahmin gücünün daha iyi olduğunu göstermek amacıyla öncelikle 1995-1998 tahmin dönemi için, kullanılan iki modele (Düzeltilmemiş ve Vasicek) ait her iki hata istatistiğinin bulgularını birlikte gösteren tablolar aşağıdaki gibidir:

Tablo 26: 1995-1998 Dönemine Ait Düzeltilmemiş ve Vasicek Tahmin Modellerinin Ortalama Hata Kareleri İstatistiği

	n=1	n=2	n=3	n=5	n=8	n=10
Düzeltilmemiş						
Günlük	0.032	0.022	0.021	0.019	0.015	0.014
Haftalık	0.038	0.028	0.021	0.019	0.020	0.017
Aylık	0.069	0.058	0.057	0.040	0.039	0.039
Vasicek						
Günlük	0.030	0.020	0.019	0.017	0.013	0.013
Haftalık	0.032	0.022	0.016	0.014	0.015	0.012
Aylık	0.051	0.039	0.039	0.027	0.026	0.026

Tablo 27: 1995-1998 Dönemine Ait Düzeltilmemiş ve Vasicek Tahmin Modellerinin Ortalama Mutlak Hata Yüzdeleri İstatistiği

	n=1	n=2	n=3	n=5	n=8	n=10
Düzeltilmemiş						
Günlük	0.173	0.146	0.147	0.142	0.132	0.130
Haftalık	0.174	0.145	0.127	0.126	0.119	0.122
Aylık	0.251	0.219	0.222	0.188	0.182	0.187
Vasicek						
Günlük	0.169	0.141	0.142	0.138	0.126	0.123
Haftalık	0.160	0.128	0.111	0.108	0.105	0.106
Aylık	0.219	0.172	0.189	0.143	0.138	0.142

Yukarıdaki tablolar incelendiğinde Vasicek Modeli'nin her durumda düzeltilmemiş betadan daha başarılı bir tahmin modeli olduğu görülmektedir. Özellikle OMHY istatistiği incelendiğinde her iki modelin de haftalık gözlem sıklığında en başarılı sonuçları verdiği ve Vasicek Modeli'nin bu gözlem sıklığı için tahmin hatalarını portföydeki menkul kıymet çeşit sayısına bağlı olarak % 1,4 ile % 1,8 arasında değişen oranlarda azalttığı bulgulanmıştır. OHK istatistiği ise aynı dönem için çeşit sayısındaki farklılaşmaya bağlı olarak haftalık ya da günlük gözlem sıklığını öne çıkarmaktadır.

OHK istatistiğini bileşenlerine ilişkin olarak yapılan karşılaştırmalı inceleme Tablo 28'de görülmektedir. Tablo incelendiğinde, Vasicek Modeli ile yapılan tahmin hatalarının sapma ve rassal hata düzeylerinin düzeltilmemiş beta tahminleriyle genel olarak aynı olduğu görülmektedir. Vasicek Modeli beklenmeyen değişimleri tahmin etmek konusunda düzeltilmemiş modelden başarılı değildir.

Ancak, etkinsizlik bileşeni incelendiğinde Vasicek tahmin hatalarının bu bileşenin değerinin her durumda düzeltilmemiş modelden düşük olduğu görülmektedir. Bu esasta beklenen bir durum olup Vasicek Modeli'nin daha önce incelenen yapısı gereğidir. Zira model verili dönemdeki gözlemlenen beta değerlerinin varyanslarının dağılımını dikkate alarak düzeltme yapmaktadır. Bu noktada yapılan düzeltmenin etkinliğinin ön koşulunun sapmasızlık olduğunu belirtmek gerekir. Diğer bir deyişle, sapması aynı olan iki tahminleyiciden varyansı küçük olan daha etkin olacaktır. Düzeltilmemiş beta ile Vasicek beta tahminlerinin hemen hemen aynı sapmayı içerdiği göz önüne alındığında, Vasicek Modeli'nin amacına uygun biçimde tahmini betaların, gerçek beta değerleri etrafındaki dağılımını yoğunlaştırdığı görülmektedir.

Tablo 28: 1995-1998 Dönemine Ait Düzeltilmemiş ve Vasicek Modellerinin OHK İstatistiğinin Bileşenlerinin Karşılaştırmalı İncelenmesi

	n=1		n=2		n=3		n=5		n=8		n=10	
	Düzeltilmemiş	Vasicek	Düzeltilmemiş	Vasicek	Düzeltilmemiş	Vasicek	Düzeltilmemiş	Vasicek	Düzeltilmemiş	Vasicek	Düzeltilmemiş	Vasicek
Günlük												
OHK	0.0320	0.0301	0.0224	0.0204	0.0213	0.0193	0.0190	0.0172	0.0147	0.0134	0.0139	0.0126
<i>OHK Bileşenleri</i>												
Sapma	0.0054	0.0055	0.0054	0.0055	0.0051	0.0053	0.0041	0.0044	0.0041	0.0044	0.0041	0.0044
Etkinsizlik	0.0147	0.0126	0.0125	0.0105	0.0135	0.0114	0.0139	0.0119	0.0100	0.0085	0.0096	0.0080
Rassal Hata	0.0120	0.0120	0.0045	0.0045	0.0027	0.0027	0.0010	0.0010	0.0005	0.0005	0.0003	0.0003
Haftalık												
OHK	0.0375	0.0316	0.0277	0.0220	0.0211	0.0160	0.0193	0.0141	0.0196	0.0148	0.0167	0.0119
<i>OHK Bileşenleri</i>												
Sapma	0.0011	0.0011	0.0011	0.0011	0.0005	0.0006	0.0003	0.0005	0.0003	0.0005	0.0003	0.0005
Etkinsizlik	0.0203	0.0145	0.0192	0.0135	0.0166	0.0115	0.0170	0.0117	0.0170	0.0120	0.0162	0.0112
Rassal Hata	0.0161	0.0161	0.0074	0.0075	0.0039	0.0040	0.0019	0.0019	0.0022	0.0022	0.0002	0.0002
Aylık												
OHK	0.0686	0.0514	0.0580	0.0387	0.0568	0.0395	0.0404	0.0272	0.0390	0.0263	0.0389	0.0264
<i>OHK Bileşenleri</i>												
Sapma	0.0195	0.0194	0.0195	0.0194	0.0183	0.0199	0.0137	0.0165	0.0137	0.0165	0.0137	0.0165
Etkinsizlik	0.0292	0.0115	0.0288	0.0096	0.0323	0.0134	0.0254	0.0094	0.0245	0.0091	0.0250	0.0097
Rassal Hata	0.0199	0.0205	0.0098	0.0097	0.0062	0.0063	0.0012	0.0013	0.0007	0.0007	0.0002	0.0002

1999-2002 tahmin dönemi için oluşturulan Tablo 29 ve Tablo 30 ise aşağıdaki gibidir:

Tablo 29: 1999-2002 Dönemine Ait Düzeltilmemiş, Blume ve Vasicek Tahmin Modellerinin Ortalama Hata Kareleri İstatistiği

	n=1	n=2	n=3	n=5	n=8	n=10
Düzeltilmemiş						
Günlük	0.020	0.015	0.015	0.011	0.010	0.010
Haftalık	0.032	0.023	0.017	0.014	0.015	0.013
Aylık	0.036	0.023	0.016	0.012	0.008	0.009
Blume						
Günlük	0.019	0.014	0.014	0.010	0.009	0.009
Haftalık	0.029	0.020	0.016	0.014	0.014	0.013
Aylık	0.022	0.010	0.006	0.006	0.002	0.0004
Vasicek						
Günlük	0.020	0.015	0.015	0.010	0.010	0.010
Haftalık	0.030	0.020	0.015	0.013	0.013	0.012
Aylık	0.026	0.015	0.010	0.008	0.003	0.003

Tablo 30: 1999-2002 Dönemine Ait Düzeltilmemiş, Blume ve Vasicek Tahmin Modellerinin Ortalama Mutlak Hata Yüzdeleri İstatistiği

	n=1	n=2	n=3	n=5	n=8	n=10
Düzeltilmemiş						
Günlük	0.173	0.139	0.144	0.121	0.119	0.119
Haftalık	0.211	0.174	0.142	0.137	0.145	0.134
Aylık	0.177	0.138	0.110	0.098	0.085	0.089
Blume						
Günlük	0.1640	0.1354	0.1377	0.1206	0.1181	0.1170
Haftalık	0.2107	0.1563	0.1422	0.1397	0.1327	0.1310
Aylık	0.1482	0.0953	0.0827	0.0761	0.0443	0.0187
Vasicek						
Günlük	0.173	0.138	0.146	0.125	0.124	0.123
Haftalık	0.213	0.160	0.137	0.127	0.126	0.124
Aylık	0.165	0.126	0.101	0.090	0.059	0.055

1999-2002 tahmin dönemi için her iki hata istatistiğine göre de her durumda Blume Modeli en başarılı modeldir. Bu modelin en düşük hata değerleri, tekil hisse senetleri dışında, tüm portföylerde aylık gözlem sıklığı için elde edilenlerdir. OMHY istatistiği incelendiğinde, model aylık gözlemler için düzeltilmemiş betaya kıyasla hataları % 2,2 ile % 7 arasında azaltmaktadır. Bu modelden elde edilen en düşük hata değerleri, gözlem sıklığı veri iken on çeşit menkul kıymet içeren portföylerde oluşmaktadır. İlgili dönemde modelden elde edilen en düşük hata istatistik değeri aylık gözlem sıklığı ve on çeşit menkul kıymet içeren portföyler içindir.

Vasicek Modeli ile Düzeltilmemiş Model kıyaslandığında ise, verili bir gözlem sıklığı için Vasicek Modeli'nin genel olarak daha başarılı olduğu görülmektedir. Özellikle, aylık gözlem sıklığının OMHY istatistiğine göre bulguları değerlendirildiğinde farklı portföyler için Vasicek Modeli'nin hataları % 0,8 ile % 3,4 arasında azalttığı tespit edilmiştir. Vasicek Modeli ile elde edilen en düşük hata değeri, yine aylık gözlem sıklığı kullanılarak, on çeşit menkul kıymet içeren portföyler için yapılan tahminlere aittir. Ancak, aynı durumda Blume Modeli'ne göre elde edilen değer ile kıyaslandığında Vasicek Modeli'nin % 3,6 daha yüksek hata içerdiği görülmektedir.

Tüm portföyler için her üç modelde de OMHY istatistiğine göre en düşük hatalar aylık gözlem sıklığı için elde edilmektedirler. Bu durumun tek istisnası tekil hisse senetlerinde Düzeltilmemiş ve Blume Modelleri'nin günlük gözlem sıklığı için en düşük hatayı vermesidir.

OHK istatistiğinde ise Vasicek ve Blume Modelleri için OMHY istatistiğine benzer olarak özellikle aylık gözlem sıklığı öne çıkmaktadır. Ancak, Düzeltilmemiş Model'in OHK değerleri aksine bir, iki, üç ve beş çeşit menkul kıymet içeren portföylerde günlük gözlem sıklığı ile yapılan tahminlerin daha başarılı olduğuna işaret etmektedir. Bu farklılaşmanın nedenlerini belirlemek üzere OHK bileşenleri kıyaslamalı olarak incelenmiştir.

Tablo 31: 1999-2002 Dönemine Ait Düzeltilmemiş, Blume ve Vasicek Modellerinin OHK İstatistiklerinin Bileşenlerinin Karşılaştırmalı İncelenmesi

	n=1			n=2			n=3			n=5			n=8			n=10		
	Dzt.	Blume	Vasicek	Dzt.	Blume	Vasicek	Dzt.	Blume	Vasicek	Dzt.	Blume	Vasicek	Dzt.	Blume	Vasicek	Dzt.	Blume	Vasicek
Günlük																		
OHK	0.0205	0.0186	0.0203	0.0154	0.0135	0.0149	0.0152	0.0142	0.0155	0.0107	0.0099	0.0105	0.0097	0.0090	0.0097	0.0102	0.0086	0.0100
<i>OHK Bileşenleri</i>																		
Sapma	0.0092	0.0054	0.0093	0.0092	0.0054	0.0093	0.0087	0.0064	0.0091	0.0084	0.0071	0.0088	0.0084	0.0071	0.0088	0.0084	0.0071	0.0088
Etkinsizlik	0.0010	0.0028	0.0005	0.0010	0.0028	0.0004	0.0009	0.0022	0.0005	0.0010	0.0015	0.0005	0.0010	0.0015	0.0005	0.0014	0.0010	0.0007
Rassal Hata	0.0103	0.0103	0.0105	0.0053	0.0053	0.0052	0.0056	0.0056	0.0060	0.0013	0.0013	0.0012	0.0003	0.0003	0.0004	0.0005	0.0005	0.0004
Haftalık																		
OHK	0.0316	0.0291	0.0305	0.0232	0.0198	0.0205	0.0170	0.0159	0.0151	0.0144	0.0140	0.0129	0.0152	0.0135	0.0132	0.0130	0.0125	0.0116
<i>OHK Bileşenleri</i>																		
Sapma	0.0088	0.0075	0.0095	0.0088	0.0075	0.0095	0.0080	0.0083	0.0091	0.0077	0.0096	0.0092	0.0077	0.0096	0.0092	0.0077	0.0096	0.0092
Etkinsizlik	0.0032	0.0021	0.0007	0.0037	0.0017	0.0005	0.0030	0.0016	0.0003	0.0033	0.0009	0.0004	0.0041	0.0005	0.0008	0.0032	0.0008	0.0005
Rassal Hata	0.0195	0.0195	0.0203	0.0106	0.0106	0.0104	0.0059	0.0059	0.0057	0.0035	0.0035	0.0032	0.0035	0.0035	0.0032	0.0021	0.0021	0.0019
Aylık																		
OHK	0.0359	0.0223	0.0262	0.0234	0.0101	0.0147	0.0163	0.0061	0.0099	0.0118	0.0058	0.0077	0.0084	0.0019	0.0035	0.0087	0.0004	0.0028
<i>OHK Bileşenleri</i>																		
Sapma	0.0017	0.0000	0.0021	0.0017	0.0000	0.0021	0.0009	0.0000	0.0018	0.0003	0.0000	0.0013	0.0003	0.0000	0.0013	0.0003	0.0000	0.0013
Etkinsizlik	0.0119	0.0000	0.0016	0.0116	0.0000	0.0018	0.0093	0.0000	0.0015	0.0058	0.0001	0.0005	0.0062	0.0000	0.0004	0.0082	0.0001	0.0013
Rassal Hata	0.0222	0.0222	0.0225	0.0101	0.0101	0.0108	0.0061	0.0061	0.0067	0.0057	0.0057	0.0059	0.0019	0.0019	0.0017	0.0003	0.0003	0.0002

Tablo 31 sapma bileşeni için incelendiğinde verili bir menkul kıymet çeşit sayısı içeren portföy ve gözlem sıklığında Vasicek Modeli ile elde edilen tahminlerin sapmalarının en yüksek ve Blume Modeli ile elde edilenlerin ise en düşük olduğu görülmektedir. Özellikle, aylık gözlem sıklığı için Blume Modeli'nin sapmaları ortadan kaldırdığı görülmektedir.

Verili bir menkul kıymet çeşit sayısı içeren portföy ve gözlem sıklığı için Düzeltilmemiş Model ile Blume Modeli'nin tahminlerindeki rassal hata düzeyi aynıdır. Bir diğer deyişle, Blume Modeli beklenmeyen değişimleri tahmin etmek konusunda Düzeltilmemiş Model'den üstün değildir. Vasicek Modeli'nin de bu konuda başarılı olduğu söylenememektedir. Bu durumda, tarihsel betanın eğilimini dikkate alan modellerin tahminlerin rassal hatasını azaltıcı bir etkisi yoktur.

Etkinsizlik bileşeni incelendiğinde ise haftalık ve aylık gözlemler için tüm portföylerde her iki düzeltme modelinin de beklendiği üzere bu bileşeni küçülttüğü görülmektedir. Özellikle, aylık gözlem sıklığı ve Blume Modeli incelendiğinde modelin bu konuda çok başarılı olduğu söylenebilir. Günlük gözlem sıklığında ise Vasicek Modeli beklenen biçimde etkinsizliği küçültmekte iken Blume Modeli'nin beklentinin aksine Düzeltilmemiş Model'den daha yüksek etkinsizlik değerleri içerdiği gözlemlenmektedir.

Yukarıdaki incelemeler esas olarak düzeltme modellerinin Düzeltilmemiş Model'den farklı biçimde aylık gözlem sıklığında en düşük hatayı vermesinin nedenini ortaya koymaktadır. Zira her iki düzeltme modeli de aylık getiriler kullanılarak elde edilen tarihsel betaların üzerinde yapılacak düzeltmeler ile oluşturulacak tahminlerin özellikle sapmasını düşürmekte ve etkinliğini yükseltmektedir. Diğer bir ifadeyle tahminlerin hem ortalama değerleri gerçek betaların ortalama değerlerine yaklaşmakta hem de sapmaları gerçek değerlerin etrafında yoğunlaşmaktadır. Ancak düzeltme modellerinin beklenmeyen değişimleri tahminlemek konusunda aynı başarıyı gösteremediği görülmektedir. Bu durum, ilk bakışta tahmin gücünün gözlem sıklığı ile ters orantılı olduğuna, diğer bir deyişle aylık getiri kullanımı ile daha başarılı tahminlerde bulunacağına bir kanıt gibi görülebilir. Ancak, her ne kadar günlük getiri kullanımı ile yapılan tahminlerin

toplam başarısı daha düşük olsa da beklenmeyen değişimlerin tahminlenmesinde dikkate değer ölçüde daha başarılıdırlar.

2003-2006 tahmin dönemi için oluşturulan Tablo 32 ve Tablo 33 ise aşağıdaki gibidir:

Tablo 32: 2003-2006 Dönemine Ait Düzeltilmemiş, Blume ve Vasicek Tahmin Modellerinin Ortalama Hata Kareleri İstatistiği

	n=1	n=2	n=3	n=5	n=8	n=10
Düzeltilmemiş						
Günlük	0.0133	0.0109	0.0102	0.0103	0.0079	0.0058
Haftalık	0.0312	0.0246	0.0271	0.0188	0.0133	0.0132
Aylık	0.0392	0.0241	0.0198	0.0098	0.0100	0.0044
Blume						
Günlük	0.0060	0.0029	0.0029	0.0027	0.0014	0.0009
Haftalık	0.0197	0.0079	0.0085	0.0053	0.0038	0.0044
Aylık	0.0304	0.0167	0.0102	0.0071	0.0068	0.0050
Vasicek						
Günlük	0.0127	0.0103	0.0096	0.0099	0.0076	0.0056
Haftalık	0.0335	0.0216	0.0233	0.0172	0.0129	0.0133
Aylık	0.0329	0.0183	0.0129	0.0067	0.0072	0.0030

Tablo 33: 2003-2006 Dönemine Ait Düzeltilmemiş, Blume ve Vasicek Tahmin Modellerinin Ortalama Mutlak Hata Yüzdeleri İstatistiği

	n=1	n=2	n=3	n=5	n=8	n=10
Düzeltilmemiş						
Günlük	0.1362	0.1249	0.1156	0.1137	0.1143	0.0958
Haftalık	0.2633	0.2116	0.2203	0.1922	0.1475	0.1442
Aylık	0.2335	0.1859	0.1602	0.1112	0.1074	0.0666
Blume						
Günlük	0.0905	0.0684	0.0683	0.0724	0.0444	0.0388
Haftalık	0.1846	0.1153	0.1242	0.1033	0.0834	0.0902
Aylık	0.2176	0.1415	0.1086	0.0955	0.0948	0.0839
Vasicek						
Günlük	0.1323	0.1213	0.1102	0.1082	0.1098	0.0903
Haftalık	0.2516	0.2023	0.2123	0.1850	0.1534	0.1574
Aylık	0.2192	0.1574	0.1312	0.0892	0.0835	0.0646

2003-2006 tahmin dönemi için her iki hata istatistiğine göre de her durumda Blume Modeli en başarılı modeldir. Bu modelin en düşük hata değerleri tüm portföylerde günlük gözlem sıklığı için elde edilenlerdir. OMHY istatistiği incelendiğinde, model günlük gözlemler için düzeltilmemiş betaya kıyasla hataları % 4 ile % 7 arasında azaltmaktadır. Bu modelden elde edilen en düşük hata değerleri, gözlem sıklığı veri iken on çeşit menkul kıymet içeren portföylerde oluşmaktadır. İlgili dönemde modelden elde edilen en düşük hata istatistik değeri günlük gözlem sıklığı ve on çeşit menkul kıymet içeren portföyler içindir.

Sözkonusu dönemde Vasicek modeli ile düzeltilmemiş modelin tahmin hataları kıyaslandığında her durumda Vasicek Modeli'nin daha başarılı olduğu görülmektedir. Ancak, Vasicek Modeli'nin hatalarda yarattığı azalış çok yüksek oranda değildir. Özellikle OMHY istatistiği incelendiğinde Vasicek Modeli'nin Düzeltilmemiş Model'e kıyasla hataları azaltma oranları günlük gözlem sıklığı için % 0.4 - % 0.6, haftalık gözlem sıklığı için % 0.7 - % 1.2 ve aylık gözlem sıklığı için % 0.2 - % 1.4 aralığında yer almaktadır. Bu modelden elde edilen en düşük hata değerleri de gözlem sıklığı veri iken on çeşit menkul kıymet içeren portföylerde oluşmaktadır. İlgili dönemde Vasicek Modeli'nden elde edilen en düşük hata istatistik değeri aylık gözlem sıklığı ve on çeşit menkul kıymet içeren portföyler içindir. Ancak aynı durumda Blume Modeli'ne göre elde edilen değer ile kıyaslandığında Vasicek Modeli'nin % 2 daha yüksek hata içerdiği görülmektedir.

OHK istatistiğini bileşenlerine ilişkin olarak yapılan karşılaştırmalı inceleme ise Tablo 34'te görülmektedir. Tablo sapma bileşeni için incelendiğinde verili bir menkul kıymet çeşit sayısı içeren portföy ve gözlem sıklığında Vasicek Modeli ve Düzeltilmemiş Model'den elde edilen tahminlerin sapmalarının birbirine oldukça yakın değerler aldığı ve hatta bazı durumlarda Vasicek Modeli'nin sapma değerlerinin daha yüksek olduğu görülmektedir. Blume Modeli'nden ise hemen her durumda en düşük sapma değerleri elde edilmiştir. Özellikle günlük gözlem sıklığında bu model tüm portföyler için sapmaları ortadan kaldırmaktadır. Bu durum aynı zamanda Blume Modeli'nin tahmin başarısının nedenini oluşturmaktadır.

Etkinsizlik bileşeni incelendiğinde ise verili bir menkul kıymet çeşit sayısı içeren portföylerde tüm gözlem sıklıkları için Blume ve Vasicek Modelleri'nin

Düzeltilmemiş Model'e göre etkinsizliği azalttığı görülmektedir. Bu noktada en düşük etkinsizlik değerleri Blume Modeli'nden elde edilmektedir.

Verili bir menkul kıymet çeşit sayısı içeren portföy ve gözlem sıklığı için her üç modelin tahminlerindeki rassal hata düzeyi genel olarak aynıdır. Bir diğer deyişle, Blume ve Vasicek Modeli beklenmeyen değişimleri tahmin etmek konusunda Düzeltilmemiş Model'den üstün değildir. Bu durumda, tarihsel betanın eğilimini dikkate alan modellerin tahminlerin rassal hatasını azaltıcı bir etkisi yoktur. Beş ve on çeşit menkul kıymet içeren portföyler dışında en düşük rassal hata düzeyine günlük gözlem sıklığı kullanımında ulaşılmaktadır. Ayrıca tüm gözlem sıklıklarında çeşit sayısı arttıkça rassal hatanın azaldığı tespit edilmiştir.

Bu noktada, her üç tahmin döneminde de beklenmeyen değişimlerin tahminlenmesi konusunda Düzeltilmemiş Model'e görece herhangi bir üstünlük sağlayamamaları düzeltme modellerinin tahmin başarısına ihtiyatla yaklaşmak gerektiğini göstermektedir. Zira var olan gözlem sıklığı etkisi dikkate alınmaksızın sistematik riske ilişkin yapılacak her türlü ölçüm ve tahmin beraberinde esasta önemli olabilecek birtakım eksiklikleri de içerecektir. Daha da önemli olan nokta, bu eksikliklerin düzeltme modelleri ile giderilemeyecek olmasıdır. Diğer bir deyişle en başta sistematik riskin ölçümünde kullanılacak gözlem sıklığının tahmin hataları üzerinde yaratacağı etkiler etraflıca incelenmeden ve düzeltme tekniklerinin hataların hangi unsurları üzerinde etkin olduğu tespit edilmeden yapılacak olan ölçüm ve tahminlerle sağlıklı değerlendirmeler yapmak mümkün değildir.

Tablo 34: 2003-2006 Dönemine Ait Düzeltilmemiş, Blume ve Vasicek Modellerinin OHK İstatistiklerinin Bileşenlerinin Karşılaştırmalı İncelenmesi

	n=1			n=2			n=3			n=5			n=8			n=10		
	Dzt.	Blume	Vasicek	Dzt.	Blume	Vasicek	Dzt.	Blume	Vasicek	Dzt.	Blume	Vasicek	Dzt.	Blume	Vasicek	Dzt.	Blume	Vasicek
Günlük																		
OHK	0.0133	0.0060	0.0127	0.0109	0.0029	0.0103	0.0102	0.0029	0.0096	0.0103	0.0027	0.0099	0.0079	0.0014	0.0076	0.0058	0.0009	0.0056
<i>OHK Bileşenleri</i>																		
Sapma	0.0054	0.0000	0.0054	0.0056	0.0000	0.0057	0.0054	0.0000	0.0054	0.0052	0.0000	0.0053	0.0042	0.0000	0.0045	0.0034	0.0000	0.0036
Etkinsizlik	0.0021	0.0002	0.0016	0.0027	0.0004	0.0021	0.0022	0.0002	0.0016	0.0034	0.0009	0.0028	0.0034	0.0011	0.0028	0.0020	0.0004	0.0016
Rassal Hata	0.0058	0.0058	0.0057	0.0025	0.0025	0.0025	0.0026	0.0026	0.0026	0.0018	0.0018	0.0018	0.0003	0.0003	0.0003	0.0004	0.0004	0.0004
Haftalık																		
OHK	0.0312	0.0197	0.0335	0.0246	0.0079	0.0216	0.0271	0.0085	0.0233	0.0188	0.0053	0.0172	0.0133	0.0038	0.0129	0.0132	0.0044	0.0133
<i>OHK Bileşenleri</i>																		
Sapma	0.0168	0.0047	0.0161	0.0150	0.0041	0.0147	0.0168	0.0047	0.0161	0.0125	0.0036	0.0130	0.0096	0.0029	0.0106	0.0093	0.0033	0.0107
Etkinsizlik	0.0041	0.0006	0.0036	0.0063	0.0005	0.0035	0.0074	0.0007	0.0041	0.0049	0.0003	0.0027	0.0027	0.0000	0.0013	0.0029	0.0001	0.0015
Rassal Hata	0.0103	0.0144	0.0139	0.0033	0.0033	0.0034	0.0030	0.0030	0.0030	0.0014	0.0014	0.0016	0.0009	0.0009	0.0010	0.0010	0.0010	0.0011
Aylık																		
OHK	0.0392	0.0304	0.0329	0.0241	0.0167	0.0183	0.0198	0.0102	0.0129	0.0098	0.0071	0.0067	0.0100	0.0068	0.0071	0.0044	0.0050	0.0030
<i>OHK Bileşenleri</i>																		
Sapma	0.0056	0.0034	0.0050	0.0049	0.0034	0.0045	0.0056	0.0034	0.0050	0.0030	0.0033	0.0037	0.0026	0.0043	0.0038	0.0015	0.0039	0.0027
Etkinsizlik	0.0074	0.0008	0.0016	0.0067	0.0008	0.0012	0.0080	0.0005	0.0017	0.0043	0.0012	0.0006	0.0054	0.0004	0.0013	0.0029	0.0010	0.0003
Rassal Hata	0.0263	0.0263	0.0263	0.0125	0.0125	0.0125	0.0063	0.0063	0.0062	0.0025	0.0025	0.0025	0.0021	0.0021	0.0021	0.0000	0.0000	0.0000

Düzeltilme modellerine ilişkin her üç tahmin döneminden elde edilen bulgular akademik deneysel yazındaki çalışmalarla kıyaslandığında paralellikler görülmektedir. Zira daha önce kuramsal kısımda etraflıca incelenen bu çalışmalarda da düzeltilme modellerinin toplam hatayı azaltıcı etki yaptığı görülmektedir. Ayrıca, bu çalışmaların hataların bileşenlerine ait bulguları da düzeltilme modellerinin özellikle sapmayı ve etkinsizliğini azaltırken rassal hatayı etkilemediğini göstermektedir. Yine benzer biçimde, portföydeki menkul kıymet çeşit sayısındaki artışın hem toplam hatayı hem de rassal hatayı azaltıcı etkisi olduğu bulgulanmaktadır. Farklı gözlem sıklıklarının düzeltilme modellerinin başarısına olan etkisi açısından da bulguların akademik yazınla benzeştiği söylenebilir. Zira bu konudaki az sayıda çalışmadan biri olan Hawawini ve Vora'nın incelemesinde de portföydeki menkul kıymet çeşit sayısı ve gözlem sıklığının hatayı azaltıcı etkisinin düzeltilme modellerinden elde edildenden daha fazla ve anlamlı olduğu belirtilmektedir.¹⁹⁸ Ayrıca günlük gözlem sıklığı kullanımının diğerlerine görece rassal hatayı azaltıcı etkisi de iki çalışmanın ortak bulguları arasındadır.

Ülkemizde ise düzeltilme modellerinin başarısını inceleyen az sayıda çalışma arasında kullanılan yöntem itibarıyla bu çalışma ile kıyaslanabilir olan tek çalışma yer almaktadır. Kuramsal kısımda anlatılan Sağlam'a ait bu çalışmanın bulguları, verili bir gözlem sıklığı için düzeltilme yöntemlerinin tahmin gücünü artırdığını, ancak rassal hatanın modelden modele değişmediğini göstermektedir.¹⁹⁹ Bu anlamda her iki çalışmanın bulguları örtüşmektedir. Sağlam'ın çalışmasında en başarılı tahminler haftalık gözlem sıklığı ile yapılanlar olup, aynı zamanda en düşük rassal hatayı da içermektedirler. Bu durum her iki çalışmanın çeliştiğini göstermektedir. Zira daha önce de belirtildiği üzere bu çalışmada, toplam hatayı en aza indiren gözlem sıklığı ilk iki tahmin dönemi (1995-1998 ve 1999-2002) için aylık iken üçüncü tahmin dönemi (2003-2006) için gündüzdür. Rassal hatayı en aza indirgeyen gözlem sıklığının ise genel olarak günlük olduğu tespit edilmiştir. Her iki çalışmanın bu noktada çelişkili bulgular içermesinin kullanılan dönem ve örneklemin farklılaşması olabileceği düşünülmektedir.

¹⁹⁸ Hawawini ve Vora, a.g.e.

¹⁹⁹ Sağlam, a.g.e.

6.7.2.3. Betanın Temel Bileşenlerini Dikkate Alan Düzeltme Modellerinin İncelenmesi ve Elde Edilen Bulgular

Betanın temel bileşenlerinin dikkate alındığı bu düzeltme modeli (temel beta modeli) esas olarak firmaya özgü bazı finansal karakteristik özelliklerin sistematik riski belirlemeye yönelik olarak kullanımını içermektedir. Yukarıda incelenen modellerden hem yaklaşım hem de kullanılan modelin bileşenleri açısından farklılaşması nedeniyle, çalışmanın bu kısmına ilişkin bulgular tanıtılmadan önce araştırmanın kapsamı ve modelin kurulmasında kullanılan değişkenlerin tespitine yönelik açıklamalara yer verilmiştir.

6.7.2.3.1. Araştırmanın Amacı ve Kapsamı

Bu araştırmanın amacı firmaya özgü finansal özelliklerin betanın tahmin ve açıklayıcılık gücü üzerindeki etkisinin incelenmesidir. Bu amaca yönelik olarak öncelikle karakteristik özellikler ve bunları temsil eden finansal oranlar belirlenmiştir. Bunun ardından, oluşturulan modeller yoluyla tahminlenen betalar ile diğer modellerden elde edilen beta değerleri kıyaslanarak incelenmiştir; böylelikle, modellerin diğerlerinden daha üstün bir tahminleyen olarak kullanılıp kullanılamayacağı belirlenmiştir.

Temel beta modelinin uygulanmasında, diğer modeller ile kıyaslanabilirlik göz önüne alınarak, 1991-2002 dönemi çalışma kapsamına alınmış ve üç eşit alt dönem üzerinden inceleme yürütülmüştür.

6.7.2.3.2. Araştırmanın Veri Seti ve Verilerin Analize Hazır Hale Getirilmesi

Araştırmada daha önceki kısımda elde edilen ilgili alt dönemlere ait tarihsel beta değerleri ilk veri setini oluşturmaktadır. Bu değerlerin elde edilmesine ilişkin tüm detaylar yukarıdaki kısımda anlatılmıştır. Temel beta modeline özgü olarak oluşturulan diğer veri seti ise çalışma kapsamında yer alan 44 firmaya ait belirlenmiş finansal oranlardır. Finansal oranların ölçümünde 31 Aralık 1991 – 31 Aralık 2002 dönemindeki yıl sonu tarihsel maliyetli bilanço ve gelir tabloları verisinden

yararlanılmıştır.* Bu veriler İMKB aylık yayınları ve İMKB Eğitim Müdürlüğü'nden CD ortamında elde edilmişlerdir.

Çalışmada, betanın dörder yıllık alt dönemler üzerinden incelenmesi sebebiyle modelde yer alan finansal oranlar da ilgili alt döneme ait ortalama oranlardır.

Veri setinin oluşturulmasında ilk aşama modelde kullanılacak firmaya özgü ve beta ile ilişkili olan temel karakteristik özelliklerin belirlenmesidir. Bu çalışmada kullanılan firma karakteristikleri aşağıdaki gibidir:

- | | |
|---------------------|------------------------|
| 1) Likidite | 5) Büyüklük |
| 2) Kaldıraç | 6) Kârlılık |
| 3) Büyüme | 7) Kazanç Değişkenliği |
| 4) Kâr payı Dağıtım | 8) Muhasebe Betası |

Bu değişkenlerin seçilmesinin nedenleri aşağıdaki gibidir:

i) Betanın firmanın hangi özellikleri ile ilişkili olduğunun teorik biçimde incelenmesi ve buna dayalı olarak modellemeye gidilmesi gerekliliği akademik yazında sıkça belirtilmesine karşın teorik çalışma sayısı oldukça azdır. Bu nedenle çalışmalarda hem çok sayıda farklı firma özelliğinin hem de bir özelliği belirlemek üzere çok sayıda farklı finansal oranın kullanıldığı görülmektedir. Ancak, eleştirilere karşın hemen hemen tüm çalışmalarda BKS'nin çalışmasında kullanılan firma özelliklerine yer verilmektedir. Ayrıca yapılan çalışmaların sonuçlarına dikkat edilirse, BKS'nin çalışmasında kullanılanlardan farklı firma özelliklerinin pek azının beta ile anlamlı bir ilişkisi olduğu kolaylıkla söylenebilir.

ii) Ülkemizde ise bu konuya ilişkin çalışma sayısı oldukça azdır. Bu çalışmaların hiçbiri BKS'nin çalışmasında kullanılan değişkenlerin tamamını modellerine dahil etmemişlerdir.

Bu çalışmanın hem dünya yazınındaki diğer ilgili çalışmalar ile daha iyi kıyaslanabilmesi hem de ülkemiz akademik yazınındaki bu eksikliğin giderilmesi düşüncesi modelin oluşturulması esnasında değişkenlerin seçiminde etkili olmuştur.

* Tarihsel maliyetli mali tabloların kullanımının tercih edilmesinin gerekçeleri için ayrıntılı açıklama ve inceleme Ek 4'te verilmiştir.

Tüm bu nedenlerle, bu çalışmada seçilen firma özellikleri için öncelikle BKS' nin çalışması temel alınmıştır.

Firmaların özelliklerini temsil etmek üzere kullanılan finansal oranların da çalışmadan çalışmaya farklılaştığı görülmektedir. Yapılan deneysel çalışmaların istatistiksel sonuçları incelendiğinde, beta ile anlamlı ilişki içeren finansal oranların değişkenlik göstermekte olduğu dikkati çekmektedir. Bu nedenle, ilgili firma özelliğini temsilci oranın tespiti aşamasında BKS'nin kullandığı orana yer verilmiştir; ancak, hem akademik yazındaki farklılaşmalar hem de Türk piyasası özelinde yaşanabilecek farklılaşmalar göz önüne alınarak, gerekli durumlarda birden fazla sayıda oran arasından seçim yapılmıştır. Firma özelliğine ilişkin birden fazla oran yer alması durumunda hangisinin modelde yer alacağının tespit edilmesi için, akademik yazın incelendiğinde ya BKS'nin çalışmasına benzer olarak ön ilişki analizleri ya da faktör analizi yapıldığı görülmektedir. Bazı çalışmalar ise hiçbir analiz yapmaksızın BKS'nin kullandığı oranları doğrudan modellerine almaktadırlar. Bu çalışmada, ilgili firma özelliğini temsil eden oranın belirlenmesinde ön ilişki analizi kullanılmıştır. Açıklamalar doğrultusunda hesaplanan finansal oranların ilgili dönemlerde firmalara ait ortalama değerleri ise Ek 5'den takip edilebilir.

6.7.2.3.2.1. Likidite

Teorik olarak likidite ile sistematik risk arasında bir ilişki olduğuna dair net bir kanıt olmasa da konuya ilişkin akademik yazında bu özelliğin yaygın biçimde kullanıldığını söylemek mümkündür. Likiditesi yüksek olan firmaların, diğer koşullar sabitken, ekonomideki dalgalanmalardan görece daha az etkileneceği düşünülmektedir; dolayısıyla, likidite ile risk arasında ters yönlü bir ilişki beklenmektedir.

Likidite için dört farklı oran kullanılarak ön bir inceleme yapılmıştır. Bunlar cari oran, asit test oranı, nakit oranı ve dönen varlık/toplam varlık oranıdır. Bu oranların ölçüm biçimleri Tablo 35'te gösterilmiştir.

Tablo 35: Araştırmada Kullanılan Likidite Oranları

Ort. Cari Oran = $\sum_{t=1}^T \frac{D.V_t}{KVB_t} / T$	Ort. Asit-Test Oranı = $\sum_{t=1}^T \frac{DV_t - Stok_t}{KVB_t} / T$
Ort. Nakit Oranı = $\sum_{t=1}^T \frac{HD_t + MK_t}{KVB_t} / T$	Ort. DV/TV Oranı = $\sum_{t=1}^T \frac{DV_t}{TV_t} / T$
DV : Dönen Varlık HD : Hazır Değerler TV : Toplam Varlık	KVB : Kısa Vadeli Borç MK : Menkul Kıymetler

Yukarıdaki biçimde ölçülen oranlar ile tekil hisse senetlerinin beta katsayıları arasındaki ilişki Pearson korelasyon analizi kullanılarak incelenmiş ve elde edilen bulgular Tablo 36’da gösterilmiştir.

Tablo 36: Günlük, Haftalık ve Aylık Beta Katsayıları ile Likidite Oranları Arasındaki Korelasyon Analizinin Bulguları

	Gözlem Sıklıkları		
1991-1994	Günlük	Haftalık	Aylık
Cari Oran	0.150	0.124	-0.004
Asit-test Oranı	-0.098	-0.083	-0.228
Nakit oranı	0.021	0.023	-0.114
Dönen Varlık/ Toplam Varlık	0.038	0.022	0.155
1995-1998			
Cari Oran	-0.34	-0.322	-0.158
Asit-test Oranı	-0.375	-0.358	-0.171
Nakit oranı	-0.251	-0.272	-0.221
Dönen Varlık/ Toplam Varlık	-0.066	0.078	0.043

Yapılan bu analizin bulguları her iki alt kestirim döneminde de farklı gözlem sıklıklarının kullanımına bağlı olarak en yüksek ilişkiyi sağlayan likidite oranının farklılaştığına işaret etmektedir. Bu farklılaşmalar kurulacak olan temel beta modellerinde dikkate alınmış, diğer bir ifadeyle ilgili kestirim döneminde ilgili gözlem sıklığına ait beta ile en yüksek korelasyonu sağlayan likidite oranı modele dahil edilmiştir.

6.7.2.3.2.2. Kaldıraç

Firmanın finansal yapısının firmanın sistematik riskini etkileyen temel faktörlerden biri olduğuna ilişkin çok sayıda teorik ve deneysel inceleme mevcuttur. Borçların varlığının, hisse senedi sahiplerinin kazançlarının daha dalgalı bir yapıya sahip olmasına neden olacağı ve kaldıraç ile sistematik risk arasında doğru orantılı bir ilişkinin varlığı bu çalışmalarla ortaya konulmaktadır.

Kaldıraç için genel olarak borcun varlık toplamına ya da özsermayeye oranı esas alınmaktadır. Ancak, bu noktada iki sorun ortaya çıkmaktadır. Birinci sorun hangi vadedeki borçların kullanılacağına ilişkindir. Bu konu için üç alternatif durum söz konusudur: Sadece kısa vadeli borçlar, sadece uzun vadeli borçlar veya hem kısa hem de uzun vadeli borçlar. Çalışmada bu üç durumu içerecek biçimde alternatif oranlar oluşturulmuştur.

İkinci sorun ise oranın hesaplanmasında kullanılacak verilerin hangi değer üzerinden ölçüleceğidir. Zira teorik olarak piyasa değerleri üzerinden oranların hesaplanmasının doğru olduğu pek çok çalışmada belirtilmesine rağmen deneysel araştırmaların birçoğunda defter değerleri üzerinden ölçüm yapılmaktadır. Bu noktada, kuramsal kısımda bu konuya ilişkin çalışmaların birbirleriyle çelişkili sonuçlar verdiğinin tespit edilmiş olduğunu hatırlatmakta fayda vardır. Konuya ilişkin bir uzlaşma olmaması nedeniyle bu çalışmada hem bilanço değerleri hem de piyasa değerlerini dikkate alarak alternatif kaldıraç oranları geliştirilmiştir. Özsermayenin piyasa değeri, akademik yazındaki uygulamayı esas alarak, hisse senedinin piyasa fiyatı ile hisse senedi sayısının çarpımı biçiminde hesaplanmıştır.

Ancak, borcun piyasa değerinin nasıl ifade edileceği noktasında hemen her çalışmanın farklı yöntem ve varsayımlar içerdiği görülmektedir; bulgular ise bu farklılaşmaların etkisiyle doğal olarak birbirleriyle çelişmektedir. Zira, borcun piyasa değerinin hesaplanması esas olarak firma içi bilgiye ihtiyaç göstermekte ve geliştirilen yaklaşımların farklılaşmaları sonuçları etkilemektedir. Tüm bunlardan ötürü borcun piyasa değerinin hesaplanması başlı başına bir tartışma konusu olmakta ve çok kapsamlı bir incelemeyi gerektirmektedir. Dolayısıyla bu çalışmanın amacı dışında kalmaktadır.

Bu durumu çözmek üzere, temel betaya ilişkin akademik deneysel yazında, bazı çalışmaların alternatif karma bir yapıyı kullanarak kaldıraç oranını oluşturdukları görülmektedir. Bu çalışmalarda özsermayenin piyasa değeri ve borcun defter değeri alınarak oran ifade edilmektedir. Borcun piyasa değerinin hesaplanmasına ilişkin sorun göz önüne alınarak bu çalışmada da karma yapının kullanımı tercih edilmiştir. Böylelikle, çalışmada hem sadece defter değerlerini hem de özsermayenin piyasa değeri ile borcun defter değerini içerecek biçimde alternatif oranlar oluşturulmuştur.

Yukarıdaki açıklamalar dikkate alınarak kaldıraç oranı için geliştirilen alternatif ölçüm biçimleri Tablo 37’deki gibidir.

Tablo 37: Araştırmada Kullanılan Kaldıraç Oranları

Defter Değeri Kullanılarak Oluşturulan Kaldıraç Oranları	Karma Yöntem Kullanılarak Oluşturulan Kaldıraç Oranları
$KO1 = \sum_{t=1}^T \frac{T.Borç_t}{T.V_t} / T$	$KO2^* = \sum_{t=1}^T \frac{T.Borç_t}{T.V_t} / T$
$KO3 = \sum_{t=1}^T \frac{KVB_t}{T.V_t} / T$	$KO4^* = \sum_{t=1}^T \frac{KVB_t}{T.V_t} / T$
$KO5 = \sum_{t=1}^T \frac{UVB_t}{T.V_t} / T$	$KO6^* = \sum_{t=1}^T \frac{UVB_t}{T.V_t} / T$
$KO7 = \sum_{t=1}^T \frac{T.Borç_t}{Özs_t} / T$	$KO8^{**} = \sum_{t=1}^T \frac{T.Borç_t}{Özs_t} / T$
* Toplam Varlık= Sermayenin Piyasa Değeri + Borcun Defter Değeri biçiminde hesaplanmıştır ** Burada özsermayenin piyasa değeri kullanılmıştır UVB : Uzun Vadeli Borçlar Özs : Özsermaye	

Bu oranlar ile ilgili kestirim dönemine ait tarihsel beta katsayıları arasındaki ilişkinin analizinden elde edilen bulgular ise Tablo 38’de gösterilmektedir.

Tablo 38: Günlük, Haftalık ve Aylık Beta Katsayıları ile Kaldıraç Oranları Arasındaki Korelasyon Analizinin Bulguları

	Gözlem Sıklıkları		
1991-1994	Günlük	Haftalık	Aylık
KO1	-0.067	-0.018	0.149
KO2	-0.064	0.063	0.188
KO3	-0.185	-0.109	0.067
KO4	-0.16	-0.027	0.135
KO5	0.203	0.170	0.215
KO6	0.176	0.215	0.189
KO7	-0.147	-0.004	0.125
KO8	-0.052	0.034	0.198
1995-1998			
KO1	0.208	0.383	0.137
KO2	0.250	0.381	0.225
KO3	0.091	0.223	0.077
KO4	0.123	0.224	0.139
KO5	0.284	0.417	0.155
KO6	0.337	0.443	0.248
KO7	0.071	0.275	-0.082
KO8	0.220	0.332	0.109

Her iki kestirim dönemi için de en yüksek ilişkiler uzun vadeli borç üzerinden ölçülen kaldıraç oranlarına (KO5 ve KO6) aittir. Ayrıca özellikle 1995-1998 kestirim dönemine ait bulgular piyasa değeri üzerinden hesaplanan oranların beta ile korelasyonunun sadece defter değeri ile hesaplanmış olanlardan daha yüksek olduğunu da göstermektedir. Bu da kaldıraç oranlarının oluşturulmasında piyasa değerlerinin kullanılmasının gerektiğini vurgulayan teorik çalışmaları destekler nitelikte bir bulgudur.

Yapılan bu ön analizin bulguları kurulacak olan temel beta modellerinde dikkate alınmış, diğer bir deyişle ilgili kestirim döneminde ilgili gözlem sıklığına ait beta ile en yüksek korelasyonu sağlayan kaldıraç oranı modele dahil edilmiştir.

6.7.2.3.2.3. Büyüme

Temel beta modellerine ilişkin bazı öncül çalışmalarda (BKS, Rosenberg ve McKibben vb.) büyüme ile sistematik risk arasında doğru orantılı bir ilişkinin varlığı ortaya konulmaktadır. Ayrıca bu çalışmaların bulguları büyümenin sistematik

riski açıklayıcı bir değişken olduğunu da göstermektedirler. Ancak teorik olarak incelendiğinde hızlı bir büyüme, yüksek işletme riskinin bir göstergesi olarak görülse de sistematik riskle bağlantılı olduğu söylenemez. Nitekim, daha sonraki çalışmaların bazıları büyüme ile sistematik risk arasında oldukça zayıf ve önemsiz ilişkiler bulgulamaktadırlar. Bu çalışmada, daha önce belirtildiği üzere söz konusu teorik altyapı eksikliğine rağmen konuya ilişkin akademik deneysel yazında yaygın biçimde kullanımı göz önüne alınarak büyüme değişkenine yer verilmektedir.

Büyümenin en iyi nasıl ölçülebileceğine ilişkin bir uzlaşmaya rastlamak mümkün olmamasına karşın, akademik deneysel yazında yaygın biçimde varlıkların veya kazancın büyümesi dikkate alınmaktadır. Bu noktadan hareket edilerek çalışmada her iki büyüme oranı da ölçülmüştür. Büyüme oranlarının ölçüm biçimleri Tablo 39’da görülmektedir.

Tablo 39: Araştırmada Kullanılan Büyüme Oranları

Ort. Varlık Büyümesi = $\ln (T.V_t / T.V_0) / T$
Ort. Kazanç Büyümesi = $\sum_{t=1}^T \left(\frac{VSNK_t}{VSNK_{t-1}} - 1 \right) / T$
VSNK : Vergi Sonrası Net Kâr

Bu oranlar ile ilgili kestirim dönemine ait tarihsel beta katsayıları arasındaki ilişkinin analizinden elde edilen bulgular ise Tablo 40’daki gibidir.

Tablo 40: Günlük, Haftalık ve Aylık Beta Katsayıları ile Büyüme Oranları Arasındaki Korelasyon Analizinin Bulguları

	Gözlem Sıklıkları		
1991-1994	Günlük	Haftalık	Aylık
Kâr büyümesi	-0.024	-0.024	-0.029
Varlık büyümesi	-0.008	-0.006	0.065
1995-1998			
Kâr büyümesi	-0.108	-0.054	0.137
Varlık büyümesi	0.009	0.097	0.077

Yapılan bu ön analizin bulguları kurulacak olan temel beta modellerinde dikkate alınmıştır; dolayısıyla ilgili kestirim döneminde ilgili gözlem sıklığına ait beta ile en yüksek korelasyonu sağlayan büyüme oranı modele dahil edilmiştir.

6.7.2.3.2.4. Kâr Payı Dağıtım

Kâr payı dağıtım oranı, firmanın kazancına ilişkin belirsizliğin bir göstergesi olarak kullanılmaktadır. Diğer koşullar aynı kalmak kaydıyla, bir firmanın kâr payı dağıtımındaki değişiklik gelecekte firmanın sağlayacağı gelirlerdeki değişiklik konusunda iyi bir gösterge olduğu için çok sayıda deneysel çalışmada kullanılmaktadır. Genel olarak, çalışmaların bulguları beta ile kâr payı dağıtım oranı arasında güçlü ve ters orantılı bir ilişki olduğu yönündedir. Diğer bir deyişle düşük kâr payı dağıtım oranına sahip olan firmalar daha riskli olarak görülmektedir. Çalışmada kâr payı dağıtım oranı akademik yazındaki yaygın kullanımı dikkate alınarak aşağıdaki biçimde ifade edilmiştir.

$$\text{Ortalama Kâr Payı Dağıtım Oranı} = \sum_{t=1}^T \frac{\text{Ödenen Nakit Kâr Payı}_t}{\text{Net Kâr}_t} \bigg/ T$$

Bu oran ile ilgili kestirim dönemine ait tarihsel beta katsayıları arasındaki ilişkinin analizinden elde edilen bulgular Tablo 41’de verilmiştir.

Tablo 41: Günlük, Haftalık ve Aylık Beta Katsayıları ile Kâr Payı Dağıtım Oranı Arasındaki Korelasyon Analizinin Bulguları

	Gözlem Sıklıkları		
	Günlük	Haftalık	Aylık
1991-1994	0.080	-0.019	0.080
1995-1998	-0.317	-0.297	-0.175

6.7.2.3.2.5. Büyüklük

Genel olarak büyük firmaların görece küçük firmalardan daha az riskli olduğu kanısına bağlı olarak temel beta modellerinde varlık büyüklüğü yaygın biçimde kullanılmaktadır. Ancak teorik olarak görece büyük firmaların varlık sayısını arttırmak yoluyla daha az risk içerdiklerini söylemek mümkün değildir. Zira

bu noktada belirleyici olan varlıkların ortalama betasıdır. Büyük firmaların küçük firmalardan daha az riskli olmasının ön koşulu portföylerinde yer alan varlıkların ortalama betalarının küçük firmalarınkine kıyasla düşük olmasıdır. Aksi takdirde, firma büyüklüğü ile riski arasında ters orantıdan bahsetmek mümkün olamaz. Teorik anlamda bu ilişkinin varlığına dair ön bir gerekçe bulunmamasına rağmen, deneysel çalışmaların bir kısmında varlık büyüklüğü ile beta arasında ters orantılı ve anlamlı ilişki bulgulanmış olması nedeniyle çalışmada modelin bağımsız değişkenlerinden biri olarak varlık büyüklüğüne yer verilmiştir.

Çalışmada varlık büyüklüğü akademik yazındaki yaygın kullanıma paralel olarak aşağıdaki gibi ölçülmektedir:

$$Ort. Varlık Büyüklüğü = \sum_{t=1}^T \ln(T.V_t)/T$$

Bu oran ile ilgili kestirim dönemine ait tarihsel beta katsayıları arasındaki ilişkinin analizinden elde edilen bulgular Tablo 42’de gösterilmektedir.

Tablo 42: Günlük, Haftalık ve Aylık Beta Katsayıları ile Varlık Büyüklüğü Arasındaki Korelasyon Analizinin Bulguları

	Gözlem Sıklıkları		
	Günlük	Haftalık	Aylık
1991-1994	0.222	0.202	0.056
1995-1998	0.313	0.388	0.236

6.7.2.3.2.6. Muhasebe Betası

Kazançtaki değişkenliğin fiyattaki değişkenliği açıklayıcı bir etken olduğu kabulünden hareketle, kazançtaki sistematik değişkenliğin piyasa fiyatındaki sistematik değişkenliği diğer bir deyişle betayı açıklayıcı bir unsur olması gerektiği düşünülmektedir. Kazançtaki sistematik değişkenlik, diğer bir deyişle muhasebe betası, bir firmanın kazancı ile piyasada yer alan firmaların kazançlarından oluşturulmuş bir piyasa kazanç endeksi arasındaki ilişki olarak tanımlanmakta ve genel olarak aşağıdaki gibi ölçülmektedir:

$$\beta_i^A = \frac{\text{cov}(X_i, X_m)}{\sigma_m^2}$$

Görüldüğü üzere muhasebe betası, esas olarak piyasa getirilerine dayalı ölçülen beta ile temelde aynı mantığa dayanmaktadır. Muhasebe betasının ölçümünde belirlenmesi gereken temel unsur kazancın nasıl ifade edileceğidir. Bu konuya ilişkin kuramsal bölümde incelenen çalışmalar birçok alternatif ölçüm biçimi denemektedirler. Bu alternatifler kazanç-fiyat oranından başlayıp fon akım ya da nakit akım tablolarından elde edilen oranlara dek uzanmaktadır. Elde edilen bulgular ise hangi oranların kullanılmasının daha iyi sonuç vereceğine ilişkin oldukça çelişkili ifadeler içermektedir. Bu nedenle, çalışmada kullanılacak muhasebe betaları belirlenirken hem konuya temel oluşturmaları hem de ardıl çalışmalarda görece daha sık içerilmeleri dikkate alınarak, öncül çalışmaların kullanım biçimlerine yer verilmiştir. Tablo 43'te ölçüm biçimleri verilen muhasebe betalarının ilk üçü bu noktalar dikkate alınarak belirlenmiştir. Diğer üç muhasebe betası ise görüleceği üzere esasta ilk üç oranın payının farklılaştırılarak vergi öncesi kârın (VÖK) kullanılması ile türetilmiştir. Bu noktada amaç, vergi oranındaki düzenlemelerin etkisini ortadan kaldırmaktır. Ayrıca, finansman yapısından bağımsız olarak kazancın incelenebilmesi için pay olarak faiz ve vergi öncesi kârın (FVÖK) kullanıldığı bir türev de içerilmiştir. Çalışmada Tablo 43'te ölçüm biçimi verilmiş olan alternatif muhasebe betaları kullanılarak ön analiz yapılmıştır.

Tablo 43: Araştırmada Kullanılan Muhasebe Betaları

$\beta^{A1} = \frac{\text{cov}\left(\frac{HBK_t}{F_{t-1}}, M_t\right)}{\text{var}(M_t)}$	$\beta^{A4} = \frac{\text{cov}\left(\frac{VÖK_t}{F_{t-1}}, M_t\right)}{\text{var}(M_t)}$
$\beta^{A2} = \frac{\text{cov}\left(\frac{VSNK_t}{TV_{t-1}}, M_t\right)}{\text{var}(M_t)}$	$\beta^{A5} = \frac{\text{cov}\left(\frac{VÖK_t}{TV_{t-1}}, M_t\right)}{\text{var}(M_t)}$
$\beta^{A3} = \frac{\text{cov}\left(\frac{VSNK_t}{Özs_{t-1}}, M_t\right)}{\text{var}(M_t)}$	$\beta^{A6} = \frac{\text{cov}\left(\frac{VÖK_t}{Özs_{t-1}}, M_t\right)}{\text{var}(M_t)}$
	$\beta^{A7} = \frac{\text{cov}\left(\frac{FVÖK_t}{TV_{t-1}}, M_t\right)}{\text{var}(M_t)}$
HBK : Hisse Başına Kâr F : Fiyat	VÖK : Vergi Öncesi Kâr FVÖK : Faiz ve Vergi Öncesi Kâr

Muhasebe betalarının elde edilmesi için kullanılan kazanç endeksleri (M_t) oluşturulurken akademik deneysel yazındaki çalışmalara paralel olarak örnekleme yer alan firmalara ait ilgili kazanç ölçütlerinin eşit ağırlıklı ortalaması alınmıştır.

Muhasebe betaları ile ilgili kestirim dönemine ait tarihsel beta katsayıları arasındaki ilişkinin analizinden elde edilen bulgular Tablo 44'teki gibidir.

Tablo 44: Günlük, Haftalık ve Aylık Beta Katsayıları ile Muhasebe Betaları Arasındaki Korelasyon Analizinin Bulguları

1991-1994	Günlük	Haftalık	Aylık
β^{A1}	-0.014	-0.038	0.215
β^{A2}	0.060	0.023	0.141
β^{A3}	-0.002	-0.058	0.157
β^{A4}	-0.026	-0.042	0.178
β^{A5}	0.100	0.071	0.193
β^{A6}	0.022	-0.031	0.197
β^{A7}	0.128	0.116	0.234
1995-1998			
β^{A1}	0.055	0.025	0.070
β^{A2}	-0.118	-0.131	0.089
β^{A3}	0.026	-0.023	0.261
β^{A4}	0.019	0.013	0.044
β^{A5}	-0.183	-0.180	0.029
β^{A6}	-0.055	-0.082	0.184
β^{A7}	-0.076	-0.085	0.115

Tablo incelendiğinde genel olarak FVÖK ve VÖK kullanılarak oluşturulan muhasebe betalarının tarihsel betalar ile daha yüksek korelasyona sahip olduğu görülmektedir. Bu durumun tek istisnası 1995-1998 döneminde aylık tarihsel betalar ile en yüksek korelasyona sahip muhasebe betasının VSNK ile ölçülüyor olmasıdır.

Yapılan bu ön analizin bulguları kurulacak olan temel beta modellerinde dikkate alınarak ilgili kestirim döneminde ilgili gözlem sıklığına ait beta ile en yüksek korelasyonu sağlayan muhasebe betası modele dahil edilmiştir.

6.7.2.3.2.7. Kazanç Değişkenliği

Kazanç değişkenliği yüksek olan bir firmanın hisse senedi fiyatlarındaki değişkenliğin de yüksek olması beklenmektedir. Ancak bu toplam riskin yükselmesi

anlamında olup sistematik riskin de yükseleceği anlamına gelmemektedir. Buna karşın, başta BKS'nin çalışması olmak üzere birçok çalışmanın bulguları kazanç değişkenliği ile beta arasında güçlü bir ilişki olduğu yönünde kanıtlar içermektedir.

Kazanç değişkenliği genel olarak kazancın standart sapması olarak ölçülmektedir. Bu değişkenin ölçümünde de daha önce muhasebe betası için yapılan açıklamalardakine benzer biçimde kazancın tanımlanması problemi yer almaktadır. Bu nedenle, kazanç değişkenliği için de muhasebe betası için yapılan biçimde farklı ölçütlerin kullanımına ihtiyaç duyulmaktadır. Bu noktada, akademik deneysel yazında genel olarak muhasebe betasını belirlemek üzere kullanılan alternatif ölçütlerin kazanç değişkenliği için de kullanılarak iki değişken arasında paralellik sağlandığı görülmektedir. Bu noktadan hareketle çalışmada muhasebe betasında kullanılan yedi farklı kazanç oranı esas alınmış ve her birinin ilgili dönemdeki standart sapmaları hesaplanarak firmaların kazanç değişkenlikleri Tablo 45'teki gibi ifade edilmiştir.

Tablo 45: Araştırmada Kullanılan Kazanç Değişkenliği Oranları

$KZD1 = \left[\sum_{t=1}^T [HBK_t / F_{t-1} - (HBK / F)]^2 / T \right]^{1/2}$	$KZD4 = \left[\sum_{t=1}^T [VÖK_t / F_{t-1} - (VÖK / F)]^2 / T \right]^{1/2}$
$KZD2 = \left[\sum_{t=1}^T [VSNK_t / TV_{t-1} - (VSNK / TV)]^2 / T \right]^{1/2}$	$KZD5 = \left[\sum_{t=1}^T [VÖK_t / TV_{t-1} - (VÖK / TV)]^2 / T \right]^{1/2}$
$KZD3 = \left[\sum_{t=1}^T [VSNK_t / Özs_{t-1} - (VSNK / Özs)]^2 / T \right]^{1/2}$	$KZD6 = \left[\sum_{t=1}^T [VÖK_t / Özs_{t-1} - (VÖK / Özs)]^2 / T \right]^{1/2}$
	$KZD7 = \left[\sum_{t=1}^T [F VÖK_t / TV_{t-1} - (F VÖK / TV)]^2 / T \right]^{1/2}$

Kazanç değişkenlikleri ile ilgili kestirim dönemine ait tarihsel beta katsayıları arasındaki ilişkinin analizinden elde edilen bulgular ise Tablo 46'daki gibidir.

Tablo 46: Günlük, Haftalık ve Aylık Beta Katsayıları ile Kazanç Değişkenlikleri Arasındaki Korelasyon Analizinin Bulguları

	Gözlem Sıklıkları		
1991-1994	Günlük	Haftalık	Aylık
KZD1	-0.016	0.016	0.123
KZD2	0.084	0.055	0.175
KZD3	0.016	-0.025	0.177
KZD4	-0.026	-0.013	0.125
KZD5	0.097	0.081	0.193
KZD6	0.023	0.000	0.204
KZD7	0.148	0.135	0.239
1995-1998			
KZD1	0.010	-0.003	-0.027
KZD2	-0.326	-0.239	-0.083
KZD3	-0.125	0.066	-0.109
KZD4	-0.048	-0.029	-0.065
KZD5	-0.322	-0.260	-0.100
KZD6	-0.155	0.014	-0.128
KZD7	-0.257	-0.127	-0.186

Tablo 46 incelendiğinde muhasebe betasındaki bulgulara benzer olarak VÖK ve FVÖK üzerinden ölçülen kazanç değişkenliklerinin beta ile korelasyonlarının daha yüksek olduğu görülmektedir.

Yapılan bu ön analizin bulguları kurulacak olan temel beta modellerinde dikkate alınarak ilgili kestirim döneminde ilgili gözlem sıklığına ait beta ile en yüksek korelasyonu sağlayan kazanç değişkenliği modele dahil edilmiştir.

6.7.2.3.2.8. Kârlılık

Temel betaya ilişkin deneysel araştırmaların büyük bir kısmı, daha önce belirtildiği üzere yukarıdaki özellikler ile sistematik risk arasındaki ilişkiyi incelerken aynı zamanda birbirlerinden farklı yeni değişkenler de eklemektedirler. Bu yeni değişkenler oluşturulurken herhangi bir teorik temel olmaksızın sadece sezgisel biçimde seçim yapılmaktadır. Bu yeni değişkenler çok çeşitli olmakla

birlikte, özellikle yatırım kârlılığına ilişkin oranlara görece daha fazla yer verildiği dikkati çekmektedir. Bu nedenle, çalışmada yukarıda incelenen özelliklere ek olarak yatırım kârlılığına ilişkin oranlara da yer verilmiştir. Burada incelenen oranlar esas olarak varlık kârlılığı, özsermaye kârlılığı, hisse başına kâr ve kazanç-fiyat oranları olmak üzere dört grupta toplanabilir. Ancak özellikle özsermaye kârlılığı ve varlık kârlılığının ifade biçimine ilişkin farklı alternatifler de kullanılarak toplam 10 adet yatırım kârlılığı oranı için ön analiz yapılmıştır.

Ön analizde yer alan yatırım kârlılığı oranları ve ölçüm biçimleri Tablo 47’de verilmiştir.

Tablo 47: Araştırmada Kullanılan Karlılık Oranları

$KAR1 = \sum_{t=1}^T \frac{HBK_t}{F_{t-1}} / T$	$KAR2 = \sum_{t=1}^T HBK_t / T$
$KAR3 = \sum_{t=1}^T \frac{FVÖK_t}{TV_t^D} / T$	$KAR4 = \sum_{t=1}^T \frac{FVÖK_t}{TV_t^P} / T$
$KAR5 = \sum_{t=1}^T \frac{VSNK_t}{TV_t^D} / T$	$KAR6 = \sum_{t=1}^T \frac{VSNK_t}{TV_t^P} / T$
$KAR7 = \sum_{t=1}^T \frac{VÖK_t}{Özs_t^D} / T$	$KAR8 = \sum_{t=1}^T \frac{VÖK_t}{Özs_t^P} / T$
$KAR9 = \sum_{t=1}^T \frac{VSNK_t}{Özs_t^D} / T$	$KAR10 = \sum_{t=1}^T \frac{VSNK_t}{Özs_t^P} / T$
TV_t^D : Toplam varlıkların bilanço değeri TV_t^P : Toplam varlıkların piyasa değeri (Borcun Defter Değeri+Özsermayenin Piyasa Değeri) $Özs_t^D$: Özsermayenin bilanço değeri $Özs_t^P$: Özsermayenin piyasa değeri (Hisse Senedi Yılsonu Kapanış Fiyatı * Hisse Senedi Sayısı)	

Kârlılık oranları ile ilgili kestirim dönemine ait tarihsel beta katsayıları arasındaki ilişkinin analizinden elde edilen bulgular ise Tablo 48’de gösterilmektedir.

Tablo 48: Günlük, Haftalık ve Aylık Beta Katsayıları ile Kârlılık Oranları Arasındaki Korelasyon Analizinin Bulguları

	1991-1994			1995-1998		
	Günlük	Haftalık	Aylık	Günlük	Haftalık	Aylık
KAR 1	0.046	-0.015	0.087	-0.135	-0.028	0.027
KAR 2	0.099	0.059	-0.025	-0.238	-0.120	-0.018
KAR 3	0.059	-0.028	0.019	-0.354	-0.272	-0.243
KAR 4	0.061	0.046	0.178	-0.301	-0.179	-0.146
KAR 5	0.157	0.022	-0.004	-0.327	-0.357	-0.217
KAR 6	0.180	0.038	0.058	-0.337	-0.319	-0.163
KAR 7	0.056	-0.087	-0.078	-0.327	-0.266	-0.153
KAR 8	0.062	0.026	-0.054	-0.298	-0.192	-0.073
KAR 9	0.105	-0.062	-0.044	-0.270	-0.233	-0.106
KAR 10	0.057	0.025	-0.060	-0.243	-0.145	-0.022

6.7.2.3.3. Araştırmada Kullanılacak Temel Beta Modelleri

Konuya ilişkin akademik yazın incelendiğinde temel beta tahmin modeli için yaygın biçimde BKS'nin çalışmalarında oluşturduğu ve esasta düzeltilmemiş beta modelinin benzeri sayılabilecek yöntemin kullanıldığı görülmektedir. Bu modelde öncelikle kestirim dönemine (t-1) ait tarihsel beta katsayıları ile finansal oranlar arasında çoklu regresyon analizi yapılmakta ve regresyon denklemi oluşturulmaktadır. Daha sonra bu denklem yoluyla yine kestirim dönemine ait finansal oranlar kullanılarak elde edilen beta değerleri bir sonraki dönemin en iyi tahminleyeni olarak alınmaktadır. Ancak bazı çalışmaların bu yöntemle alternatif olarak farklı modeller oluşturdukları görülmektedir. Bu alternatif tahmin modellerini esas olarak Blume ve Vasicek yöntemlerinde kullanılan yaklaşımların temel beta modeline adapte edilmesi olarak değerlendirmek mümkündür. Çalışmaların bulguları incelendiğinde bu alternatif modellerin tahmin gücünü arttırıcı etki yarattığı durumlar görülmektedir. Bu nedenle bu çalışmada temel beta için tek bir model kullanmak yerine akademik deneysel yazında incelenen alternatif modeller de içerilmiştir. Çalışmada kullanılan temel beta modelleri ve uygulama biçimleri aşağıda anlatılmaktadır.

6.7.2.3.3.1. Model 1

BKS'nin çalışması başta olmak üzere temel beta ile ilgili hemen her deneysel çalışmada kullanılan bu model esas olarak düzeltilmemiş beta modelinin benzeridir. Kısım 5.2.2.'de ele alınmış olan bu modelde öncelikle kestirim dönemine (t-1) ait tarihsel beta katsayıları ile finansal oranlar arasında çoklu regresyon analizi yapılmakta ve regresyon denklemi oluşturulmaktadır.

$$\beta_{t-1} = a + \sum b_n X_{n,t-1} + e_t \quad (53)$$

β_{t-1} : (t-1) dönemi için Pazar Modeli'nden elde edilen beta katsayısı

a ve b_n : Regresyon katsayıları

$X_{n,t-1}$: (t-1) döneminde hesaplanmış n'inci finansal oranın değeri

e_t : Hata terimi

Daha sonra bu denklem yoluyla yine kestirim dönemine ait finansal oranlar kullanılarak elde edilen beta değerleri bir sonraki dönemin en iyi tahminleyeni olarak alınmaktadır.

$$\hat{\beta}_t = a + \sum b_n X_{n,t-1} \quad (54)$$

Burada $\hat{\beta}_t$, t dönemindeki tahmini beta katsayısını ifade etmektedir. a ve b_n bir önceki regresyon denkleminde elde edilmiş bulunan katsayılarıdır.

6.7.2.3.3.2. Model 2

Model 1'de görüldüğü üzere tahmin yapılırken kestirim dönemine ait finansal oranlar kullanılmaktadır. Bu noktada, esas olarak, içerisinde bulunan döneme ait finansal oran değerinin bir sonraki dönemin en iyi tahminleyeni olduğu varsayılmaktadır. Bu durum, modelin tahmin gücünü azaltabileceği düşünüldükçe eleştirilebilir. Nitekim konuya ilişkin akademik yazında bu tür eleştirilere rastlamak mümkündür. Bu noktada geliştirilen alternatif modellerden birisi finansal oranların tahmini değerlerinin kullanımına dayanmaktadır.* Bu çalışmada, aşağıda bulguları

* Bu model Eskew (1979) tarafından geliştirilmiştir. Modelin bir benzeri ise Elgers (1980) tarafından kullanılmıştır. Elgers çalışmasında finansal oranların tahmin değeri yerine tahmin dönemindeki gerçek değerlerini kullanmaktadır. Bu noktada Elgers'in çalışmasının bulgularının, modelin kullanımının tahmin gücünü arttırdığına dair kanıtlar içeren Eskew'in bulguları ile çeliştiğini belirtmekte fayda vardır.

tanıtılacak olan Model 1'in tahmin başarısının daha önce uygulanan modellerden düşük olması nedeniyle bu eleştiri dikkate alınarak Model 2 geliştirilmiştir.

Model 2, tahmini finansal oranların kullanımını içerir. Yine öncelikle kestirim döneminin verileri kullanılarak regresyon denklemi oluşturulmaktadır. Tahmin aşamasında ise öncelikle gelecek dönem için finansal oranın değeri tahmin edilmekte ve daha sonra tahmin denkleminde bu değer kullanılmaktadır. Finansal oranın tahmini için ise (t-2) ve (t-1) dönemlerine ait ilgili finansal oranlar arasında yapılan regresyon analizinden elde edilen denklem kullanılmaktadır. Bu durum aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$\hat{X}_{n,t} = w + z_n \cdot X_{n,t-1} \quad (59)$$

$\hat{X}_{n,t}$, t dönemi için n. finansal oranın tahmini değerini ifade etmektedir. w ve z_n ise $X_{n,t-2} = w + z_n \cdot X_{n,t-1}$ regresyon denkleminde elde edilen katsayılarıdır. Görüldüğü gibi bu modelde her bir finansal oran için (t-2) ve (t-1) dönemleri arasındaki ilişkinin (t) döneminde de geçerli olacağı ve finansal oranların da aynen beta gibi ortalamalarına yaklaşacağı varsayımı yer almaktadır. Bu nedenle model esas olarak Blume Modeli'nin temel beta üzerinde bir uygulaması olarak görülebilir.

Beta tahmini için kullanılan model ise aşağıdaki gibidir.

$$\hat{\beta}_t = a + \sum b_n \hat{X}_{n,t} \quad (60)$$

a ve b_n , Model 1'de oluşturulan kestirim dönemine ait regresyon denkleminin katsayılarıdır.

6.7.2.3.3.3. Model 3

Bu modelde ise t dönemi için tahmin denklemi oluşturulurken bağımlı değişken olarak Blume Modeli'nden elde edilen beta değerleri alınarak regresyon denklemi aşağıdaki gibi oluşturulmaktadır:*

$$\hat{\beta}_{t,B} = a + \sum b_n \cdot X_{n,t-1} \quad (61)$$

$\hat{\beta}_{t,B}$ ile t dönemine ait Blume Düzeltme Modeli'nden elde edilmiş beta katsayıları ifade edilmektedir. Regresyon analizinden elde edilen ilgili finansal

* Bu model de Eskew (1979) tarafından geliştirilmiştir.

oranların kestirim dönemine ait değerleri ve denklemdeki katsayılar (a ve b_n) kullanılarak tahmini betalar ise daha önce İfade (54)'de gösterildiği biçimde oluşturulmaktadır:

$$\hat{\beta}_t = a + \sum b_n X_{n,t-1}$$

Modelin oluşturulmasında Blume betalarının kullanılmasındaki amaç esas olarak temel beta ile yapılan tahminlerin gücünü arttırmaktır. Zira, dikkat edilirse ilk iki modelde tahmin denkleminin kurulması esnasında bağımlı değişken olarak tarihsel beta değerleri alınmaktadır. Bu durum esasta modelleme yapılırken en iyi tahminleyenin geçmiş tarihsel beta olarak varsayıldığını ve bu beta ile geçmiş dönemde ilişkili finansal oranların aynı biçimde ilişkiyi sürdüreceklerinin öngörüldüğünü göstermektedir. Oysa, tahminleyicinin öncelikle kestirim dönemindeki varolan beta değerleri üzerinde finansal oranları kullanmaksızın düzeltme yapmak yoluyla bir tahmini beta oluşturması ve daha sonra bu tahmini beta ile ilintili finansal oranları tespit etmesi mümkündür. Böylelikle tespit edilen finansal oranlar ve katsayıları kullanılarak diğer bir deyişle ikinci bir düzeltme uygulanarak betanın tahmini değeri oluşturulabilir. Özetle ifade edilirse, bu model Blume Düzeltme Modeli'nin bulgularının da temel beta modelinde dikkate alınmasını içerir.

6.7.2.3.3.4. Model 4

Bu model esas olarak Model 3'ün Vasicek tahmini betaları kullanılarak yinelenmesidir.* Bu defa t dönemi için tahmin denklemi oluşturulurken bağımlı değişken olarak Vasicek Modeli'nden elde edilen beta değerleri alınarak regresyon denklemi aşağıdaki gibi oluşturulmaktadır.

$$\hat{\beta}_{t,V} = a + \sum b_n X_{n,t-1} \quad (62)$$

$\hat{\beta}_{t,V}$ ile t dönemine ait Vasicek Düzeltme Modeli'nden elde edilmiş beta katsayıları ifade edilmektedir. Regresyon analizinden elde edilen ilgili finansal oranların kestirim dönemine ait değerleri ve denklemdeki katsayılar (a ve b_n)

* Yine ilk olarak Eskew (1979) tarafından oluşturulan bu model daha sonra Elgers (1980) ve Elgers ve Murray (1982) tarafından kullanılmıştır. Her iki çalışmanın bulguları da modelin tahmin gücünü arttırdığı yönündedir.

kullanılarak tahmini betalar ise yine daha önce İfade (54)'de gösterildiği gibi oluşturulmaktadır.

$$\hat{\beta}_t = a + \sum b_n X_{n,t-1}$$

Bu modelin uygulama amacı ve mantığı da Model 3 ile aynıdır.

6.7.2.3.4. Araştırmanın Bulguları ve Bulguların Değerlendirilmesi

Bu bölüm yukarıda tanıtılan modellerin deneysel olarak test edilmesini içermektedir. Bölümde öncelikle kurulan tahmin modellerine ilişkin veriler, uygulama süreci, modellerin uygulamasından elde edilen sonuçların hata istatistiklerine ait bulgular ve değerlendirilmeleri her bir model için ayrı alt bölümlerde incelenmektedir. Daha sonra ise modellerin başarılarının kıyaslanmasına yönelik karşılaştırmalı bir inceleme yapılmıştır.

6.7.2.3.4.1. Model 1'den Elde Edilen Bulgular

Bu modelin uygulanabilmesi için öncelikle her iki kestirim dönemi (1991-1994 ve 1995-1998) ve her üç gözlem sıklığı (günlük, haftalık ve aylık) için tarihsel beta ile en yüksek korelasyonu içeren finansal oranların belirlenmesi gerekmektedir. Bu noktada, daha önce yapılan ön analizin sonuçları kullanılmıştır. Oluşturulan modellerde kullanılan oranlar ve kestirim dönemine ait beta ile korelasyonları Tablo 49'da görülmektedir. Tablo incelendiğinde özellikle 1991-1994 kestirim dönemi için bağımsız değişken olarak alınan oranlar ile beta arasında korelasyonların düşük olduğu göze çarpmaktadır. 1995-1998 döneminde ise günlük beta ile likidite, kaldıraç, kâr payı dağıtım, büyüklük, kazanç değişkenliği ve kârlılık arasında % 5 düzeyinde anlamlı ilişki vardır. Yine aynı dönem için haftalık beta ile likidite, kâr payı dağıtım ve kârlılık arasında % 5 düzeyinde, kaldıraç ve büyüklük arasında % 1 düzeyinde anlamlı ilişki görülmektedir.

Sonraki aşamada bağımsız değişkenler ile tarihsel beta değerleri arasındaki ilişki çoklu regresyon analizi ile incelenmiştir. Çoklu regresyon için kullanılan yöntem adım adım regresyon (stepwise regression) modelidir.

Tablo 49: Model 1'in Bağımsız Değişkenleri ve Değişkenlerin Tarihsel Beta ile Korelasyon Katsayıları

		Bağımsız Değişkenler							
		Likidite	Kaldıraç	Büyüme	Kâr Payı Dağ.	Büyüklik	Muh. Betası	Kazanç değişkenliği	Kârlılık
1991-1994									
G	Oran	Cari Oran	KO5	Kâr Bym.	KPDO	Varlık Byk.	β^{A7}	KZD7	KAR6
	Pearson Kor. Kts.	0.150	0.203	-0.024	0.080	0.222	0.128	0.148	0.180
H	Oran	Cari Oran	KO6	Kâr Bym.	KPDO	Varlık Byk.	β^{A7}	KZD7	KAR7
	Pearson Kor. Kts.	0.124	0.215	-0.024	-0.019	0.202	0.116	0.135	-0.087
A	Oran	Asit-test Or.	KO5	Varlık Bym.	KPDO	Varlık Byk.	β^{A7}	KZD7	KAR4
	Pearson Kor. Kts.	-0.228	0.215	0.065	0.080	0.056	0.234	0.239	0.178
1995-1998									
G	Oran	Asit-test Or.	KO6	Kâr Bym.	KPDO	Varlık Byk.	β^{A5}	KZD2	KAR3
	Pearson Kor. Kts.	-0.375*	0.337*	-0.108	-0.317*	0.313*	-0.183	-0.326*	-0.354*
H	Oran	Asit-test Or.	KO6	Varlık Bym.	KPDO	Varlık Byk.	β^{A5}	KZD5	KAR5
	Pearson Kor. Kts.	-0.358*	0.443**	0.097	-0.297*	0.388**	-0.180	-0.260	-0.357*
A	Oran	Nakit Or.	KO6	Kâr Bym.	KPDO	Varlık Byk.	β^{A3}	KZD7	KAR3
	Pearson Kor. Kts.	-0.221	0.248	0.137	-0.175	0.236	0.261	-0.186	-0.243
G: Günlük H: Haftalık A: Aylık * % 5'te anlamlı ** % 1'de anlamlı									

1991-1994 kestirim dönemi için yapılan çoklu regresyon analizinin sonucunda tüm gözlem sıklıkları için geçerli olmak üzere model kurulamamaktadır. Bu esas olarak beklenen bir durumdur. Zira, yukarıda da ifade edildiği üzere, bu dönemde bağımsız değişken olarak alınan oranlar ile beta arasında korelasyonlar oldukça düşüktür.

1995-1998 dönemi için yapılan analiz sonucunda ise günlük ve haftalık gözlem sıklıkları için model oluşturulmaktadır; ancak aylık gözlem sıklığında model kurulamamaktadır. Aylık gözlem sıklığına ilişkin tabloda yer alan bilgiler, yine finansal oranlar ile beta değerleri arasındaki korelasyonun oldukça düşük gerçekleştiğini göstermektedir.

1995-1998 döneminde günlük ve haftalık gözlem sıklıkları için betayı tahminlemek üzere kullanılacak regresyon denklemi ve gerekli istatistiksel bilgiler Tablo 50’de görülmektedir.

Tablo 50: Günlük Gözlem Sıklığı İçin Model 1’e Ait Çoklu Regresyon Analizinin Bulguları

DEĞİŞKENLER	İSTATİSTİK DEĞERLERİ
Sabit	0.505
t değeri	2.181
Anlamlılık	0.035
Regresyon katsayıları:	
Likidite	-0.072
t değeri	-2.699
Anlamlılık	0.010
Kâr Payı Dağıtım	-0.164
t değeri	-2.404
Anlamlılık	0.021
Büyükölük	0.033
t değeri	2.276
Anlamlılık	0.028
Tahminin Standart Hatası	0.105
R²	0.324
Düzeltilmiş R²	0.273
F	6.385
Anlamlılık	0.001

1995-1998 kestirim dönemi için yapılan çoklu regresyon analizinin bulguları incelendiğinde günlük gözlem sıklığı için likidite (asit test oranı), kâr payı dağıtım ve varlık büyüklüğü oranlarının açıklayıcı değişkenler olarak modelde yer aldığı ve tahmin için kullanılması gerektiği görülmektedir. Modelin belirlilik katsayısı (R^2) 0,3242'tür ve bunun anlamı bu model ile, ilgili dönemde, betanın %32,42'lik kısmının açıklanabilmekte olduğudur. Hem değişkenlerin hem de modelin anlamlılık düzeylerinin yüksek olduğu görülmektedir. Buna göre modelde yeralan katsayıların tümü % 5 düzeyinde anlamlı iken modelin tamamı % 1 düzeyinde anlamlıdır.

Değişkenlere ait katsayıların işaretleri incelendiğinde likidite ve kâr payı dağıtım ile betanın beklenen biçimde ters yönlü ilişkili olduğu görülmektedir. Diğer bir ifadeyle likidite ve kâr payı dağıtımdaki artış sistematik riski azaltıcı etki yapmaktadır. Varlık büyüklüğü ile beta arasında ise doğru orantılı bir ilişki elde edilmiştir.

Tablo 51'de de görülebileceği gibi haftalık gözlem sıklığı için yapılan analizin bulguları ise kaldıraç ve varlık büyüklüğü oranlarını açıklayıcı değişkenler olarak belirlemektedir.

Tablo 51: Haftalık Gözlem Sıklığı İçin Model 1'e Ait Çoklu Regresyon Analizinin Bulguları

DEĞİŞKENLER	İSTATİSTİK DEĞERLERİ
Sabit	0.272
t değeri	1.059
Anlamlılık	0.296
Regresyon katsayıları:	
Kaldıraç	0.775
t değeri	2.712
Anlamlılık	0.009
Büyüklik	0.036
t değeri	2.177
Anlamlılık	0.035
Tahminin Standart Hatası	0.118
R^2	0.280
Düzeltilmiş R^2	0.245
F	7.963
Anlamlılık	0.001

Modelin belirlilik katsayısı (R^2) 0,280'dir. Bir diğer deyişle 1995-1998 döneminde, kaldıraç ve varlık büyüklüğü birlikte betanın % 28'ini açıklamaktadırlar. Modelde yer alan kaldıraç % 1 ve varlık büyüklüğü % 5 düzeyinde anlamlı bulunmuştur. Modelin tümü ise % 1 düzeyinde anlamlıdır.

Değişkenlere ait katsayıların işaretleri incelendiğinde kaldıraç ile beta arasında beklenen biçimde doğru orantılı ilişki söz konusudur. Varlık büyüklüğü ile beta arasında da doğru orantılı bir ilişki bulunmuştur.

Model 1, günlük ve haftalık gözlem sıklıkları için bu biçimde kurulduktan sonra, modelin tahminlerde kullanılabilir olup olmadığını incelemek üzere regresyon varsayımlarının geçerliliği incelenmiştir. Bilindiği üzere, çoklu regresyon analizinde dört varsayım yer almaktadır. Bu varsayımlar ve test edilmek üzere kullanılan yöntemler aşağıdaki gibidir:

i. Tahmin hataları arasında bağımlılık (otokorelasyon) olmaması gerekmektedir. Çalışmada otokorelasyon sınaması için Durbin – Watson testi kullanılmıştır.

ii. Tahmin hatalarının varyanslarının eşit olması (homoscedasticity) olması gerekmektedir. Çalışmada eşit varyanslılık sınaması için mutlak hatalar ile bağımsız değişkenler arasında Spearman Sıra Korelasyonu hesaplanıp test edilmiştir.

iii. Hataların dağılımlarının normal olması gerekmektedir. Çalışmada normallik sınaması için Kolmogorov – Smirnov testi uygulanmıştır.

iv. Bağımsız değişkenler arasında bağımlılık, bir diğer deyişle çoklu doğrusal bağlantı (multicollinearity) olmaması gerekmektedir. Çalışmada çoklu regresyon için kullanılan yöntem adım adım regresyon (stepwise regression) modelidir. Bu model kullanılarak bağımsız değişken seçimi yapılırken, bağımsız değişkenler arasından diğerleri ile ilişkisi olmayan, ancak bağımlı değişkeni en fazla etkileyenler seçildiği için çoklu doğrusal bağlantıya engel olunmaktadır. Bu nedenle çoklu doğrusal bağlantı için herhangi bir sınamaya gerek yoktur.

Varsayımlara yönelik olarak yapılan testlerin sonuçları Tablo 52'de verilmiştir.

Tablo 52: Model 1'in Regresyon Varsayımlarının Testlerine İlişkin Sonuçlar

	GÜNLÜK	HAFTALIK
D-W Değeri	2.049	1.898
K - S Z İstatistiği (Anlamlılık)	0.607 (0.854)	0.558 (0.914)
Spearman Sıra Korelasyon Katsayısı (Anlamlılık):		
Likidite	-0.084 (0.587)	-
Kâr Payı Dağıtım	0.161 (0.295)	-
Büyüklik	0.002 (0.990)	0.199 (0.195)
Kaldıraç	-	-0.210 (0.171)

Her iki model için de Durbin Watson (D-W) değerleri incelendiğinde test sonuçlarına göre otokorelasyon katsayıları kararsızlık bölgesine girmektedir; dolayısıyla tahmin hataları arasında otokorelasyon yoktur. Normallik sınaması için yapılan Kolmogorov-Smirnov test sonuçlarının anlamlılıkları incelendiğinde, yine her iki modelde de % 5 anlamlılık düzeyinden büyük oldukları görülmektedir. Bunun anlamı modellerin hatalarının dağılımının normal olduğudur. Eşit varyanslılık için yapılan Spearman Sıra korelasyon katsayılarının anlamlılıkları incelendiğinde, yine tüm bağımsız değişkenler için %5'ten büyük olduğu görülmektedir. Bu durumda mutlak hatalar ile bağımsız değişkenler arasında eşit varyanslılık geçerlidir. Tüm bu incelemeler çerçevesinde kurulan modelin tahmin için kullanılabilir bir model olduğu tespit edilmiştir.

Yukarıdaki incelemenin ardından, regresyon denklemlerinin katsayıları ve 1995-1998 döneminde ilgili finansal orana ait değerler kullanılarak 1999-2002 dönemi için tahmini beta katsayıları oluşturulmuştur. Modelin uygulanması ile elde edilen tekil hisse senetlerine ait tahmini beta katsayılarının değerleri Ek 6'da görülebilir. Çalışmada, daha önceki bölüme paralel olarak portföyler için de tahmini beta değerleri oluşturulmuştur. Bu tahmini beta değerleri ile aynı döneme ait gerçek beta değerleri kullanılarak hesaplanan hata istatistikleri Tablo 53'te gösterilmektedir.

Modele ilişkin hata istatistikleri incelendiğinde, tekil hisse senetleri için her iki istatistiğe göre de en düşük hata günlük gözlem sıklığında oluşmaktadır. Ancak, diğer portföyler dikkate alındığında iki hata istatistiği yine çelişkili sonuçlar vermektedir. OHK istatistiğinde genel olarak tekil hisse senetlerine benzer biçimde portföylerde de günlük gözlemle elde edilen değerler daha düşük iken OMHY

istatistiği üç ve daha fazla çeşit menkul kıymet içeren portföyler için haftalık gözlem sıklığını öne çıkarmaktadır.

Tablo 53: Model 1’e Ait Ortalama Hata Kareleri (OHK) ve Ortalama Mutlak Hata Yüzdeleri (OMHY) İstatistiği Değerleri

	Portföydeki Menkul Kıymet Çeşit Sayısı					
	n=1	n=2	n=3	n=5	n=8	n=10
OHK						
Günlük	0.0221	0.0168	0.0176	0.0142	0.0135	0.01325
Haftalık	0.0321	0.0206	0.0171	0.0149	0.0136	0.01326
OMHY						
Günlük	0.1798	0.1526	0.1617	0.1463	0.1439	0.1431
Haftalık	0.2238	0.1602	0.1448	0.1416	0.1367	0.1339

Modellere ilişkin hata istatistiklerinin karşılaştırmalı olarak incelemesi ayrı bir bölümde detaylı biçimde yapılacaktır. Ancak bu noktada Model 1 ile düzeltilmemiş beta arasında basitçe yapılan kıyaslamada Model 1’in hata istatistiklerinin, birkaç istisna dışında, genel olarak daha yüksek olduğunu belirtmekte fayda vardır. Bu durum, daha önce de belirtildiği üzere, temel beta için alternatif modellerin kurulmasının gerekçesidir. Zira, bu hali ile temel beta modelinin kullanılması yoluyla yapılacak tahminin başarısı düzeltilmemiş modelden daha düşük olmaktadır.

6.7.2.3.4.2. Model 2’den Elde Edilen Bulgular

Model 1’in başarısız olmasında kestirim dönemine ait finansal oran değerlerinin tahmin için kullanılmasının payı olabileceği, bunun yerine finansal oranların 1999-2002 dönemi için tahmin edilen değerlerinin kullanılması ile yapılacak tahminlerin modelin başarısını arttırabileceği yaklaşımından hareketle Model 2 oluşturulmuştur.

Bu modelin uygulamasında, öncelikle ilk modelde yapılan çoklu regresyon analizi ile belirlenen oranların tahmini değerlerinin oluşturulması için her bir orana ait tahmin denklemleri oluşturulmuştur. Günlük ve haftalık gözlem sıklığı için

kullanılan finansal oranlara ait tahmin denklemlerinin istatistiksel değerleri Tablo 54’te verilmiştir.

Tablo 54: 1995-1998 Kestirim Döneminde Günlük ve Haftalık Gözlem Sıklığı İçin Kullanılan Finansal Oranlara Ait Tahmin Denklemlerinin İstatistik Değerleri

	Sabit	t değeri	b	t değeri	Tahminin Standart Hatası	R ²	F	Anlamlılık
Likidite	0.359	2.635 (0.012)	0.75	7.821 (0.000)	0.385	0.593	61.174	0.000
Kâr Payı Dağıtım	0.076	1.114 (0.272)	0.468	4.087 (0.000)	0.2	0.285	16.702	0.000
Büyükölük	5.000	7.543 (0.000)	0.824	16.318 (0.000)	0.418	0.864	266.272	0.000
Kaldıraç	0.035	2.463 (0.018)	0.447	3.489 (0.001)	0.057	0.225	12.176	0.001

Yukarıdaki tablo incelendiğinde kurulan tüm regresyon denklemlerinin % 1 düzeyinde anlamlı olduđu görölmektedir. Denklemlerin açıklayıcılıkları incelendiğinde ise en yüksek açıklayıcılık likidite için oluşturulan modelden elde edilmekte olup, en düşük açıklayıcılık ise kâr payı dağıtım içindir.

Yukarıdaki dört regresyon denklemi için de ayrı ayrı tahminlemede kullanılabilirliklerini kontrol etmek üzere regresyon varsayımlarının geçerlilikleri test edilmiş ve tüm modellerin regresyon varsayımlarını sağladığı tespit edilmiştir. Bu durum ilgili oranların tahmin değerlerini kullanılması yoluyla analize devam edilebileceğini göstermektedir.

Finansal oranlar için tahmini değerlerin oluşturulmasının ardından, bu değerler ve Model 1’de elde edilen regresyon katsayıları kullanılarak 1999-2002 için tahmini beta katsayıları oluşturulmuştur. Modelin uygulanması ile elde edilen tekil hisse senetlerine ait tahmini beta katsayılarının değerleri Ek 6’da verilmiştir. Bu tahmini değerler ile 1999-2002 dönemine ait gerçek beta değerleri kullanılarak hesaplanan hata istatistikleri Tablo 55’te gösterilmiştir.

Tablo 55: Model 2’ye Ait Ortalama Hata Kareleri (OHK) ve Ortalama Mutlak Hata Yüzdeleri (OMHY) İstatistiği Değerleri

	Portföydeki Menkul Kıymet Çeşit Sayısı					
	n=1	n=2	n=3	n=5	n=8	n=10
OHK						
Günlük	0.047	0.042	0.044	0.041	0.041	0.040
Haftalık	0.051	0.041	0.039	0.037	0.036	0.036
OMHY						
Günlük	0.2790	0.2630	0.2712	0.2677	0.2648	0.2636
Haftalık	0.2854	0.2449	0.2369	0.2389	0.2365	0.2353

Bu modelden elde edilen hata istatistik değerleri Model 1’e göre daha yüksektir. Bu durumun oluşmasının temel nedeni modelde kullanılan finansal oranların iyi tahminlenememesidir. Finansal oranların tahmini için kullanılan yöntem Blume yönteminin eşleniği olduğuna göre, bu durum finansal oranların zaman içerisinde ortalamaya yaklaşmadığını göstermektedir. Finansal oranlar dönemden döneme yüksek oranda değişken bir yapı arz etmektedirler.

6.7.2.3.4.3. Model 3’ten Elde Edilen Bulgular

Model 3 için öncelikle 1999-2002 dönemi için tahmini Blume beta değerleri ile 1995-1998 kestirim dönemindeki finansal oranlar arasında çoklu regresyon yapılarak beta tahmin denklemi oluşturulmaktadır. Bu noktada Model 1’dekine benzer olarak 1991-1994 dönemi için model kurulamadığını belirtmekte fayda vardır. 1995-1998 dönemi için ise günlük ve haftalık gözlem sıklıkları için model kurulabilmektedir. Kurulan modellerde yer alan bağımsız değişkenler Model 1’dekiler ile aynıdır. Bu durumda 1995-1998 döneminde günlük ve haftalık gözlem sıklıkları için betayı tahminlemek üzere kullanılacak regresyon denkleminin ilişkin istatistiksel bilgiler Tablo 56 ve Tablo 57’deki gibi oluşmaktadır. Yapılan analizin sonuçları Model 1’e paralel biçimde günlük gözlem sıklığı için likidite, kâr payı dağıtım ve varlık büyüklüğünün, haftalık gözlem sıklığı için ise kaldıraç ve varlık büyüklüğünün tahmin denkleminde yer aldığını göstermektedir. Her iki modelde de katsayılar % 5 düzeyinde anlamlıdır. Yine modellerin her ikisi de % 1 düzeyinde anlamlıdır. Modellerin açıklayıcılıkları sırasıyla % 32,4 ve % 28’dir.

Tablo 56: Günlük Gözlem Sıklığı İçin Model 3'e Ait Çoklu Regresyon Analizinin Bulguları

DEĞİŞKENLER	İSTATİSTİK DEĞERLERİ
Sabit	0.736
t değeri	10.502
Anlamlılık	0.000
Regresyon katsayıları:	
Likidite	-0.022
t değeri	-2.699
Anlamlılık	0.010
Kâr Payı Dağıtım	-0.050
t değeri	-2.404
Anlamlılık	0.021
Büyüklik	0.010
t değeri	2.276
Anlamlılık	0.028
Tahminin Standart Hatası	0.032
R²	0.324
Düzeltilmiş R²	0.273
F	6.385
Anlamlılık	0.001

Tablo 57: Haftalık Gözlem Sıklığı İçin Model 3'e Ait Çoklu Regresyon Analizinin Bulguları

DEĞİŞKENLER	İSTATİSTİK DEĞERLERİ
Sabit	0.744
t değeri	12.499
Anlamlılık	0.000
Regresyon katsayıları:	
Kaldıraç	0.180
t değeri	2.712
Anlamlılık	0.100
Büyüklik	0.008
t değeri	2.177
Anlamlılık	0.035
Tahminin Standart Hatası	0.027
R²	0.280
Düzeltilmiş R²	0.245
F	7.963
Anlamlılık	0.001

Her iki gözlem sıklığı için de yapılan testler regresyon denklemlerinin gerekli tüm varsayımları sağladığını ve tahmin için kullanılabileceklerini göstermiştir. Yukarıdaki regresyon denklemlerinin katsayıları ve 1995-1998 döneminde ilgili finansal orana ait değerler kullanılarak 1999-2002 dönemi için tahmini beta katsayıları oluşturulmuş ve hata istatistikleri hesaplanarak Tablo 58’de gösterilmiştir. Modelin uygulanması ile elde edilen tekil hisse senetlerine ait tahmini beta katsayılarının değerleri Ek 6’da verilmiştir.

Tablo 58: Model 3’e Ait Ortalama Hata Kareleri (OHK) ve Ortalama Mutlak Hata Yüzdeleri (OMHY) İstatistiği Değerleri

	Portföydeki Menkul Kıymet Çeşit Sayısı					
	n=1	n=2	n=3	n=5	n=8	n=10
OHK						
Günlük	0.0212	0.0165	0.0171	0.0130	0.0121	0.0114
Haftalık	0.0315	0.0218	0.0185	0.0163	0.0154	0.0148
OMHY						
Günlük	0.1758	0.1522	0.1546	0.1360	0.1304	0.1243
Haftalık	0.2207	0.1662	0.1550	0.1524	0.1491	0.1431

Modele ait hata istatistikleri incelendiğinde, verili bir menkul kıymet çeşit sayısı içeren portföy için günlük gözlem sıklığının kullanımı ile yapılan tahminlerin daha başarılı olduğu tespit edilmiştir. Bu durum, her iki istatistik için de geçerlidir.

Günlük gözlem sıklığına dayalı beta tahminlerinde Model 3’ün Model 1’den daha başarılı olduğu görülmektedir. Haftalık gözleme dayalı beta tahminlerinde ise tekil hisse senetleri için yine Model 3 daha başarılıdır. Daha geniş inceleme ve kıyaslamalar sonraki bölümde ele alınacak olmasına karşın, bu noktada temel beta modelinde Blume düzeltilmiş betasının kullanımı yoluyla tahminlerin başarısının Model 1’e görece az da olsa arttırılabileceğini söylemek mümkündür.

6.7.2.3.4.4. Model 4’ten Elde Edilen Bulgular

Bu model daha önce de incelendiği üzere, esas olarak Model 3’ün Vasicek tahmini betaları kullanılarak yinelenmesidir. Modelin uygulanabilmesi için öncelikle 1999-2002 dönemi tahmini Vasicek beta değerleri ile 1995-1998 kestirim

dönemindeki finansal oranlar arasında çoklu regresyon yapılarak beta tahmin denklemi oluşturulmuştur. Bu noktada, Model 1’dekine benzer olarak 1991-1994 dönemi için model kurulamadığını belirtmekte fayda vardır. 1995-1998 dönemi için ise Model 1 ve 3’ten farklı olarak her üç gözlem sıklığı için de model kurulabilmektedir. Kurulan modellere ilişkin istatistiksel bilgiler Tablo 59, Tablo 60 ve Tablo 61’de verilmiştir.

Tablo 59: Günlük Gözlem Sıklığı İçin Model 4’e Ait Çoklu Regresyon Analizinin Bulguları

DEĞİŞKENLER	İSTATİSTİK DEĞERLERİ
Sabit	0.540
t değeri	2.555
Anlamlılık	0.015
Regresyon katsayıları:	
Likidite	-0.066
t değeri	-2.699
Anlamlılık	0.010
Kâr Payı Dağıtım	-0.150
t değeri	-2.408
Anlamlılık	0.021
Büyüklik	0.030
t değeri	2.266
Anlamlılık	0.029
Tahminin Standart Hatası	0.095
R²	0.324
Düzeltilmiş R²	0.273
F	6.376
Anlamlılık	0.001

Tablo 59’dan da takip edilebileceği gibi, 1999-2002 dönemine ait Vasicek günlük tahmini beta değerleri ile 1995-1998 dönemi finansal oranları arasında yapılan regresyonun sonucunda Model 1 ve 3’e benzer biçimde likidite, kâr payı dağıtım ve varlık büyüklüğü açıklayıcı değişkenler olarak modelde yer almaktadırlar. Modelde yer alan tüm değişkenlerin katsayıları % 5 düzeyinde anlamlıdır. Ayrıca modelin kendisi de % 1 düzeyinde anlamlıdır. Modelin açıklayıcı gücü % 32,4 tür. Modelde yer alan değişkenlerin işaretleri incelendiğinde yine ilk

modele paralel olarak likidite ve kâr payı dağıtım için işaretlerin negatif olduğu, diğer bir deyişle her iki orandaki artışın sistematik riski azalttığı ve varlık büyüklüğünün işaretinin ise pozitif olduğu, diğer bir deyişle varlık büyüklüğündeki artışın sistematik riski arttırdığı görülmektedir.

Tablo 60: Haftalık Gözlem Sıklığı İçin Model 4'e Ait Çoklu Regresyon Analizinin Bulguları

DEĞİŞKENLER	İSTATİSTİK DEĞERLERİ
Sabit	0.437
t değeri	2.466
Anlamlılık	0.018
Regresyon katsayıları:	
Kaldıraç	0.526
t değeri	2.612
Anlamlılık	0.013
Büyüklik	0.030
t değeri	2.585
Anlamlılık	0.013
Kazanç Değişkenliği	-0.342
t değeri	-2.062
Anlamlılık	0.046
Tahminin Standart Hatası	0.081
R²	0.378
Düzeltilmiş R²	0.331
F	8.093
Anlamlılık	0.000

Tablo 60'da yeralan regresyon analizinin bulguları haftalık gözlem sıklığı için betayı açıklayıcı değişkenlerin kaldıraç (KO6), varlık büyüklüğü ve kazanç değişkenliği (KZD5) olduğunu göstermektedir. Modelde yer alan tüm değişkenlerin katsayıları % 5 düzeyinde anlamlıdır. Ayrıca modelin kendisi de % 1 düzeyinde anlamlıdır. Modelin açıklayıcı gücü % 37,8'dir. Değişkenlerin işaretleri incelendiğinde kaldıraç ile beta arasında beklenildiği üzere doğru orantılı bir ilişki olduğu görülmektedir. Kazanç değişkenliği ile beta arasında ters orantılı bir ilişki söz konusudur. Dolayısıyla kazanç değişkenliğindeki yüksek olan firmaların sistematik riskleri düşüktür. Bu durum beklenti ile terstir.

Tablo 61: Aylık Gözlem Sıklığı İçin Model 4’e Ait Çoklu Regresyon Analizinin Bulguları

DEĞİŞKENLER	İSTATİSTİK DEĞERLERİ
Sabit	1.003
t değeri	30.665
Anlamlılık	0.000
Regresyon katsayıları:	
Kârlılık	-0.351
t değeri	-2.729
Anlamlılık	0.009
Muhasebe Betası	0.015
t değeri	2.145
Anlamlılık	0.038
Tahminin Standart Hatası	0.080
R²	0.186
Düzeltilmiş R²	0.146
F	4.683
Anlamlılık	0.015

Aylık gözlem için yapılan analizin bulguları ise Tablo 61’den de izlenebileceği üzere kârlılık (KAR3) ve muhasebe betasının (β^{A3}) açıklayıcı değişkenler olduğuna işaret etmektedir. Kârlılık oranının katsayısı % 1 ve muhasebe betasının katsayısı % 5 düzeyinde anlamlı bulunmuştur. Model ise % 5 düzeyinde anlamlı bulunmaktadır. Modelin açıklayıcılığı % 18,6’dır. Değişkenlerin işaretleri beklentilerle tutarlıdır. Kârlılık ile beta arasında ters orantılı, muhasebe betası ile beta arasında ise doğru orantılı ilişki vardır.

Tüm regresyon denklemleri için yapılan testlerin sonuçları regresyon varsayımlarının geçerli olduğunu göstermektedir. Yukarıdaki regresyon denklemlerinin katsayıları ve 1995-1998 döneminde ilgili finansal orana ait değerler kullanılarak 1999-2002 dönemi için tahmini beta katsayıları oluşturulmuş ve hata istatistikleri hesaplanmıştır. Elde edilen hata istatistik değerleri Tablo 62’de gösterilmektedir. Modelin uygulanması ile elde edilen tekil hisse senetlerine ait tahmini beta katsayılarının değerleri ise Ek 6’da verilmiştir.

Tablo 62: Model 4’e Ait Ortalama Hata Kareleri (OHK) ve Ortalama Mutlak Hata Yüzdeleri (OMHY) İstatistiği Değerleri

	Portföydeki Menkul Kıymet Çeşit Sayısı					
	n=1	n=2	n=3	n=5	n=8	n=10
OHK						
Günlük	0.024	0.019	0.020	0.016	0.016	0.015
Haftalık	0.032	0.022	0.019	0.016	0.016	0.015
Aylık	0.022	0.011	0.007	0.007	0.004	0.003
OMHY						
Günlük	0.1892	0.1641	0.1733	0.1592	0.1567	0.1559
Haftalık	0.2203	0.1686	0.1537	0.1481	0.1465	0.1450
Aylık	0.1539	0.1061	0.0811	0.0832	0.0653	0.0613

Model 4’e ait hata istatistikleri incelendiğinde modelin verili bir menkul kıymet çeşit sayısı içeren portföy için en düşük hata değerlerine aylık gözlem sıklığı ile yapılan tahminler sonucunda ulaştığı görülmektedir. Bu durum hem OHK hem de OMHY istatistiği için geçerlidir.

Günlük gözlemler için Model 4’ün, Model 1 ve Model 3’ten üstün bir performans gösteremediği ortadadır. Haftalık gözlemler açısından ise, tekil hisse senetleri için Model 4’ün diğer üç modelden başarılı olduğu görülmektedir. Ancak, fark oldukça küçüktür. Model 2 ile kıyaslandığında ise, her durumda Model 4 daha başarılı bir yöntemdir.

Aylık gözlemlere ilişkin düzeltilmemiş beta ile yapılan kıyaslama ise Model 4’ün daha başarılı olduğu yönündedir. Diğer bir deyişle, temel beta modellemesinde Vasicek beta tahminlerinin kullanımı yoluyla sadece getiri verilerine dayalı düzeltilmemiş beta tahmininden daha başarılı sonuçlar elde etmek mümkündür. Ancak, bu modeli Blume ve Vasicek Düzeltme Modelleri ile kıyasladığımızda aynı değerlendirmede bulunmak mümkün değildir.

6.7.2.3.5. Temel Beta Modellerinin Karşılaştırmalı İncelemesi

Temel betaya ilişkin çalışmada uygulanan dört modelin hata istatistiklerini birlikte gösteren Tablo 63 ve Tablo 64 aşağıda verilmiştir.

Tablo 63: 1999-2002 Dönemi İçin Model 1,2, 3 ve 4'e Ait Ortalama Hata Kareleri İstatistiği

	n=1	n=2	n=3	n=5	n=8	n=10
Model 1						
Günlük	0.0221	0.0168	0.0176	0.0142	0.0135	0.0133
Haftalık	0.0321	0.0206	0.0171	0.0149	0.0136	0.0133
Model 2						
Günlük	0.0468	0.0420	0.0439	0.0414	0.0406	0.0402
Haftalık	0.0514	0.0414	0.0386	0.0374	0.0362	0.0359
Model 3						
Günlük	0.0212	0.0165	0.0171	0.0130	0.0121	0.0114
Haftalık	0.0315	0.0218	0.0185	0.0163	0.0154	0.0148
Model 4						
Günlük	0.0239	0.0188	0.0197	0.0164	0.0157	0.0154
Haftalık	0.0318	0.0219	0.0185	0.0162	0.0155	0.0148
Aylık	0.0223	0.0106	0.0072	0.0068	0.0044	0.0030

Tablo 64: 1999-2002 Döneminde Model 1,2, 3 ve 4'e Ait Ortalama Mutlak Hata Yüzdeleri İstatistiği

	n=1	n=2	n=3	n=5	n=8	n=10
Model 1						
Günlük	0.1798	0.1526	0.1617	0.1463	0.1439	0.1431
Haftalık	0.2238	0.1602	0.1448	0.1416	0.1367	0.1339
Model 2						
Günlük	0.2790	0.2630	0.2712	0.2677	0.2648	0.2636
Haftalık	0.2854	0.2449	0.2369	0.2389	0.2365	0.2353
Model 3						
Günlük	0.1758	0.1522	0.1546	0.1360	0.1304	0.1243
Haftalık	0.2207	0.1662	0.1550	0.1524	0.1491	0.1431
Model 4						
Günlük	0.1892	0.1641	0.1733	0.1592	0.1567	0.1559
Haftalık	0.2203	0.1686	0.1537	0.1481	0.1465	0.1450
Aylık	0.1539	0.1061	0.0811	0.0832	0.0653	0.0613

Temel beta modellerinin kendi aralarında kıyaslanılmasına ilişkin tespitler aşağıda verilmiştir:

i. Tekil hisse senetleri açısından incelendiğinde, ilk üç model için her iki hata istatistiğine göre de günlük gözlem sıklığının kullanılması yoluyla yapılan tahminlerin daha başarılı olduğu görülmektedir. Model 4'te de diğer üç modele benzer biçimde tekil hisse senetleri için günlük gözlem sıklığı ile yapılan tahminler haftalıklardan daha başarılıdır. Sadece bu iki gözlem sıklığı ve tekil hisse senetleri için yapılan kıyaslama, Model 3'ün en başarılı yöntem olduğunu göstermesine rağmen, bu başarı özellikle Model 1 ve Model 4'e göre çok yüksek değildir.

ii. Tekil hisse senetleri için yapılan kıyaslama, Model 4'ün aylık verilerini de içerecek biçimde genişletildiğinde, bu modelin tekil hisse senetleri için aylık gözlem sıklığı kullanımı ile yaptığı tahminlerin tüm diğer modellerden daha üstün olduğu ortadadır. Vasicek betalarının tahminlemede kullanımını içeren bu model, Model 1 ve Model 3'ten sırasıyla, % 2,59 ve % 2,19 daha düşük hata içermektedir.

iii. Tüm modeller için portföydeki menkul kıymet çeşit sayısındaki artışa bağlı olarak hata istatistik değerleri azalmaktadır; dolayısıyla, tahminlerin başarısı artmaktadır.

iv. Verili bir gözlem sıklığı için portföydeki menkul kıymet çeşit sayısındaki değişimin hata istatistiğine etkisi incelendiğinde, özellikle üç ve daha fazla çeşit menkul kıymet içeren portföylerin tahmin güçlerinin birbirine oldukça yaklaşık değerler aldığı görülmektedir. Bunun anlamı, portföydeki menkul kıymet çeşit sayısını artırmak yoluyla beta tahminlerindeki başarının artacağıdır; ancak, bu başarı belirli bir noktadan sonra daha az sayıda çeşit içeren portföylerden anlamlı biçimde farklılaşmayacaktır.

v. Portföydeki menkul kıymet çeşit sayısı verili iken hata istatistikleri incelendiğinde, yine en başarılı tahminlerin aylık gözlem sıklığı için kullanımı ile sağlandığı görülmektedir. Bu durum daha önce incelenen betanın eğilimini dikkate alan düzeltme modellerinin bulguları ile tutarlıdır. Bahsedilen bulgulara da hatırlanacağı üzere aylık gözlem sıklığının kullanılması yoluyla yapılan tahminlerin en düşük hataları içerdiği bulgulanmıştır. Ancak, yine benzer biçimde, bu tespit düzeltilmemiş betanın bulguları ile çelişmekte ve daha detaylı bir inceleme

gerektirmektedir. Bu inceleme, aşağıda OHK bileşenlerinin kıyaslanması ile gerçekleştirilmiştir.

vi. Temel beta modelleri içerisinde hem tekil hisse senetleri hem de portföyler için en başarılı yöntem Model 4'tür. Ancak, bu bulguya ihtiyatla yaklaşılması gerekir. Zira, Model 4, aylık gözleme dayalı olarak kurulabilen tek modeldir. Aylık gözlem sıklığı kullanımının daha önce de belirtildiği üzere hata değerlerini azaltıcı bir etkisi söz konusudur. Bu noktada aylık gözlem sıklığı kullanan diğer temel beta modelleri ile kıyasının mümkün olmaması nedeniyle, modelin kıyasını diğer gözlem sıklıkları üzerinden yürüterek irdelemek yoluna gidilmiştir. Bu anlamda, verili portföyler üzerinde farklı modeller için günlük ve haftalık gözlem sıklıklarına dayalı olarak yapılan inceleme Model 1, Model 3 ve Model 4'ün hata istatistiklerinin birbirinden çok az farklılaştığını göstermektedir. Model 2 ise her durumda en başarısız model olup, hata istatistik değerleri diğerlerinden önemli ölçüde yüksektir. Bu tespit, temel beta modellemesinde kullanılan Model 1, Model 3 ve Model 4'ün günlük ve haftalık gözlem sıklıklarında, başarılarının esas olarak birbirinden pek fazla farklılaşmadığını ortaya koymaktadır.

Yukarıdaki tespitlerin nedenini sorgulayabilmek amacıyla hazırlanan günlük ve haftalık gözlem sıklığı için OHK bileşenlerine ilişkin bilgiler Tablo 65 ve Tablo 66'dan izlenebilir.

Tablolar günlük gözlem sıklığı için incelendiğinde Model 3'ün diğer modellerden daha düşük sapmaya sahip olduğu görülmektedir. Bu konuda Model 2 ve Model 4 en başarısız modeller olup her ikisi de Model 1'den daha yüksek sapma içermektedir. Model 1'in etkinsizlik bileşeninin diğer üç modelden daha düşük düzeyde olduğu görülmektedir. Rassal hata düzeyleri, portföydeki menkul kıymet çeşit sayısı verili iken Model 1, Model 3 ve Model 4'de aynıdır. Model 2 ise rassal hatayı bazı portföylerde azaltmasına rağmen fark çok küçüktür. Bu durumda, günlük gözlem sıklığı kullanımında Model 3'ün esasta sapmayı azaltıcı etkisi nedeniyle diğer üç modelden daha başarılı tahminlerde bulunduğu kolaylıkla söylenebilir.

Tablo 65: 1999-2002 Döneminde Model 1 ve Model 2'ye Ait OHK İstatistiklerinin Bileşenlerinin Karşılaştırmalı İncelenmesi

	Model 1						Model 2					
	n=1	n=2	n=3	n=5	n=8	n=10	n=1	n=2	n=3	n=5	n=8	n=10
Günlük												
OHK	0.0221	0.0168	0.0176	0.0142	0.0135	0.0133	0.0468	0.0420	0.0439	0.0414	0.0406	0.0402
<i>OHK Bileşenleri</i>												
Sapma	0.0092	0.0092	0.0096	0.0106	0.0106	0.0106	0.0332	0.0332	0.0348	0.0372	0.0372	0.0372
Etkinsizlik	0.0000	0.0008	0.0015	0.0017	0.0009	0.0010	0.0007	0.0022	0.0025	0.0026	0.0016	0.0015
Rassal Hata	0.0129	0.0068	0.0065	0.0020	0.0021	0.0017	0.0129	0.0065	0.0066	0.0017	0.0017	0.0015
Haftalık												
OHK	0.0321	0.0206	0.0171	0.0149	0.0136	0.0133	0.0514	0.0414	0.0386	0.0374	0.0362	0.0359
<i>OHK Bileşenleri</i>												
Sapma	0.0088	0.0088	0.0085	0.0096	0.0096	0.0096	0.0288	0.0288	0.0293	0.0317	0.0317	0.0317
Etkinsizlik	0.0004	0.0001	0.0003	0.0003	0.0018	0.0012	0.0001	0.0006	0.0006	0.0006	0.0033	0.0021
Rassal Hata	0.0228	0.0117	0.0084	0.0051	0.0022	0.0025	0.0225	0.0120	0.0087	0.0051	0.0012	0.0020

Tablo 66: 1999-2002 Döneminde Model 3 ve Model 4'e Ait OHK İstatistiklerinin Bileşenlerinin Karşılaştırmalı İncelenmesi

	Model 3						Model 4					
	n=1	n=2	n=3	n=5	n=8	n=10	n=1	n=2	n=3	n=5	n=8	n=10
Günlük												
OHK	0.021	0.016	0.017	0.013	0.012	0.011	0.024	0.019	0.020	0.016	0.016	0.015
<i>OHK Bileşenleri</i>												
Sapma	0.0054	0.0054	0.0066	0.0077	0.0077	0.0077	0.0109	0.0109	0.0115	0.0126	0.0126	0.0126
Etkinsizlik	0.0028	0.0043	0.0041	0.0033	0.0023	0.0020	0.0001	0.0011	0.0017	0.0018	0.0010	0.0011
Rassal Hata	0.0129	0.0068	0.0065	0.0020	0.0021	0.0017	0.0129	0.0068	0.0065	0.0020	0.0021	0.0017
Haftalık												
OHK	0.031	0.022	0.018	0.016	0.015	0.015	0.032	0.022	0.019	0.016	0.016	0.015
<i>OHK Bileşenleri</i>												
Sapma	0.0075	0.0075	0.0084	0.0100	0.0100	0.0100	0.0106	0.0106	0.0106	0.0118	0.0118	0.0118
Etkinsizlik	0.0012	0.0027	0.0017	0.0012	0.0032	0.0022	0.0000	0.0004	0.0007	0.0010	0.0021	0.0018
Rassal Hata	0.0228	0.0117	0.0084	0.0051	0.0022	0.0025	0.0212	0.0110	0.0072	0.0035	0.0017	0.0013

Haftalık gözlem sıklığı için yapılan kıyaslamada ise, yine yukarıdaki bulgulara paralel olarak, sapmanın Model 2 ve Model 4 kullanımında diğer iki modele göre yükseldiği görülmektedir. Bu konuda Model 3'ün de Model 1'den pek yüksek bir performans gösteremediği tespit edilmiştir. Benzer biçimde Model 3 etkinsizlik bileşeninde de daha yüksek değerlere sahiptir. Rassal hatanın yine her iki modelde aynı olması, Model 1'in daha etkin bir model olması nedeniyle haftalık gözlem sıklığında daha yüksek performans sağladığını göstermektedir.

Temel beta modellerine ilişkin olarak yapılan incelemelerin bulgularının, düzeltilmemiş beta ve betanın eğilimini dikkate alan düzeltme modelleri ile kıyaslanması ise Tablo 67'deki gibidir:*

Tablo 67: Günlük Gözlem Sıklığı İçin Düzeltilmemiş, Blume, Vasicek ve Temel Beta Modellerine Ait Ortalama Hata Kareleri İstatistikleri

	n=1	n=2	n=3	n=5	n=8	n=10
Düzeltilmemiş	0.0205	0.0154	0.0152	0.0107	0.0097	0.0102
Betanın Eğilimini Dikkate Alan Düzeltme Modelleri						
Blume	0.0186	0.0135	0.0142	0.0099	0.0090	0.0086
Vasicek	0.0203	0.0149	0.0155	0.0105	0.0097	0.0100
Temel Beta Modelleri						
Model 1	0.0221	0.0168	0.0176	0.0142	0.0135	0.0133
Model 2	0.0468	0.0420	0.0439	0.0414	0.0406	0.0402
Model 3	0.0212	0.0165	0.0171	0.0130	0.0121	0.0114
Model 4	0.0239	0.0188	0.0197	0.0164	0.0157	0.0154

Günlük gözlem sıklığı kullanımı ile yapılan tahminlere ilişkin hata istatistiklerinin sonuçları kıyaslandığında, tüm portföyler için geçerli olmak üzere Blume Düzeltme Modeli'nin en başarılı yöntem olduğunu görülmektedir. Temel beta modellerinin tümü, hem düzeltilmemiş beta ile yapılan tahminlerden hem de betanın eğilimini dikkate alan düzeltme modellerinin tahminlerinden daha başarısızdır. Temel beta modellerinden günlük gözlem sıklığında en başarılı olan Model 3'ün sapmasının hem düzeltilmemiş beta hem de Vasicek Düzeltme Modeli'nden daha

* Kıyaslamalarda özellikle OHK istatistiğinin bileşenleri kullanılacağı için burada OMHY istatistikleri tekrar edilmemiştir.

düşük olduğu görülmektedir; ancak, aynı model Blume Modeli'nden daha yüksek sapma içermektedir. Model 3'ün esasta Blume Modeli'nin eşleniği olduğu gözönüne alındığında, bu durum, Blume Modeli'nin finansal oranların kullanımı ile açıklayıcılığının arttırılamadığına işaretir. Bu ifade, günlük gözlem sıklığında, tüm diğer eşlenik modeller için geçerlidir. Diğer bir deyişle düzeltilmemiş modelin eşleniği olan Model 1, Vasicek'in eşleniği olan Model 4 ve yine Blume Modeli'nin eşleniği sayılabilecek Model 2 de türetildikleri ana modellerin tahmin gücünü yükseltememektedirler.

Tablo 68: Haftalık Gözlem Sıklığı İçin Düzeltilmemiş, Blume, Vasicek ve Temel Beta Modellerine Ait Ortalama Hata Kareleri İstatistikleri

	n=1	n=2	n=3	n=5	n=8	n=10
Düzeltilmemiş	0.0316	0.0232	0.0170	0.0144	0.0152	0.0130
Betanın Eğilimini Dikkate Alan Düzeltme Modelleri						
Blume	0.0291	0.0198	0.0159	0.0139	0.0135	0.0125
Vasicek	0.0304	0.0205	0.0151	0.0129	0.0132	0.0116
Temel Beta Modelleri						
Model 1	0.0321	0.0206	0.0171	0.0149	0.0136	0.0133
Model 2	0.0514	0.0414	0.0386	0.0374	0.0362	0.0359
Model 3	0.0315	0.0218	0.0185	0.0163	0.0154	0.0148
Model 4	0.0318	0.0219	0.0185	0.0162	0.0155	0.0148

Tablo 68'de yer alan haftalık gözlem sıklığı kullanımı ile yapılan tahminlere ilişkin hata istatistiklerinin sonuçları incelendiğinde tüm portföyler için geçerli olmak üzere temel beta modellerinin, betanın eğilimini dikkate alan düzeltme modellerinin tahminlerinden daha başarısız olduğu tespit edilmiştir. Yine yukarıdaki tespitlere paralel olarak temel beta modellerinden hiçbirinin eşleniğinin tahmin gücüne anlamlı bir pozitif katkısından bahsedilememektedir.

Tablo 69: Aylık Gözlem Sıklığı İçin Düzeltilmemiş, Blume, Vasicek ve Temel Beta Modellerine Ait Ortalama Hata Kareleri İstatistikleri

	n=1	n=2	n=3	n=5	n=8	n=10
Düzeltilmemiş	0.0359	0.0234	0.0163	0.0118	0.0084	0.0087
Betanın Eğilimini Dikkate Alan Düzeltme Modelleri						
Blume	0.0223	0.0101	0.0061	0.0058	0.0019	0.0004
Vasicek	0.0262	0.0147	0.0099	0.0077	0.0035	0.0028
Temel Beta Modelleri						
Model 4	0.0223	0.0106	0.0072	0.0068	0.0044	0.0030

Tablo 69'dan da izlenebileceği üzere aylık gözlem sıklığı kullanımı ile yapılan tahminler içerisinde en başarılı yöntem yine Blume Modeli'dir. Burada dikkat çekici bir diğer durum, Model 4'ün tüm portföyler için düzeltilmemiş yöntemden başarılı olmasıdır. Yine, bu model eşleniği olan Vasicek Düzeltme Modeli ile kıyaslandığında, sekiz ve on çeşit menkul kıymet içeren portföyler dışında, genel olarak daha başarılı tahminlerde bulunmaktadır. Diğer bir ifadeyle Model 4, yukarıdaki tespitlerden farklı biçimde eşleniğinin tahmin gücünü arttırmaktadır. Bu durumun nedenlerini ortaya koymak üzere Model 4'e ait aylık OHK istatistiğini bileşenleri Tablo 70'teki gibi incelenmiştir.

Tablo 70: 1999-2002 Döneminde Model 4'e Ait Aylık OHK İstatistiğinin Bileşenleri

	Model 4					
	n=1	n=2	n=3	n=5	n=8	n=10
Aylık						
OHK	0.0223	0.0106	0.0072	0.0068	0.0044	0.0030
<i>OHK Bileşenleri</i>						
Sapma	0.0021	0.0021	0.0027	0.0028	0.0028	0.0028
Etkinsizlik	0.0017	0.0028	0.0016	0.0029	0.0013	0.0002
Rassal Hata	0.0185	0.0057	0.0030	0.0011	0.0002	0.0000

Modelin OHK bileşenleri incelendiğinde hem düzeltilmemiş beta hem de Vasicek Modeli'ne göre başarılı olmasının temel nedeninin rassal hatayı belirgin biçimde azaltması olduğu görülmektedir. Blume Modeli'nin rassal hata düzeyinin düzeltilmemiş modelle aynı olduğu gözönüne alındığında, Model 4 rassal hatayı

azaltmak konusunda Blume Modeli'nden başarılıdır. Bu model şu ana kadar incelenen modeller arasında rassal hatayı belirgin biçimde azaltan tek modeldir. Demek ki, modelin beklenmeyen değişimleri tahmin etme kabiliyeti diğerlerinden yüksektir. Modelin buna rağmen Blume Modeli'nden daha başarısız olması ise hem sapma hem etkinsizlik bileşenlerinin görece yüksek olmasından kaynaklanmaktadır. Zira Blume Modeli bu iki bileşeni aylık gözlemlerde ortadan kaldırmaktadır.

Genel olarak incelendiğinde, temel beta modellerinin hiçbiri tahmin hatasını en aza indiren modeller değildir. Aksine, bu modeller genel olarak düzeltilmemiş model ve tarihsel betanın eğilimini dikkate alan modellere göre daha başarısız tahminler yapmaktadırlar.

Modellerin başarısız olmasına ilişkin ilk akla gelen neden kullanılan istatistiksel analiz yöntemleridir. Hem modellerin uygulanabilmesi için kullanılan bağımsız değişkenlerin seçiminden hem de bu değişkenlere uygulanan regresyon yönteminden kaynaklı sorunlar olabilir. Bu nedenle çalışmada öncelikle bağımsız değişkenlerin seçimi için kullanılan Pearson korelasyon analizine alternatif olarak Spearman korelasyon analizi ile bağımsız değişkenler belirlenerek inceleme yoluna gidilmiştir. Zira Pearson korelasyon analizinde bağımlı değişken ile bağımsız değişkenler arasındaki ilişkinin gücüne bakılarak temsilci değişken belirlenirken Spearman korelasyon analizinde bağımsız değişkenler arasındaki ilişkiler dikkate alınarak temsilci değişken seçilmektedir. Bu biçimde belirlenen değişkenler ile yinelenen adım adım (stepwise) regresyon analizlerinin bulguları incelendiğinde hiçbir durumda daha yüksek bir açıklayıcılık düzeyine ulaşamadığı bulgulanmıştır. Bu noktada ikinci durum ele alınarak uygulanan regresyon yönteminden kaynaklı sorunlar olabileceği olasılığı incelenmiştir. Bu çalışmada kullanılan adım adım regresyon yönteminin en önemli yararı genellikle istatistiksel analizlerde istenmeyen bir durum olan çoklu doğrusal bağlantı problemine çözüm üretmesidir. Asal bileşenler analizi bu yönüde bir alternatif oluşturmaktadır. Zira, asal bileşenler analizi değişkenlerin dönüştürülmesi yoluyla çoklu doğrusal bağlantı problemini ortadan kaldırırken regresyon parametre ve aralık tahminlerinin güçlendirilmesi amacıyla kullanılmaktadır. Bu noktadan hareketle çalışmada asal bileşenler analizi kullanılarak inceleme yoluna gidilmiştir. Ancak bu analizden elde edilen bulgular

incelendiğinde hiçbir durumda modellerin açıklayıcılık düzeylerinin adım adım regresyon yöntemindekinden daha yüksek olmadığı sonucu elde edilmiştir.

Elde edilen bulgular finansal oranlar ile sistematik risk arasındaki ilişkinin hem dönemden döneme hem verili bir dönem için kullanılan gözlem sıklığına hem de modele bağlı olarak değiştiğini göstermektedir. 1991-1994 kestirim döneminde finansal oranlar ile sistematik risk arasında anlamlı bir model kurulamamakta, 1995-1998 kestirim döneminde ise aylık gözlem sıklığı için aynı durum söz konusu olmaktadır. 1995-1998 döneminde kurulan modellerin ise hem açıklayıcılıklarının düşük olması hem de sistematik risk tahminlerinde başarısız olması da gözönüne alındığında, finansal oranların sistematik riski açıklamak ve tahminlemek için yeterince uygun değişkenler olmadığı söylenebilir. Bu durum, teorik olarak, göz ardı edilen değişkenlerden veya değişkenlerin ölçüm ya da tahmin hatalarından kaynaklı sorunlar olabileceğine işaret etmektedir. Konuya ilişkin akademik yazında yeralan çalışmaların büyük bir kısmı hem sistematik riskle ilişkili finansal oranları hem de bu finansal oranların nasıl ölçüleceğini inceleyen teorik çalışmaların yetersizliğinin bahsedilen problemleri yarattığına dikkat çekmektedirler. Zira bu çalışmadakine benzer biçimde finansal oranların sistematik risk üzerinde yetersiz bir açıklayıcılığı olduğuna ilişkin bulgulara akademik yazında da rastlanmaktadır. Gelişmiş ülke piyasalarında yapılan çalışmalarda dahi temel beta modellerinin açıklayıcılıkları döneme, kullanılan oranlara ve bunların ölçüm biçimlerine bağlı olarak farklılaşmaktadır. Yine, bu çalışmaya benzer olarak Blume ve Vasicek gibi tarihsel betanın eğilimini dikkate alan modeller ile temel beta modellerini kıyaslayan çalışmalarda da benzer bulgulara rastlanmaktadır; temel beta modellerinin diğer modellere görece sistematik riski tahmin gücü ya daha düşük ya da az miktarda yüksek çıkmaktadır.

Modelde kullanılan değişkenlerin ölçümünde kullanılan verilerin güvenilirliği de modellerin başarısızlığının bir diğer olası nedenidir. Bu noktada, finansal tabloların yeterince sağlıklı ve doğru bilgiyi içerip içermediği, bir diğer deyişle güvenilirlikleri, değişkenlerin ölçümünde ve dolayısıyla modelin başarısında bir diğer etken olarak karşımıza çıkmaktadır.

Bu noktaya dek yapılan incelemelerin sonucunda, finansal oranların tek başlarına açıklayıcı gücü arttıramaması akla bir diğer alternatifin kullanımını

getirmektedir: Bileşik Model. Tarihsel beta ve finansal değişkenlerin birlikte kullanımını içeren bu modelin, aynı zamanda konuya ilişkin akademik yazında hem teorik hem de pratik olarak destek bulması gözönüne alınarak, uygulaması aşağıdaki bölümde incelenmektedir.

6.7.2.4. Bileşik Model'in İncelenmesi ve Elde Edilen Bulgular

Bileşik Model, tarihsel betanın bir tahminleyen olarak kullanımını içeren düzeltilmemiş beta ve firmanın temel bileşenlerini dikkate alan beta modellerinin birlikte kullanımını içeren bir tekniktir. Burada, her iki tahmin modelinin üstün yanlarının bir araya gelerek daha başarılı bir performans sağlaması beklenmektedir. Zira düzeltilmemiş beta modelinin görece üstün yanı, hisse senedinin getiri verilerine dayalı olması nedeniyle, modelin piyasadaki hareketlenmelerden kaynaklı değişimleri daha etkin ve hızlı biçimde tahmini beta değerine yansıtmasıdır. Ancak, aynı model, firmanın temel karakteristiklerindeki değişimleri aynı başarı ile içermemekte ve çok daha uzun bir dönemden sonra yansıtılabilmektedir. Temel beta modeli ise, aksine doğrudan bu karakteristikleri kullanarak tahmin yapması sebebiyle, bu türden değişimlere hızlı biçimde tepki vermek üzerine şekillendirilmiştir. Ancak, temel beta modeli her firmanın sistematik riskinin aynı temel değişkenlere aynı biçimde tepki verdiğini varsaymaktadır. Bu durum ise modelin zayıf yanını oluşturmaktadır. Her iki modele ait dezavantajları ortadan kaldırırken ya da en azından etkilerini azaltırken üstün yanlarını bir araya getiren bir model arayışının sonucunda ortaya Bileşik Model çıkmaktadır.

Bu çalışmada özellikle temel beta modellerine ait bulgular, finansal oranların tek başına tahmin modelinde kullanımının beta tahmininde açıklayıcılığı artırmadığını göstermektedir. Yukarıdaki açıklamalar doğrultusunda, Bileşik Model kullanılarak yapılacak tahminlerin daha açıklayıcı olabileceği öngörüsünden yola çıkılarak çalışmada bu modele de yer verilmiştir.

6.7.2.4.1. Araştırmanın Amacı ve Kapsamı

Bu araştırmanın amacı tarihsel betanın bir tahminleyen olarak kullanımını içeren düzeltilmemiş beta ve firmanın temel bileşenlerini dikkate alan beta

modellerinin birlikte kullanımının, betanın tahmin ve açıklayıcılık gücü üzerindeki etkisinin incelenmesidir. Bu amaca yönelik olarak, öncelikle Bileşik Model oluşturulmuştur; daha sonra, model kullanılarak tahminlenen betalar ile diğer modellerden elde edilen beta değerleri kıyaslanarak incelenmiştir. Böylelikle, modelin diğerlerinden daha üstün bir tahminleyen olarak kullanılıp kullanılamayacağı belirlenmiştir.

6.7.2.4.2. Araştırmanın Veri Seti

Araştırmada, daha önceki kısımda elde edilen ilgili alt dönemlere ait tarihsel beta değerleri ve finansal oranlar veri setini oluşturmaktadır.

6.7.2.4.3. Araştırmanın Modeli

Araştırmada öncelikle kestirim dönemine (t-1) ait tarihsel beta katsayıları bağımlı değişken ve yine aynı döneme ait finansal oranlar ile bir önceki döneme (t-2) ait tarihsel beta değeri bağımsız değişkenler alınarak çoklu regresyon analizi yapılmakta ve tahmin için kullanılacak regresyon denklemi oluşturulmaktadır.

$$\beta_{t-1} = a + \sum b_n \cdot X_{n,t-1} + c \cdot \beta_{t-2} \quad (63)$$

β_{t-1} : (t-1) dönemine ait tarihsel beta katsayısı

$X_{n,t-1}$: (t-1) döneminde hesaplanmış finansal oranın değeri

β_{t-2} : (t-2) dönemine ait tarihsel beta katsayısı

a, b_n ve c : Regresyon katsayıları

Çalışmada çoklu regresyon denklemini oluşturmak için 1991-1994 dönemine ait tarihsel beta değerleri ve 1995-1998 dönemine ait finansal oranların değerleri kullanılmıştır. Daha sonra, bu denklem yoluyla yine kestirim dönemine (t-1) ait finansal oranlar ve tarihsel beta değeri kullanılarak elde edilen beta değerleri, bir sonraki dönemin en iyi tahminleyeni olarak alınmaktadır.

$$\hat{\beta}_t = a + \sum b_n \cdot X_{n,t-1} + c \cdot \beta_{t-1} \quad (64)$$

Burada, $\hat{\beta}_t$, t dönemindeki tahmini beta katsayısını ifade etmektedir. a, b_n ve c yukarıdaki regresyon denkleminin katsayılarıdır. β_{t-1} ise kestirim dönemine ait

tarihsel beta katsayısıdır. Modelde, görüldüğü üzere kestirim dönemine ait tarihsel beta ve finansal oranların değerleri bir sonraki dönemin en iyi tahminleyeni olarak alınmaktadır. Çalışmada, 1995-1998 dönemine ait tarihsel beta ve ilgili finansal oranların değerleri kullanılarak, 1999-2002 dönemi için tahmini beta değerleri oluşturulmuştur.

6.7.2.4.4. Araştırmanın Bulguları ve Bulguların Değerlendirilmesi

Çalışmanın ilk aşamasında, yapılacak çoklu regresyon analizi için 1995-1998 dönemine ait tarihsel beta değerleri ile en yüksek korelasyonu içeren finansal oranların belirlenmesi gerekmektedir. Bu finansal oranlar, doğal olarak, temel beta için kullanılan Model 1’de yer alanlardır. Bu nedenle, her üç gözlem sıklığı için kullanılacak oranlar ve beta ile korelasyonları Tablo 49’dan izlenebilir.

İkinci aşamada, bağımsız değişkenler ile tarihsel beta değerleri arasındaki ilişki çoklu regresyon analizi ile incelenmiştir. Çoklu regresyon için kullanılan yöntem adım adım regresyon (stepwise regression) modelidir. Yapılan regresyon analizlerinin sonucunda sadece günlük gözlem sıklığına dayalı betalar için tahmin denklemi oluşturulabilmiştir. Haftalık ve aylık gözlemler için yapılan analizlerde ise, modelde açıklayıcı değişken olarak sadece 1991-1994 dönemine ait tarihsel beta değerleri yer almaktadır. Bu durumda oluşan model bileşik bir model olmamaktadır. Bu nedenle, tahminler için sadece günlük beta değerleri kullanılmıştır. Oluşturulan tahmin modelinde yer alan açıklayıcı değişkenler ve ilgili istatistiksel bilgiler Tablo 71’de gösterildiği gibidir.

1995-1998 kestirim dönemi için yapılan çoklu regresyon analizinin bulguları incelendiğinde, günlük gözlem sıklığı için likidite (asit test oranı), kâr payı dağıtım ve tarihsel beta değerlerinin açıklayıcı değişkenler olarak modelde yer aldığı ve tahmin için kullanılması gerektiği görülmektedir. Modelin belirlilik katsayısı (R^2) 0,367’tür. Bunun anlamı modelin kullanımı ile ilgili dönemde betanın %36,7’lik kısmının açıklanabilmekte olduğudur.

Tablo 71: Günlük Gözlem Sıklığı İçin Bileşik Modele Ait Çoklu Regresyon Analizinin Bulguları

DEĞİŞKENLER	İSTATİSTİK DEĞERLERİ
Sabit	0.763
t değeri	7.632
Anlamlılık	0.000
Regresyon katsayıları:	
β_{t-2}	0.256
t değeri	2.870
Anlamlılık	0.007
Likidite	-0.067
t değeri	-2.551
Anlamlılık	0.015
Kâr Payı Dağıtım	-0.144
t değeri	-2.169
Anlamlılık	0.036
Tahminin Standart Hatası	0.101
R²	0.367
Düzeltilmiş R²	0.319
F	7.718
Anlamlılık	0.000

Hem değişkenlerin hem de modelin anlamlılık düzeylerinin yüksek olduğu da görülmektedir. Buna göre modelde yeralan katsayıların tümü % 5 düzeyinde anlamlı iken modelin tamamı % 1 düzeyinde anlamlıdır. Değişkenlere ait katsayıların işaretleri incelendiğinde, likidite ve kâr payı dağıtım ile betanın beklenen biçimde ters yönlü ilişkili olduğu görülmektedir.

Yukarıdaki regresyon denkleminin katsayıları ve 1995-1998 döneminde ilgili finansal orana ait değerler ve tarihsel beta değerleri kullanılarak, 1999-2002 dönemi için tahmini beta katsayıları oluşturulmuş ve hata istatistikleri hesaplanmıştır. Elde edilen hata istatistik değerleri Tablo 72’de verilmiştir. Modelin uygulanması ile elde edilen tekil hisse senetlerine ait tahmini beta katsayılarının değerleri Ek 6’da verilmiştir.

Tablo 72: Bileşik Modele Ait Ortalama Hata Kareleri (OHK) ve Ortalama Mutlak Hata Yüzdeleri (OMHY) İstatistiği Değerleri

	n=1	n=2	n=3	n=5	n=8	n=10
OHK						
Günlük	0.0278	0.0130	0.0132	0.0090	0.0084	0.0082
OMHY						

Günlük	0.1659	0.1280	0.1353	0.1187	0.1165	0.1159
--------	--------	--------	--------	--------	--------	--------

Tablo 72 incelendiğinde, genel olarak Bileşik Model'in portföydeki menkul kıymet çeşit sayısı arttıkça daha başarılı tahminlerde bulunduğu görülmektedir. Ancak, yine tüm diğer modellerin bulgularına paralel olarak üçten fazla çeşit menkul kıymet içeren portföylerde tahmin hatalarındaki azalış küçülmektedir. Bileşik Model ile diğer modellerin kıyaslaması ise aşağıdaki bölümde verilmiştir.

6.7.2.4.5. Bileşik Model'in Karşılaştırmalı İncelemesi

Bu bölümde, Bileşik Model sadece günlük gözlem sıklığına dayalı beta değerleri kullanıldığında kurulabildiği için, kıyaslamada diğer modellerin de günlük gözlem sıklığına ait hata istatistik sonuçları kullanılmıştır.

Tablo 73'te yeralan hata istatistiği değerleri incelendiğinde, tekil hisse senetleri için yine en iyi model Blume Modeli'dir. Bu modeli Bileşik Model takip etmektedir. Tekil hisse senetleri için her iki modelin istatistiksel hata değerleri birbirine oldukça yakındır. Diğer tüm portföyler için ise Bileşik Model'in en iyi model olduğu görülmesine rağmen hata istatistiklerinin Blume Modeli ile çok yakın değerler içerdiği dikkati çekmektedir. OMHY istatistikleri kıyaslandığında Bileşik Model'in Blume Modeli'ne kıyasla hataları azaltıcı etkisi % 0,1 - % 0,7 aralığında yer almaktadır. Aynı durum OHK için incelendiğinde modelin hataları azaltıcı etkisinin 0,0004-0,0010 aralığında olduğu görülmektedir. Bu durum esasta, düzeltilmemiş beta ve firmanın temel bileşenlerini dikkate alan beta modellerinin birlikte kullanımının betanın tahmin ve açıklayıcılık gücü üzerindeki etkisinin Blume Modeli'ne göre çok düşük olduğunun kanıtıdır.

Tablo 73: Günlük Gözlem Sıklığı İçin Düzeltilmemiş, Blume, Vasicek, Temel Beta ve Bileşik Modele Ait Ortalama Hata Kareleri İstatistikleri

	n=1	n=2	n=3	n=5	n=8	n=10
Düzeltilmemiş	0.0205	0.0154	0.0152	0.0107	0.0097	0.0102
Betanın Eğilimini Dikkate Alan Düzeltme Modelleri						
Blume	0.0186	0.0135	0.0142	0.0099	0.0090	0.0086
Vasicek	0.0203	0.0149	0.0155	0.0105	0.0097	0.0100

Temel Beta Modelleri						
Model 1	0.0221	0.0168	0.0176	0.0142	0.0135	0.0133
Model 2	0.0468	0.0420	0.0439	0.0414	0.0406	0.0402
Model 3	0.0212	0.0165	0.0171	0.0130	0.0121	0.0114
Model 4	0.0239	0.0188	0.0197	0.0164	0.0157	0.0154
Bileşik Model	0.0278	0.0130	0.0132	0.0090	0.0084	0.0082

Bu durumun nedenini incelemek üzere modelin hata bileşenlerinin değerlerine ilişkin bilgiler Tablo 74’te verilmiştir.

Tablo 74: 1999-2002 Döneminde Bileşik Modele Ait OHK Bileşenleri

	n=1	n=2	n=3	n=5	n=8	n=10
Günlük						
OHK	0.0278	0.0130	0.0132	0.0090	0.0084	0.0082
<i>OHK Bileşenleri</i>						
Sapma	0.0059	0.0059	0.0066	0.0071	0.0071	0.0071
Etkinsizlik	0.0036	0.0004	0.0007	0.0005	0.0003	0.0003
Rassal Hata	0.0183	0.0067	0.0059	0.0014	0.0010	0.0008

Modelin hata bileşenleri Düzeltilmemiş, Blume ve Vasicek Modelleri ile kıyaslandığında tahmin hatalarının daha az sapma içerdiği ve modelin etkinliğinin daha yüksek olduğu görülmektedir. Bu durum, aynı zamanda modelin toplam hatasının özellikle Blume Modeli’nden az da olsa düşük olmasının nedenidir. Ancak, rassal hata bileşeni incelendiğinde yukarıdaki tespitlerin aksine, model diğerlerinden her durumda daha başarısızdır. Diğer bir ifade ile, modelin beklenmeyen değişimleri tahmin etmek konusunda diğer modellerden daha başarısız olduğu tespit edilmiştir. Bu durumda, hem Blume Modeli ile kıyaslandığında hataları azaltıcı etkisinin oldukça düşük olması hem de beklenmeyen değişimleri tahmin etmek konusunda diğer modellere göre başarısızlığı gözönüne alınarak Bileşik Model’in beklenen başarıyı sağlayamadığı ortadadır.

Ancak bu noktada, Bileşik Model’in hem sadece firmanın temel bileşenlerini dikkate alan modellerden hem de düzeltilmemiş beta modelinden çok daha iyi bir performans gösterdiğine dikkat etmek gerekir. Zira, modelin esas amacı firmanın temel bileşenlerini de dikkate alarak düzeltilmemiş modelin açıklayıcılığını arttırmaktır. Bulgular, modelin bu amacı yerine getirdiğini göstermektedir. Bu bulgu

genel olarak konuya ilişkin akademik yazına paraleldir. Diğer bir deyişle beta tahminlerinde tarihsel betanın açıklayıcı gücü finansal oranların kullanımı ile arttırılabilmektedir.

Bileşik Model’de açıklayıcı değişken olarak yer alan finansal oranlar genel olarak bir sermaye piyasasının yapısal özelliklerini ve piyasa katılımcılarının riske ilişkin algılarını ortaya koymak için de kullanılabilmektedir. Bu çalışmada Bileşik Model’de yer alan finansal oranların likidite ve kâr payı dağıtım oranı olması da bu anlamda dikkat çekicidir. Zira, bu iki finansal oran da riskin kısa vadeli bileşenleridir. ABD ve diğer gelişmiş ülke piyasalarında yapılmış temel beta ve bileşik modele ilişkin çalışmaların bulguları ise riskin kısa ve uzun vadeli bileşenlerinin birlikte kullanıldığına dair kanıtlar içermektedir. Diğer bir deyişle çalışmanın bulguları, gelişmiş ülke piyasalarının aksine Türk Sermaye Piyasası’nda riskin kısa vadeli bir yatırım kararı fonksiyonu olarak algılandığına işaret etmektedir. Piyasaya ilişkin bu özelliğin, hem sistematik riskin bileşenlerinin ortaya konulmasına hem de daha başarılı tahmin modelleri oluşturulmasına yönelik çalışmalarda dikkate alınması faydalı olacaktır.

SONUÇ VE ÖNERİLER

İktisadî modeller öncelikle bir birey tipini, onun davranışsal özelliklerini ve dünya görüşünü temel varsayım olarak alır; daha sonra, bu varsayım veri iken fiyat oluşumunu inceler. Neoklasik iktisatta bu durum, yansımalarını tekil olarak faydacı bireylerden oluşmuş bir dünya varsayımı altında fiyatların incelenmesi biçiminde bulunmaktadır. Bu insan modelinin, toplumdaki çoğu insanın zihinsel sürecine tamamen yabancı olduğu ve onların davranışlarının doğru bir yansımalarını oluşturmadığı gerekçeleriyle eleştirilmesine rağmen, özellikle bir grup insan için

tamamen tanımlayıcı olduđu söylenebilir: Menkul kıymetlerden kurulu geniş bir yatırım portföyüne sahip insan grubu. Sahip olunan varlıkların değeriindeki artışı azamileştirmek amacıyla akıllıca hesaplamalar ve varlık portföyünde sürekli marjinal ayarlamalar yapması, bu tip bireyin en iyi neoklasik marjinalcilikle açıklanmasına neden olmaktadır.

Ekonominin özellikle son dönemlerde en gelişkin alanı olan finasta ise asıl olarak incelenen, bireysel ya da kurumsal yatırımcıların nasıl en iyi kararı alacaklarıdır. Bu noktada, piyasadaki menkul kıymet fiyatları veri olarak alınmakta ve karar alıcının bazı objektif fonksiyonları (fayda, beklenen getiri ya da ortakların değeri gibi) nasıl en yükseğe çıkaracağı incelenmektedir. Diğer bir deyişle, neoklasik iktisadın bulgularını veri alan finans kuramı yine neoklasik iktisadın varsaydığı faydacı insan için en ideal çözümleri ortaya koyma çabasındadır.

Bu çaba, kendisini getiri ve risk kavramlarının modellenmesinde bariz biçimde göstermektedir. Zira getiri ve risk olguları, faydasını azamileştirme arzusunda olan birey için, akılcılığının tartışılmaz gereğı olarak, karar alma sürecinin temel unsurlarıdır. Finans, değer ve fiyat kavramlarından yola çıkarak, getiri ve riski ölçmeye ve bunları yatırımcılar için en iyi sonuçları elde edecek biçimde birleştirmeye çalışmaktadır.

Sistematik risk olgusunun ortaya konulması riskin yapısına ilişkin bu çalışmaların bir ürünü olup, finans teorisine yapılmış en önemli katkılar arasında yer almaktadır. Getiri - risk ilişkisini incelemek üzere geliştirilen modellerin tümü, ister portföy seçimine isterse varlık fiyatlamaya ilişkin olsun, yatırımcıların kararlarında sistematik riskin belirleyici tek etken olduğunu göstermektedir. Bu nedenle sistematik riskin ölçüm ve tahmini finasta önemini yitirmeyen bir konum edinmiş ve çok sayıda incelemenin konusu olmuştur.

Özellikle gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasalarında gözlemlenen hem yüksek risk yapısı hem de sistematik riskin toplam risk içerisindeki payının görece yüksekliği dikkate alındığında sistematik riskin başarılı biçimde modellenmesinin yatırımcının daha sağlıklı karar almasına ve daha başarılı yatırım stratejileri oluşturmaya önemli katkılarda bulunacağı ortadadır. Riskin bileşenlerinin incelenmesinin ve modellenmesinin yatırım kararlarının etkinliğinin arttırılması ve daha başarılı bir portföy yönetiminin sağlanması gibi mikro

işlevlerinin yanı sıra finansal piyasaların gelişmesi ve kaynak dağılımının düzenlenmesi gibi makro işlevlerinin de söz konusu olduğu söylenilebilir.

Yukarıda bahsedilen önemine karşın, sistematik riskin ölçüm ve tahmin yöntemlerine ilişkin ülkemizdeki çalışmaların azlığı bu çalışmanın temel motivasyon kaynağıdır. Zira, özellikle son yıllarda ülkemizde getiri-risk modellerinin piyasa üzerinde test edildiği çalışma sayısında artış beraberinde sistematik riske ilişkin daha fazla ve etkin çalışma yapılması gerekliliğini doğurmaktadır. Bu çalışma, literatürümüzdeki bu eksikliği gidermeye ve daha farklı incelemelerin önünü açmaya yönelik bir çaba olarak değerlendirilebilir.

Bu çalışmanın ana amacı sistematik risk tahmin modellerinin Türk Sermaye Piyasası'nda geçerlilik düzeylerinin, tahminlenen değerler ile gerçek değerlerin karşılaştırılması üzerinden tespit edilmesidir. Böylelikle farklı modellerin sistematik risk tahmin gücü üzerine etkisi incelenerek geçerlilikleri, kullanılabilirlik düzeyleri ve tahmin güçleri karşılaştırmalı olarak değerlendirilmiştir.

Çalışma altı ana bölümden oluşmaktadır. İlk bölümde genel olarak getiri ve risk kavramlarının incelenmesi yapıldıktan sonra, hem getiri-risk modellerinde sistematik riskin önemini hem de bu çalışmada kullanılan pazar modelinin oluşum sürecini açıklamak üzere portföy seçim problemine yönelik düzenleyici modeller ikinci bölümde ele alınmıştır. Üçüncü bölüm varlık fiyatlamaya ilişkin tanımlayıcı modellerin ve sistematik riskin bu modellerdeki öneminin açıklanması üzerinedir.

Çalışmanın dördüncü bölümü sistematik riskin ölçütü olan beta katsayısının kavramsal olarak incelenmesi ve ölçüm sorunlarına ayrılmıştır. Bu bölümde öncelikle, sistematik risk iktisadî açıdan ele alınmakta ve bileşenleri ortaya konulmaktadır. Daha sonra, sistematik risk ölçüm teknikleri incelenmekte ve ölçüme ilişkin sorunlar literatürdeki çalışmalar çerçevesinde etraflıca anlatılmaktadır.

Sistematik riskin ölçümü kadar tahmini de önem arzetymekte ve tarihsel verileri kullanarak tahmini değerler elde etmeye çalışan tüm modellerin özünde olduğu gibi bazı sorunlar içermektedir. İşte bu tahmin modelleri ve sorunları beşinci bölümde ele alınmaktadır. Bu bölümde, hem bu çalışmada kullanılacak modeller kuramsal olarak etraflıca incelenmekte hem de dünya literatüründeki konuya ilişkin yapılmış çalışmaların bulguları kıyaslanmaktadır. Bu bölümün sonunda ise

lkemizde sistematik risk lm ve tahminine iliřkin yapılmıř alıřmalar ele alınmıř ve bulguları tanıtılmıřtır.

Altıncı ve son blm alıřmanın deneysel kısmını oluřturmaktadır. Burada, İMKB Hisse Senetleri Piyasası'nda sistematik risk tahmin modelleri uygulanarak geerlilikleri, kullanılabilirlik dzeyleri ve tahmin gleri karřılařtırmalı olarak incelenmiřtir.

Bu alıřmanın kapsam ve kısıtları ařağıda verilmiřtir.

Arařtırma kapsamında yer alan dzeltilmemiř model ve tarihsel betanın eęilimini dikkate alan dzeltme modelleri iin Ocak 1991 – Aralık 2006 dnemi ele alınmıř olup on altı yıllık ilgili dnem yatırım ufku drt yıl olacak biimde drt alt dneme (1991-1994, 1995-1998, 1999-2002 ve 2003-2006) ayrılmıřtır. İlk  alt dnem iin İMKB'de srekli biimde iřlem gren ve analizlerin yapılabilmesi iin gerekli verileri varolan 44 adet firmadan oluřan bir rneklem zerinde alıřılmıřtır. Ancak drdnc alt dnemde (2003-2006) bu firmalardan beřinin birleřme ve devralma iřlemlerine konu olması nedeniyle rneklem dıřı bırakılması sz konusu olmuř ve bu alt dnemde rneklemde 39 firmaya yer verilmiřtir. Arařtırma kapsamında yer alan dięer iki tahmin modeli (temel beta ve birleřik model) iin ise 1991-2002 dneminde 44 adet firma zerinden incelemeler yrtlmřtir. Sz konusu modellerin yapısı gereęi finansal oranların kullanımını iermeleri ve lkemizde 2003 yılından itibaren firmaların tarihsel maliyetli tablolar yerine enflasyona gre dzeltilmıř ve konsolide mali tablolarını yayınlamaya bařlamalarının finansal oranlar arasında yarattıęı uyumsuzluklar bu dnemin seiminde belirleyici etken olmuřtur. alıřmanın bařlangı tarihinin belirlenmesinde ise 1991 yılından nce piyasa endeksinin hesaplanma biiminin farklılařmalar ve veri kayıtlarındaki eksiklikler etkindir. alıřmada ana dnemin yatırım ufku drt yıl olacak biimde alt dnemlere ayrılmasının temel nedeni ise Blume Dzeltme Modeli'nin, yapısı gereęi en az  alt dnem zerinden hesaplanabilmesi ve uygulamada bu dnemlerin hem eřit uzunlukta hem de birbirleriyle keřiřmeyecek biimde belirlenmesidir.

Verili dnem iin  ayrı gzlem sıklıęı kullanılarak beta lm ve tahmini yapılmıřtır: Gnlk, haftalık ve aylık getiriler. Burada ama, seilen yatırım ufku iin

en uygun gözlem sıklığının belirlenmesi ve tahmin gücü üzerinde gözlem sıklığı etkisinin varlığının araştırılmasıdır.

Ayrıca çalışmada portföy büyüklüğünün beta ölçüm ve tahminine etkisini de incelemek üzere altı farklı büyüklükte portföyler oluşturulmuştur. Portföylerde yer alan hisse senedi sayıları 1, 2, 3, 5, 8 ve 10'ar adettir

Çalışmada beta katsayısının hesaplanmasında kullanılan endeks İMKB Ulusal – 100 Fiyat Endeksidir.

Çalışmada esas olarak iki veri seti yer almaktadır. Bunlardan ilki 1991-2006 döneminde hisse senetlerinin ve İMKB Ulusal-100 Fiyat Endeksi'nin günlük kapanış verileridir. Çalışmada üç farklı gözlem sıklığı kullanılması nedeniyle ilk veri setinde günlük, haftalık ve aylık getiri oranlarını hesaplamak üzere farklı düzenlemeler ve kısıtlar dahilinde, endeksin ve hisse senetlerinin logaritmik getiri oranları hesaplanmıştır. Hisse senetlerine ait getirilerin hesaplanmasında net nakit kâr payı ödemeleri ve bedelli/bedelsiz sermaye artırım bilgileri kullanılarak ilgili düzeltmeler içerilmiştir. Bu veri seti, çalışma kapsamında yer alan tüm modellerin uygulanabilmesi ve tahmin güçlerinin kıyaslanabilmesi için esas olan tarihsel betanın hesaplanmasında kullanılmıştır. Çalışmada verili bir dönem için beta katsayısı Pazar Modeli çerçevesinde yukarıdaki veri setinin kullanımı ile hesaplanmıştır.

İkinci veri seti ise 1991-2002 dönemi için 44 firmanın tarihsel maliyetli mali tablolarıdır. Bu veri seti ise, temel bileşenleri dikkate alan beta tahmin modellerinin ve bileşik modelin uygulanabilmesi için, finansal oranların hesaplanmasında kullanılmıştır. Çalışmada, betanın dörder yıllık alt dönemler üzerinden incelenmesi sebebiyle, modelde yer alan finansal oranlar da ilgili alt döneme ait ortalama oranlardır.

Çalışmada esas olarak beta tahmin modelleri dört ana grupta incelenmiştir: Düzeltilmemiş model, tarihsel betanın eğilimini dikkate alan düzeltme modelleri, betanın temel bileşenlerini dikkate alan düzeltme modelleri (temel beta) ve bileşik model. Ancak, bu ana grupların içerisinde de farklı modeller yer almaktadır. Çalışmada, tarihsel betanın eğilimini dikkate alarak düzeltme yapan iki alt modele yer verilmiştir: Blume Düzeltme Modeli ve Vasicek Düzeltme Modeli. Yine, betanın temel bileşenlerini dikkate alarak düzeltme yapan dört farklı alt model çalışmada içerilmektedir. Bileşik model de dikkate alındığında çalışmada toplam yedi düzeltme

modeli oluşturulmuş ve tarihsel betanın bir tahminleyen olarak kullanımını içeren düzeltilmemiş model ile kıyaslanmıştır. Ayrıca, her modelde hem üç farklı gözlem sıklığına hem de altı adet farklı portföy büyüklüğüne ait incelemeler ve kıyaslamalar da yer almaktadır.

Kıyaslamalar için Ortalama Hata Karesi (OHK) ve Ortalama Mutlak Hata Yüzdesi (OMHY) hata istatistikleri kullanılmıştır. Ayrıca, Ortalama Hata Karesi'nin üç alt bileşeni de (sapma, etkinsizlik ve rassal hata) incelenmiş ve kıyaslamalar için kullanılmıştır.

Bu kapsam ve kısıtlar içerisinde yürütülen çalışmanın bulguları iki ana grupta toplanabilir. Bunlardan ilki tarihsel betanın ölçümüne, ikincisi ise betanın tahminine ilişkin incelemelerdir.

Tarihsel betanın ölçümüne ilişkin incelemede ilk öne çıkan tespit çalışmada incelenen dönemde İMKB'de farklı getiri aralığı kullanılarak farklı beta katsayılarına ulaşıldığıdır. Korelasyon sınamaları ve t test sonuçları, verili bir dönemde farklı gözlem sıklıkları kullanılarak ölçülmüş tekil hisse senetlerine ait beta katsayıları arasındaki ilişkinin hem serisel hem de sırasal olarak güçlü ve anlamlı olduğunu, ancak bu değerlerin birbirleri yerine kullanılamayacağını göstermektedir. Bu durum, İMKB'de beta ölçümleri üzerinde getiri aralığı (gözlem sıklığı) etkisinin varlığına işaretir.

Tarihsel beta ölçümünde kullanılan pazar modelinin açıklayıcılık düzeyleri kullanılan gözlem sıklığının azalmasına paralel olarak artmaktadır. Aylık getiri aralığının kullanımı ile oluşturulan pazar modelinin açıklayıcılığı en yüksektir. Bu durumun bilginin fiyatlara yansıma hızı ile ilintili olduğu söylenilebilir. Zira getiri aralığının uzatılmasına bağlı olarak fiyat düzeltmelerindeki gecikmenin etkisi azalmaktadır; sistematik risk hesaplamakta kullanılan fiyatlar menkul kıymete ilişkin daha fazla bilgiyi içermektedirler.

Dönemlerarası ilişkinin yine tekil hisse senetleri üzerinden korelasyon analizleriyle incelenmesi sonucunda ilişkinin yüksek olmadığı, diğer bir deyişle betaların durağan olmadığı tespit edilmiştir. Ayrıca, gözlem sıklığındaki azalışın iki döneme ait beta değerleri arasındaki ilişkinin gücünü azalttığı görülmektedir. Yine, tekil hisse senetleri kullanılarak oluşturulan risk sınıflarının kümülatif geçiş matrislerinin incelenmesi de beta katsayılarının durağan olmamasının yanı sıra

zaman içerisinde ortalamaya yaklaşma eğiliminin de yüksek olmadığını ortaya koymaktadır.

Portföyde yer alan hisse senedi sayısının artırılmasına bağlı olarak görece daha durağan beta değerlerinin elde edilip edilemeyeceğine ilişkin inceleme ise özellikle 5 ve daha fazla sayıda hisse senedi içeren portföylerin betalarının daha durağan bir yapıda olduğuna işaret etmektedir. Diğer bir deyişle, portföy oluşturmak yoluyla elde edilen beta değerlerinin tahmin için kullanımı daha güvenilir olacaktır.

Çalışmanın bulgularının toplanabileceği ikinci temel başlık, betanın tahminine ilişkin incelemelerdir. Burada öncelikle, tarihsel betanın düzeltme yapılmaksızın tahmin gücüne, ardından tahmin gücünün artırılmasına yönelik düzeltme modellerinin başarısına ilişkin incelemeler yapılmaktadır.

Veri bir döneme ait tarihsel beta değerinin bir sonraki dönemdeki beta değerinin iyi bir tahminleyicisi olduğu fikrine dayanan düzeltilmemiş modelin başarısı 1995-1998, 1999-2002 ve 2002-2006 tahmin dönemleri için hata istatistikleri kullanılarak değerlendirildiğinde ulaşılan sonuçlar aşağıdaki gibidir:

i. Her üç tahmin dönemi için de portföy oluşturmak yoluyla yapılan beta tahminleri tekil hisse senetlerine göre daha başarılıdır. 1995-1998 dönemi için OMHY istatistiği incelendiğinde, ikili portföylerin tekil hisse senetlerine göre günlük, haftalık ve aylık gözlem sıklıkları için sırasıyla % 2.7, % 2.9 ve % 3.3 daha az hatalı tahmin edildiği görülmektedir. Aynı inceleme 1999-2002 dönemi için yapıldığında, tahmin hatalarının günlük gözlem sıklığı için % 3.4, haftalık gözlem sıklığı için % 3,7 ve aylık gözlem sıklığı için ise % 3,9 azaldığı görülmektedir. 2002-2006 döneminde ise aynı inceleme sonucunda tahmin hatalarının günlük gözlem sıklığı için % 1.1, haftalık gözlem sıklığı için % 5,2 ve aylık gözlem sıklığı için ise % 4,8 azaldığı belirlenmiştir. Ancak, hem 1995-1998 hem de 1999-2002 dönemlerine ait bulgular portföydeki menkul kıymet çeşit sayısındaki artışın hatalardaki küçülmeyi azalan oranda etkilediğini göstermektedir. Özellikle, 5 ve daha fazla hisse senedi içeren portföylerde tüm gözlem sıklıkları için hatadaki azalış her iki tahmin dönemi için de % 1 ve altında gerçekleşmektedir. Hataların bileşenlerine ilişkin yapılan inceleme portföy oluşturularak tahmin hatalarının sapmalarının ve rassal hata düzeyinin azaltılabileceğini ve tahminlerin etkinliğinin artırılabilceğini ortaya koymaktadır. Ancak, özellikle ilk iki tahmin döneminde

tahminlerdeki sapmanın 5 ve daha fazla hisse senedi içeren portföylerde sabitlendiği görülmektedir. Bu durum portföydeki hisse senedi sayısındaki artışın hatalardaki küçülmeyi azalan oranda etkilemesinin nedenini oluşturmaktadır.

ii. Tarihsel betanın bir tahminleyen olarak kullanımında gözlem sıklığı etkisi görülmektedir. Beta tahminlerinin başarısı, ilgili dönem için kullanılan gözlem sıklıklarına duyarlıdır. OHK istatistiğinin bulguları genel olarak, her üç alt dönem için de günlük getiri kullanılarak ölçülen betaların bir sonraki döneme ilişkin tahminlerinin daha başarılı olduğunu göstermektedir. Bu başarının temelinde tahminlerin rassal hatalarının, gözlem sıklığındaki artışa paralel olarak azalması yatmaktadır. Rassal hata ise aynı zamanda dönemlerarası korelasyonlar ile ilintili olduğu için, tarihsel betanın tahminleyen olarak başarısı, günlük getiri ile ölçülen betaların dönemlerarası korelasyonunun görece yüksek olmasından kaynaklanmaktadır. OMHY istatistiği 1995-1998 tahmin dönemi için haftalık ve 1999-2002 tahmin dönemi için aylık gözlem sıklığı kullanılarak yapılan tahminlerin daha başarılı olduğunu göstermektedir. OHK istatistiği ile çelişen bu bulguların sebebi araştırıldığında, OMHY istatistiğinin tahminlerdeki sapmanın görece büyüklüğünü daha fazla vurgulayarak başarıyı belirlediği ve kıyasladığı görülmüştür. Tarihsel betanın bir tahminleyen olarak kullanımında gözlem sıklığının azaltılması, doğal olarak, ortalama tahmini betaların ortalama gerçek beta değerlerinden sapmasını azaltmaktadır; ancak, aynı zamanda modelin beklenmeyen değişimlere duyarlılığını azaltarak, toplamda, tahmin gücünü de düşürmektedir. Bu nedenle, özellikle hem sermaye piyasasında veri bir döneme ait sistematik risk incelenirken beklenmeyen değişimlerin gözlemlendiği hem de sistematik riski tahmin etmek üzere gelecekteki bir dönem üzerinde inceleme yapılırken bu türden değişimlerin öngörüldüğü durumlarda gözlem sıklığının arttırılması gerekmektedir.

Tarihsel betanın düzeltme yapılmaksızın kullanımının tahmin gücüne ilişkin bu incelemenin ardından, tahmin gücünün arttırılmasına yönelik düzeltme modellerinin başarısına ilişkin incelemeler yapılmaktadır. Bu düzeltme modellerinden ilki, tarihsel betanın eğilimini dikkate alanlardır. Çalışmada, tarihsel betanın eğilimini dikkate alarak düzeltme yapan iki alt modele yer verilmiştir: Blume Düzeltme Modeli ve Vasicek Düzeltme Modeli. Her iki model de esas olarak, tarihsel betanın ortalamaya yaklaşma eğiliminden hareket ederek tahmini betayı

oluşturmaktadırlar. Ancak, Blume Modeli tüm hisse senetleri için beta değerlerinin aynı miktarda ortalama betaya yaklaştırılması mantığına dayanmakta iken, Vasicek Modeli her bir hisse senedinin tahmini betasını oluşturmak için o hisse senedine ait örneklem hatasının düzeyini dikkate alarak tarihsel betayı düzeltmektedir.

Çalışmada, 1991-1994 (t-2) ve 1995-1998 (t-1) kestirim dönemleri olarak alınmak yoluyla yapılan regresyondan elde edilen katsayılar 1999-2002 dönemi için tahminlerin oluşturulmasında, 1995-1998 (t-2) ve 1999-2002 (t-1) kestirim dönemleri olarak alınmak yoluyla yapılan regresyondan elde edilen katsayılar ise 2003-2006 dönemi için tahminlerin oluşturulmasında kullanılarak Blume Düzeltme Modeli uygulanmıştır. Daha sonra, ilgili tahmin dönemine ait tarihsel (gerçek) beta değerleri ile Blume Modeli'nden elde edilen tahmini beta değerleri kullanılarak hata istatistikleri hesaplanmıştır. Bulgular incelendiğinde her iki tahmin döneminde de en yüksek hataların tüm gözlem sıklıkları için tekil hisse senetlerinin tahmininde olduğu ve beta tahmin hatalarının portföydeki menkul kıymet çeşit sayısı arttıkça azaldığı görülmektedir. Gözlem sıklıklarındaki farklılaşmanın tahmin hataları üzerindeki etkisi 1999-2002 dönemi için incelendiğinde tekil hisse senetlerinde her iki hata istatistiğinin farklı gözlem sıklıklarında en düşük hatayı vermesi dışında, tüm diğer portföyler için her iki istatistik de aylık gözlem sıklığı için tahminlerin daha başarılı olduğunu göstermektedir. Ayrıca, yine bu dönemde veri bir menkul kıymet çeşit sayısı içeren portföy için farklı gözlem sıklıklarının hata istatistiklerinde yarattığı farklılaşma incelendiğinde de aylık veri kullanımının diğer iki gözlem sıklığına göre yarattığı azalış oranı oldukça yüksektir. 2002-2006 tahmin döneminde ise her iki istatistik de günlük gözlem sıklığı için yapılan tahminlerin menkul kıymet çeşit sayısından bağımsız olarak daha başarılı olduğunu göstermektedir. Yine bu dönemde verili bir çeşit sayısı için farklı gözlem sıklıklarının hata istatistiklerinde yarattığı farklılaşma incelendiğinde de günlük veri kullanımının diğer iki gözlem sıklığına görece yarattığı azalış oranı oldukça yüksek düzeydedir. Bu bulgular modelin performansı üzerinde gözlem sıklığının belirgin biçimde etkisi olduğunu göstermektedir. Blume Modeli'nin bulguları genel olarak yorumlandığında, verili bir gözlem sıklığı için portföydeki menkul kıymet çeşit sayısındaki artışın tahmin hatalarını azalttığı söylenebilir. Gözlem sıklığı açısından yapılan inceleme 1999-2002 tahmin dönemi için verili bir portföyde gözlem

sıklığındaki azalışın tahmin hatalarını azalttığını ortaya koyarken 2003-2006 tahmin döneminde ise genel olarak verili bir portföyde gözlem sıklığındaki artışın tahmin hatalarını azalttığını göstermektedir.

Çalışmada hem 1995-1998 hem 1999-2002 hem de 2003-2006 dönemleri tahmin dönemi alınarak Vasicek Modeli'nden elde edilen tahmini beta değerlerinin hata istatistikleri incelenmiştir.

Tarihsel betanın eğilimini dikkate alan diğer model olan Vasicek Düzeltme Modeli ise hem 1995-1998 hem 1999-2002 hem de 2003-2006 dönemleri tahmin dönemi alınarak incelenmiştir. Bulgular incelendiğinde her üç tahmin dönemi için de daha önceki bulgulara paralel olarak tekil hisse senetlerine ait tahmin hatalarının portföylere göre daha yüksek olduğu görülmektedir. Veri bir portföy büyüklüğü için gözlem sıklığının etkisi incelendiğinde ise hem tahmin dönemlerinin farklılaşmasına hem de kullanılan hata istatistiğine göre bazı farklılaşmalar tespit edilmiştir. 1995-1998 dönemi için OMHY istatistiği her durumda haftalık gözlem sıklığı ile yapılan tahminlerin daha başarılı olduğunu göstermekte iken, OHK istatistiği 1, 2 ve 8 hisse senedi içeren portföylerde günlük gözlem sıklığını, diğer portföy büyüklükleri için ise haftalık gözlem sıklığını seçmektedir. Aynı dönem için aylık gözlem sıklığından elde edilen tahmin hatalarının ise her iki istatistiğe göre de diğer gözlem sıklıklarından yüksek olduğu tespit edilmiştir. 1999-2002 tahmin döneminde ise tekil hisse senetlerine ait hata istatistiklerindeki farklılaşma dışında tüm diğer portföyler için en küçük hata değerleri aylık gözlem sıklığı kullanımı ile elde edilmektedir. Bu dönem için genel olarak Vasicek Modeli'nin başarısının veri bir gözlem sıklığı için portföy büyüklüğündeki artışa ve veri bir portföy büyüklüğü için gözlem sıklığındaki azalışa paralel olarak arttığı söylenebilir. 2003-2006 döneminde ise gözlem sıklığı için yapılan inceleme her iki istatistiğinde veri bir çeşit sayısı için (beş menkul kıymet içeren portföyler hariç) aynı gözlem sıklığını seçtiğini göstermektedir. Ancak, çeşit sayısındaki farklılaşmaya bağlı olarak hatayı en aza indiren gözlem sıklığının farklılaştığı görülmektedir. Örneğin; tekil hisse senetleri için en düşük hata günlük gözlem sıklığında oluşmakta iken on çeşit menkul kıymet içeren portföylerde en düşük hata aylık gözlem sıklığında oluşmaktadır. Bu durum aynı modelin 1995-1998 tahmin dönemine ait bulgularına paralel olup Vasicek Modeli ile yapılan beta tahminlerinin gözlem sıklıklarına duyarlı olduğunu göstermektedir. Her üç dönemin

karşılaştırmalı incelemesi ise genel olarak Vasicek Modeli'nin verili bir gözlem sıklığı için çeşit sayısındaki artışa bağlı olarak daha başarılı tahminlerde bulunduğu işaret etmektedir. Ancak, portföydeki menkul kıymet çeşit sayısı veri iken hangi gözlem sıklığının seçilmesi gerektiği dönemden döneme farklılaşma göstermektedir.

Modellerin uygulama biçimlerindeki farklılaşmalar nedeniyle, 1995-1998 tahmin dönemi için sadece Vasicek Düzeltme Modeli ile Düzeltilmemiş Model için kıyaslama yapılabilmekte iken 1999-2002 ve 2003-2006 tahmin dönemleri için Blume Modeli de kıyaslanabilmektedir. Bu nedenle her üç dönem için ayrı ayrı kıyaslamalar yapılarak incelenmiştir. 1995-1998 tahmin dönemine ilişkin elde edilen bulgular aşağıdaki gibidir:

i. 1995-1998 tahmin dönemi için Düzeltilmemiş Model ile Vasicek Düzeltme Modeli'nin hata istatistikleri genel olarak kıyaslandığında, Vasicek Modeli'nin her durumda düzeltilmemiş betadan daha başarılı bir tahmin modeli olduğu görülmektedir.

ii. OHK'nin bileşenlerine ilişkin inceleme Vasicek Modeli'nin hatalarına ait etkinsizlik bileşeninin her durumda düzeltilmemiş modeldekinden daha düşük olduğunu ortaya koymaktadır. Vasicek Modeli'nin başarısının temel nedeni olan bu durum, esasta beklenmekte olup modelin yapısı gereğidir. Zira, model veri dönemde gözlemlenen beta değerlerinin varyanslarının dağılımını dikkate alarak düzeltme yapmaktadır. Ancak, hatanın diğer iki bileşeni için aynı başarıdan bahsedilememektedir. Vasicek Modeli ile yapılan tahmin hatalarının sapma ve rassal hata düzeylerinin düzeltilmemiş beta tahminleriyle genel olarak aynı olduğu görülmektedir.

Yukarıdaki bulguları değerlendirirken, yapılan düzeltmenin etkinliğinin ön koşulunun sapmasızlık olduğuna dikkat etmek gerekir. Diğer bir deyişle, sapması aynı olan iki tahminleyiciden, varyansı küçük olan daha etkin olacaktır. Düzeltilmemiş beta ile Vasicek beta tahminlerinin hemen hemen aynı sapmayı içerdiği göz önüne alındığında, Vasicek Modeli'nin amacına uygun biçimde, tahmini betaların gerçek beta değerleri etrafındaki dağılımını yoğunlaştırdığı söylenebilir. Diğer yandan rassal hata düzeyinin her iki modelde aynı olması Vasicek Modeli'nin

beklenmeyen deęişimleri tahmin etmek konusunda Düzeltilmemiş Model'den daha başarılı olamadığını ortaya koymaktadır.

1999-2002 tahmin dönemine ilişkin elde edilen bulgular ise aşağıdaki gibidir:

i. 1999-2002 tahmin dönemi için her iki hata istatistiğine göre de her durumda Blume Düzeltme Modeli en başarılı modeldir. Bu modelin en düşük hata deęerleri, tekil hisse senetleri dışında, tüm portföy büyüklüklerinde aylık gözlem sıklığı için elde edilenlerdir. OMHY istatistiğine göre, Blume Düzeltme Modeli aylık gözlemler için Düzeltilmemiş Model'e kıyasla hataları % 2,2 - % 7 arasında azaltmaktadır. Bu modelden elde edilen en düşük hata deęerleri, gözlem sıklığı veri iken 10 çeşit menkul kıymet içeren portföylerde oluşmaktadır.

ii. 1999-2002 tahmin dönemi için Vasicek Düzeltme Modeli'nin başarısı incelendiğinde ise modelin veri bir gözlem sıklığı için Düzeltilmemiş Model'den genel olarak daha başarılı olduğu görülmektedir. Vasicek Düzeltme Modeli ile elde edilen en düşük hata deęeri, yine aylık gözlem sıklığı kullanılarak, 10 çeşit menkul kıymet içeren portföyler için yapılan tahminlere aittir. Ancak, aynı durumda Blume Modeli'ne göre elde edilen hata deęeri ile kıyaslandığında Vasicek Modeli'nin % 3,6 daha yüksek hata içerdiği görülmektedir.

iii. OHK bileşenlerine ilişkin incelemede, 1999-2002 dönemi için portföydeki menkul kıymet çeşit sayısı ve gözlem sıklığı veri iken Vasicek Modeli ile elde edilen tahminlerin sapmalarının en yüksek ve Blume Modeli ile elde edilenlerin ise en düşük olduğu görülmektedir. Özellikle, aylık gözlem sıklığı için Blume Modeli'nin sapmaları ortadan kaldırdığı görülmektedir. Etkinsizlik bileşeni incelendiğinde ise özellikle haftalık ve aylık gözlemler için tüm portföylerde her iki düzeltme modelinin de beklendiği üzere yapıları gereği bu bileşeni küçülttüğü görülmektedir. Özellikle, aylık gözlem sıklığı ve Blume Modeli incelendiğinde modelin bu konuda çok başarılı olduğu söylenebilir. Portföydeki menkul kıymet çeşit sayısı ve gözlem sıklığı veri iken düzeltilmemiş beta ile Blume Modeli'nin tahminlerindeki rassal hata düzeyi ise aynıdır. Diğer bir ifadeyle, Blume Modeli beklenmeyen deęişimleri tahmin etmek konusunda Düzeltilmemiş Model'den üstün değildir. Vasicek Modeli'nin de bu konuda başarılı olduğu söylenememektedir.

2003-2006 tahmin dönemine ilişkin elde edilen bulgular ise aşağıdaki gibidir:

i. 2003-2006 tahmin dönemi için her iki hata istatistiğine göre de her durumda Blume Modeli en başarılı modeldir. Bu modelin en düşük hata değerleri tüm portföylerde günlük gözlem sıklığı için elde edilenlerdir. OMHY istatistiği incelendiğinde, model günlük gözlemler için düzeltilmemiş betaya kıyasla hataları % 4 ile % 7 arasında azaltmaktadır. Bu modelden elde edilen en düşük hata değerleri, gözlem sıklığı veri iken on çeşit menkul kıymet içeren portföylerde oluşmaktadır.

ii. Söz konusu dönemde Vasicek modeli ile düzeltilmemiş modelin tahmin hataları kıyaslandığında her durumda Vasicek Modeli'nin daha başarılı olduğu görülmektedir. Ancak, Vasicek Modeli'nin hatalarda yarattığı azalış çok yüksek oranda değildir. İlgili dönemde Vasicek Modeli'nden elde edilen en düşük hata istatistik değeri aylık gözlem sıklığı ve on çeşit menkul kıymet içeren portföyler içindir. Ancak aynı durumda Blume Modeli'ne göre elde edilen değer ile kıyaslandığında Vasicek Modeli'nin % 2 daha yüksek hata içerdiği görülmektedir.

iii. OHK bileşenlerine ilişkin incelemede verili bir menkul kıymet çeşit sayısı içeren portföy ve gözlem sıklığında Vasicek Modeli ve Düzeltilmemiş Model'den elde edilen tahminlerin sapmalarının birbirine oldukça yakın değerler aldığı Blume Modeli'nden ise hemen her durumda en düşük sapma değerlerinin elde edildiği görülmektedir. Özellikle günlük gözlem sıklığında bu model tüm portföyler için sapmaları ortadan kaldırmaktadır. Etkinsizlik bileşeni incelendiğinde ise verili bir menkul kıymet çeşit sayısı içeren portföylerde tüm gözlem sıklıkları için Blume ve Vasicek Modelleri'nin beklenildiği üzere Düzeltilmemiş Model'e göre etkinsizliği azalttığı görülmektedir. Bu noktada en düşük etkinsizlik değerleri Blume Modeli'nden elde edilmektedir. Verili bir menkul kıymet çeşit sayısı içeren portföy ve gözlem sıklığı için her üç modelin tahminlerindeki rassal hata düzeyi genel olarak aynıdır. Bir diğer deyişle, Blume ve Vasicek Modeli beklenmeyen değişimleri tahmin etmek konusunda Düzeltilmemiş Model'den üstün değildir.

Tüm bu bulgular ilk bakışta tarihsel betanın eğilimini dikkate alan modellerin kullanılması ile elde edilen tahminlerin düzeltilmemiş modelden daha başarılı olduğunu ortaya koymaktadır. Her iki düzeltme modeli de tarihsel betaların üzerinde yapılacak düzeltmeler ile oluşturulacak tahminlerin özellikle sapmasını düşürmekte ve etkinliğini yükseltmektedir. Diğer bir deyişle, tahminlerin hem ortalama değerleri gerçek betaların ortalama değerlerine yaklaşmakta hem de sapmaları gerçek

değerlerin etrafında yoğunlaşmaktadır. Ancak, düzeltme modelleri beklenmeyen değişimleri tahminlemek konusunda aynı başarıyı gösterememektedir. Bu durum düzeltme modellerinin tahmin başarısına ihtiyatla yaklaşmak gerektiğine işaret etmektedir. Bu noktada hem portföydeki menkul kıymet çeşit sayısı hem de gözlem sıklığındaki artışların kullanılan düzeltme modelinden bağımsız olarak rassal hatayı azaltıcı etkisine özellikle dikkat etmek gerekmektedir. Bunun anlamı gözlem sıklığı etkisi dikkate alınmaksızın sistematik riske ilişkin yapılacak her türlü ölçüm ve tahminin beraberinde esasta önemli olabilecek birtakım eksiklikleri de içereceğidir. Daha da önemli olan nokta, bu eksikliklerin düzeltme modelleri ile giderilemeyecek olmasıdır. Diğer bir deyişle, en başta sistematik riskin ölçümünde kullanılacak gözlem sıklığının tahmin hataları üzerinde yaratacağı etkiler etraflıca incelenmeden ve düzeltme tekniklerinin hataların hangi unsurları üzerinde etkin olduğu tespit edilmeden yapılacak olan ölçüm ve tahminlerle sağlıklı değerlendirmeler yapmak mümkün değildir.

Çalışmada incelenen beta tahmin modellerine ilişkin üçüncü ana grup betanın temel bileşenlerini dikkate alan düzeltme modellerini (temel beta) içermektedir. Düzeltilmemiş model ve tarihsel betanın eğilimini dikkate alan düzeltme modelleri, hisse senedinin getiri verilerine dayalı olmaları nedeniyle, piyasadaki hareketlenmelerden kaynaklı değişimleri daha iyi ve hızlı biçimde tahmini beta değerine yansıtabilmelerine karşın firmanın temel karakteristiklerindeki değişimleri aynı başarı ile içerelemekte ve çok daha uzun bir dönemden sonra yansıtabilmektedir. Temel Beta Modeli ise, aksine doğrudan bu karakteristikleri kullanarak tahmin yapması sebebiyle, bu türden değişimlere hızlı biçimde tepki vermek üzerine şekillendirilmiştir.

Bu model esas olarak firmaya özgü bazı finansal karakteristik özelliklerin sistematik riski belirlemeye yönelik olarak kullanımını içermektedir. Bu amaca yönelik olarak öncelikle karakteristik özellikler ve bunları temsil eden finansal oranlar belirlenmiştir. Betanın firmanın hangi özellikleri ile ilişkili olduğunun teorik biçimde incelenmesi ve buna dayalı olarak modellemeye gidilmesi gerekliliği literatürde sıkça belirtilmesine karşın, teorik çalışma sayısı oldukça azdır. Bu teorik çalışmaların ortaklaştığı firma özellikleri ise kaldıraç ve muhasebe betasıdır. Buna karşın, deneysel incelemelerde hem çok sayıda farklı firma özelliğinin hem de bir

özelliği belirlemek üzere çok sayıda farklı finansal oranın kullanıldığı görülmektedir. Ancak, eleştirilere rağmen hemen hemen tüm çalışmalarda BKS'nin çalışmasında kullanılan firma özelliklerine yer verilmektedir. Ülkemizde ise bu konuya ilişkin az sayıda çalışmanın hiçbiri BKS'nin çalışmasında kullanılan değişkenlerin tamamını modellerine dahil etmemişlerdir. Bu çalışmanın hem dünya literatüründeki diğer ilgili çalışmalar ile daha iyi kıyaslanabilmesi hem de ülkemiz literatüründe gözlemlenen bu noktadaki eksikliğin giderilmesi düşüncesi modelin oluşturulması esnasında değişkenlerin seçiminde etkili olmuş ve seçilen firma özellikleri için öncelikle BKS'nin çalışması temel alınmıştır. Çalışmada sistematik riskle ilişkisi incelenen firma karakteristikleri likidite, kaldıraç, büyüme, büyüklük, kâr payı dağıtım, kazanç değişkenliği, muhasebe betası ve kârlılıktır.

Firmaların özelliklerini temsil etmek üzere kullanılan finansal oranların belirlenmesinde de BKS'nin kullandığı orana yukarıdaki gerekçelerle yer verilmiş, ancak hem literatürdeki farklılaşmalar hem de ülkemize özgü farklılaşmalar göz önüne alınarak, gerekli durumlarda birden fazla sayıda oran arasından seçim yapılmıştır. Firma özelliğine ilişkin birden fazla oranın yer alması durumunda, hangisinin modelde yer alacağının tespit edilmesi için ön ilişki analizi kullanılmıştır. Diğer bir deyişle, ilgili firma özelliğine ilişkin finansal oranlar ile beta katsayıları arasında korelasyon analizi yapılarak, en yüksek ilişkiyi sağlayan oran temsilci olarak belirlenmiştir. Çalışmada, betanın dörder yıllık alt dönemler üzerinden incelenmesi sebebiyle modelde yer alan finansal oranlar da ilgili alt döneme ait ortalama oranlardır.

Çalışmada temel bileşenleri dikkate alan dört farklı düzeltme modeli kullanılmıştır. Bunlardan ilki olan Model 1, BKS'nin çalışması başta olmak üzere temel beta ile ilgili hemen her deneysel çalışmada kullanılan ve esas olarak düzeltilmemiş beta modelinin eşleniği olan bir modeldir. Diğer üç model ise literatürdeki kullanımlar dikkate alınarak, ilk modelin açıklayıcılığını arttırmak üzere şekillendirilmişlerdir. Bunlardan Model 2 ve Model 3, Blume Modeli'nde kullanılan mantığın temel beta modeline uygulanmasını içerirken Model 4 aynı işlemin Vasicek Modeli ile yapılmasına ilişkindir.

Temel Beta Modelleri'nin uygulanmasında, diğer modeller ile kıyaslanabilirlik göz önüne alınarak, 1991-2002 dönemi çalışma kapsamına alınmış

ve üç eşit alt dönem üzerinden inceleme yürütülmüştür. Her ne kadar, farklı yöntemler farklı uygulamaları gerektirse de, kestirim döneminde çoklu regresyon analizi yapılarak modelde yer alan açıklayıcı değişkenlerin tespiti tümünün ortak noktasıdır. Bu çalışmada çoklu regresyon analizi için adım adım regresyon yöntemi kullanılmıştır. Ayrıca, yine diğer modellerde olduğu gibi bu alt dönemlerde hem üç farklı gözlem sıklığı için analiz yürütülmüş, hem de altı farklı portföy büyüklüğü için hata istatistikleri hesaplanmıştır.

1991-1994 kestirim dönemine ilişkin yapılan çoklu regresyon analizinin sonucunda dört temel beta modelinden hiçbirisi için regresyon denklemi oluşturulamamakta ve dolayısıyla 1995-1998 dönemi için beta tahmini yapılamamaktadır. Bu durum istatistiksel olarak, 1991-1994 dönemi için kullanılan temsilci finansal oranlarla beta arasındaki düşük korelasyonlardan kaynaklanmaktadır. 1995-1998 kestirim döneminde aynı durum, ilk üç model için aylık gözlem sıklığı ile yapılan çoklu regresyon analizi için geçerlidir. 1995-1998 kestirim dönemi için yapılan çoklu regresyon analizlerinin sonuçları aşağıdaki gibidir:

Model 1'e ilişkin bulgular, günlük gözlem sıklığı için likidite (asit test oranı), kâr payı dağıtım ve varlık büyüklüğü oranlarının, haftalık gözlem sıklığı için ise kaldıraç (KO6) ve varlık büyüklüğü oranlarının betayı açıklayıcı değişkenler olarak modelde yer alması gerektiğini göstermektedir. Belirlilik katsayıları sırasıyla 0,3242 ve 0,280'dir. Değişkenlere ait katsayıların işaretleri incelendiğinde likidite ve kâr payı dağıtım oranının beta ile beklenen biçimde ters orantılı, kaldıraç oranının ise yine beklenen biçimde beta ile doğru orantılı ilişkisi olduğu bulgulanmıştır. Ancak, varlık büyüklüğü ile beta arasında doğru orantılı ilişki bulgulanmakta ve bu durum beklenilenin aksine bir durumu işaret etmektedir.

Model 2 esas olarak Model 1'de yapılan çoklu regresyon analizinden elde edilen açıklayıcı değişkenleri almakta ve bunlara ait tahmini değerleri hesaplayarak kullanmakta olduğu için çoklu regresyonun bulguları yukarıdaki ile aynıdır.

Model 3'e ait çoklu regresyon analizinde her iki gözlem sıklığı için elde edilen açıklayıcı değişkenler ve bunlara ait katsayıların işaretleri Model 1 ile aynıdır.

Model 4'te de günlük gözlem sıklığı için aynı durum oluşmaktadır. Haftalık gözlem sıklığı için oluşturulan regresyon denkleminde ise kaldıraç (KO6) ve varlık

büyükliđünün yanı sıra kazanç deđişkenliđi (KZD5) de yer almaktadır. Kazanç deđişkenliđi ile beta arasında beklentinin aksine ters orantılı bir ilişki söz konusudur. Ayrıca bu yöntemde, diđerlerinden farklı olarak aylık gözlem sıklığı için de model oluşturulabilmektedir. Oluşturulan modelde kârlılık (KAR3) ve muhasebe betası (β^{A3}) açıklayıcı deđişkenler olarak yer almaktadır. Deđişkenlere ait katsayıların işaretleri beklentilere uygun biçimde kârlılık ile beta arasında ters orantılı, muhasebe betası ile beta arasında ise doğru orantılı bir ilişkiyi işaret etmektedir. Oluşturulan regresyon denklemlerinin belirlilik katsayıları günlük gözlem sıklığı için 0,324, haftalık gözlem sıklığı için 0,378 ve aylık gözlem sıklığı için 0,146'dır.

Temel beta modellerinin oluşturulmasının ardından yapılan tahminlere ilişkin hata istatistiklerinin bulguları incelendiğinde ise aşağıdaki sonuçlara ulaşılmıştır:

i. Temel beta modelleri içerisinde hem tekil hisse senetleri hem de portföyler için en başarılı yöntem Model 4'ün aylık gözlem sıklığı ile uygulanan biçimidir. Ancak, bu bulguya ihtiyatla yaklaşılması gerekir. Zira, Model 4, aylık gözleme dayalı olarak kurulabilen tek modeldir. Aylık gözlem sıklığı kullanımının daha önce de belirtildiđi üzere hata deđerlerini azaltıcı bir etkisi söz konusudur. Bu noktada, aylık gözlem sıklığı kullanan diđer temel beta modelleri ile kıyasının mümkün olmaması nedeniyle, modelin kıyasını diđer gözlem sıklıkları üzerinden incelemek yoluna gidilmiştir. Bu anlamda, veri portföy büyüklükleri üzerinde farklı modeller için günlük ve haftalık gözlem sıklıklarına dayalı olarak yapılan inceleme Model 1, Model 3 ve Model 4'ün hata istatistiklerinin birbirinden çok az farklılaştığını göstermektedir. Model 2 ise her durumda en başarısız model olup, hata istatistik deđerleri diđerlerinden önemli ölçüde yüksektir. Bu tespit, temel beta modellemesinde kullanılan Model 1, Model 3 ve Model 4'ün günlük ve haftalık gözlem sıklıklarında, başarılarının esas olarak birbirinden pek fazla farklılaşmadığını ortaya koymaktadır.

ii. Tüm modeller için portföy büyüklüğündeki artışa bađlı olarak hata istatistik deđerleri azalarak tahminlerin başarısı artmaktadır. Veri bir gözlem sıklığı için portföy büyüklüğündeki deđişimin hata istatistiđine etkisi incelendiğinde ise, özellikle 3 ve daha fazla hisse senedi içeren portföylerin tahmin güçlerinin birbirine oldukça yaklaşıp deđerler aldığı görülmektedir. Bunun anlamı, portföydeki hisse senedi sayısını artırmak yoluyla beta tahminlerindeki başarının artacađıdır; ancak,

bunun belirli bir noktadan sonra daha az sayıda hisse senedi içeren portföylerden anlamlı biçimde farklılaşmayacağıdır. Bu durum tarihsel betanın eğilimini dikkate alan düzeltme modellerinin bulguları ile paralellik arz etmektedir.

Düzeltilmemiş beta ve betanın eğilimini dikkate alan düzeltme modelleri ile yapılan kıyaslama sonucunda ise, temel beta modellerinin hiçbirinin tahmin hatalarını azaltmakta daha başarılı olamadığı tespit edilmiştir. Aksine, bu modeller genel olarak düzeltilmemiş model ve tarihsel betanın eğilimini dikkate alan modellere göre daha başarısız tahminler yapmaktadırlar. Diğer bir bakış açısıyla, hiçbir temel beta modelinin, eşleniği olduğu eğilimi dikkate alan beta tahmin modelinin açıklayıcılık gücüne anlamlı bir pozitif katkısından bahsedilememektedir. Bu durumun olası nedenleri aşağıda incelenmiştir.

Modellerin başarısız olmasına ilişkin ilk akla gelen neden kullanılan istatistiksel analiz yöntemleridir. Hem modellerin uygulanabilmesi için kullanılan bağımsız değişkenlerin seçiminden hem de bu değişkenlere uygulanan regresyon yönteminden kaynaklı sorunlar olabilir. Bu nedenle çalışmada öncelikle bağımsız değişkenlerin seçimi için kullanılan Pearson korelasyon analizine alternatif olarak Spearman korelasyon analizi ile bağımsız değişkenler belirlenerek inceleme yoluna gidilmiştir. Zira Pearson korelasyon analizinde bağımlı değişken ile bağımsız değişkenler arasındaki ilişkinin gücüne bakılarak temsilci değişken belirlenirken Spearman korelasyon analizinde bağımsız değişkenler arasındaki ilişkiler dikkate alınarak temsilci değişken seçilmektedir. Bu biçimde belirlenen değişkenler ile yinelenen adım adım (stepwise) regresyon analizlerinin bulguları incelendiğinde hiçbir durumda daha yüksek bir açıklayıcılık düzeyine ulaşamadığı bulgulanmıştır. Bu noktada ikinci durum ele alınarak uygulanan regresyon yönteminden kaynaklı sorunlar olabileceği olasılığı incelenmiştir. Bu çalışmada kullanılan adım adım regresyon yönteminin en önemli yararı genellikle istatistiksel analizlerde istenmeyen bir durum olan çoklu doğrusal bağlantı problemine çözüm üretmesidir. Asal bileşenler analizi bu yönüyle bir alternatif oluşturmaktadır. Zira, asal bileşenler analizi değişkenlerin dönüştürülmesi yoluyla çoklu doğrusal bağlantı problemini ortadan kaldırırken regresyon parametre ve aralık tahminlerinin güçlendirilmesi amacıyla kullanılmaktadır. Bu noktadan hareketle çalışmada asal bileşenler analizi kullanılarak inceleme yoluna gidilmiştir. Ancak bu analizden elde edilen bulgular

incelendiğinde hiçbir durumda modellerin açıklayıcılık düzeylerinin adım adım regresyon yöntemindekinden daha yüksek olmadığı sonucu elde edilmiştir.

Yapılan çalışma finansal oranlar ile sistematik risk arasındaki ilişkinin hem dönemden döneme hem de veri bir dönem için kullanılan gözlem sıklığı ve modele bağlı olarak değiştiğini göstermektedir. 1991-1994 kestirim döneminde finansal oranlar ile sistematik risk arasında anlamlı bir model kurulamamakta, 1995-1998 kestirim döneminde ise aylık gözlem sıklığı için aynı durum söz konusu olmaktadır. 1995-1998 döneminde kurulan modellerin ise hem açıklayıcılıklarının düşük olması hem de sistematik risk tahminlerinde başarısız olması da gözönüne alındığında, finansal oranların sistematik riski açıklamak ve tahminlemek için yeterince uygun değişkenler olmadığı söylenebilir. Bu durum, teorik olarak, göz ardı edilen değişkenlerden ya da değişkenlerin ölçüm hatalarından kaynaklı sorunlar olabileceğine işaret etmektedir. Literatürdeki çalışmaların büyük bir kısmı hem sistematik riskle ilişkili finansal oranları hem de bu finansal oranların nasıl ölçüleceğini inceleyen teorik çalışmaların yetersizliğinin bahsedilen problemleri yarattığına dikkat çekmektedirler. Zira, bu çalışmadakine benzer biçimde, finansal oranların sistematik risk üzerinde yetersiz bir açıklayıcılığı olduğuna ilişkin bulgulara literatürde de rastlanmaktadır. Gelişmiş ülke piyasalarında yapılan çalışmalarda dahi temel beta modellerinin açıklayıcılıkları döneme, kullanılan oranlara ve bunların ölçüm biçimlerine bağlı olarak farklılaşmaktadır. Yine, bu çalışmaya benzer olarak Blume ve Vasicek gibi tarihsel betanın eğilimini dikkate alan modeller ile temel beta modellerini kıyaslayan çalışmalarda da benzer bulgulara rastlanmaktadır; temel beta modellerinin diğer modellere görece sistematik riski tahmin gücü ya daha düşük ya da az miktarda yüksek çıkmaktadır.

Modelde kullanılan değişkenlerin ölçümünde kullanılan verilerin güvenilirliği de modellerin başarısızlığının bir diğer olası nedenidir. Bu noktada, finansal tabloların yeterince sağlıklı ve doğru bilgiyi içerip içermediği, diğer bir deyişle güvenilirlikleri değişkenlerin ölçümünde ve dolayısıyla modelin başarısında bir diğer etken olarak karşımıza çıkmaktadır.

Çalışmada incelenen beta tahmin modellerine ilişkin dördüncü ana grup, Bileşik Model'i içermektedir. Bileşik Model, tarihsel betanın bir tahminleyen olarak kullanımını içeren düzeltilmemiş beta ve firmanın temel bileşenlerini dikkate alan

beta modellerinin birlikte kullanımını içeren bir tekniktir. Burada, her iki tahmin modelinin üstün yanlarının bir araya gelerek daha başarılı bir performans sağlaması beklenmektedir.

Çalışmada çoklu regresyon denklemini oluşturmak için 1991-1994 dönemine ait tarihsel beta değerleri ve 1995-1998 dönemine ait finansal oranların değerleri kullanılmıştır. Yapılan regresyon analizlerinin sonucunda sadece günlük gözlem sıklığına dayalı betalar için tahmin denklemi oluşturulabilmektedir. Bu analizin sonuçları likidite (asit test oranı), kâr payı dağıtım ve tarihsel beta değerlerinin açıklayıcı değişkenler olarak modelde yer aldığını ve modelin açıklayıcılığının 0,367 olduğunu göstermektedir. Değişkenlere ait katsayıların işaretleri incelendiğinde, likidite ve kâr payı dağıtım ile betanın beklenen biçimde ters yönlü ilişkili olduğu görülmektedir. Regresyon denkleminin katsayıları ve 1995-1998 döneminde ilgili finansal orana ait değerler ve tarihsel beta değerleri kullanılarak, 1999-2002 dönemi için tahmini beta katsayıları oluşturulmuş ve hata istatistikleri hesaplanmıştır.

Modele ait hata istatistiklerinin diğer modeller ile kıyaslanması ile elde edilen bulgular aşağıdaki gibidir:

i. Tekil hisse senetleri için yine en iyi model Blume Modeli'dir. Bu modeli Birleşik Model takip etmektedir. Tekil hisse senetleri için her iki modelin istatistiksel hata değerleri birbirine oldukça yakındır.

ii. Diğer tüm portföyler için ise Birleşik Model'in en iyi model olduğu görülmesine rağmen hata istatistiklerinin Blume Modeli ile çok yakın değerler içerdiği dikkati çekmektedir. OMHY istatistikleri kıyaslandığında Birleşik Model'in Blume Modeli'ne kıyasla hataları azaltıcı etkisi % 0,1 - % 0,7 aralığında yer almaktadır. Aynı durum OHK için incelendiğinde, modelin hataları azaltıcı etkisinin 0,0004 – 0,0010 aralığında olduğu görülmektedir.

iii. Hata bileşenlerinin incelenmesi, Birleşik Model'in tahmin hatalarının diğer modellere göre daha az sapma içerdiğini ve modelin etkinliğinin daha yüksek olduğunu göstermektedir. Bu durum, aynı zamanda modelin toplam hatasının özellikle Blume Modeli'nden az da olsa düşük olmasının nedenidir.

iv. Rassal hata bileşeni incelendiğinde ise yukarıdaki tespitlerin aksine, model diğerlerinden her durumda daha başarısızdır. Diğer bir ifade ile, modelin

beklenmeyen deęişimleri tahmin etmek konusunda dięer modellerden daha başarısız olduęu tespit edilmiřtir.

Bu bulgulardan yola ıkıldığında, hem Blume Modeli ile kıyaslandığında hataları azaltıcı etkisinin olduka dřük olması hem de beklenmeyen deęişimleri tahmin etmek konusunda dięer modellere göre başarısızlıęı gözönüne alınarak Bileşik Model'in beklenen başarıyı sağlayamadıęı görlmektedir.

Ancak bu noktada, Bileşik Model'in hem sadece firmanın temel bileřenlerini dikkate alan modellerden hem de Dzeltilmemiř Model'den ok daha iyi bir performans gsterdięine dikkat etmek gerekir. Zira, modelin esas amacı firmanın temel bileřenlerini de dikkate alarak Dzeltilmemiř Model'in aıklayıcılıęını arttırmaktır. Bulgular, modelin bu amacı yerine getirdięini gstermektedir. Bu bulgu genel olarak literatrdeki alıřmalara paraleldir. Dięer bir deyiřle beta tahminlerinde tarihsel betanın aıklayıcı gc finansal oranların kullanımı ile artırılabilir.

Bileşik Model'de aıklayıcı deęişken olarak yer alan finansal oranlar, genel olarak bir sermaye piyasasının yapısal özelliklerini ve piyasa katılımcılarının riske iliřkin algılarını ortaya koymak için de kullanılabilir. Bu alıřmada, Birleşik Model'de yer alan finansal oranların likidite ve kâr payı daęıtım oranı olması da bu anlamda dikkat çekicidir. Zira, bu iki finansal oran da riskin kısa vadeli bileřenleridir. ABD ve dięer gelişmiş lke piyasalarında yapılmış temel beta ve birleşik modele iliřkin alıřmaların bulguları ise riskin kısa ve uzun vadeli bileřenlerinin birlikte kullanıldığina dair kanıtlar içermektedir. Dięer bir deyiřle alıřmanın bulguları, gelişmiş lke piyasalarının aksine Türk Sermaye Piyasası'nda riskin kısa vadeli bir yatırım kararı fonksiyonu olarak algılandığina iřaret etmektedir. Piyasaya iliřkin bu özellięin, hem sistematik riskin bileřenlerinin ortaya konulmasına hem de daha başarılı tahmin modelleri oluřturulmasına yönelik alıřmalarda dikkate alınması faydalı olacaktır.

Sonuç olarak, bu alıřmanın bulguları beta tahminlerinin başarısının portfy büyüklüęüne ve ilgili dönem için kullanılan gözlem sıklıęına duyarlı olduęunu ortaya koymaktadır. Portfy oluřturmak yoluyla yapılan beta tahminleri tekil hisse senetlerine görece daha başarılıdır. Bu durum alıřmada kullanılan tüm tahmin modelleri için geçerlidir. Gözlem sıklıęının etkisine iliřkin incelemeler, tarihsel betanın bir tahminleyen olarak kullanımında gözlem sıklıęının azaltılmasının

tahminlerin sapmasını da azalttığını göstermektedir; ancak, aynı zamanda modelin beklenmeyen değişimlere duyarlılığını düşürerek, toplamda tahmin gücünü de azalttığını ortaya koymaktadır. Bu nedenle, özellikle hem sermaye piyasasında veri bir döneme ait sistematik risk incelenirken beklenmeyen değişimlerin gözlemlendiği hem de sistematik riski tahmin etmek üzere gelecekteki bir dönem üzerinde inceleme yapılırken bu türden değişimlerin öngörüldüğü durumlarda gözlem sıklığının arttırılması gerekmektedir.

Bu çalışmanın bulguları, 1999-2002 dönemi için portföydeki menkul kıymet çeşit sayısı ve gözlem sıklığı veri iken en başarılı modelin Blume Düzeltme Modeli olduğunu göstermektedir. Bu durumun tek istisnası ilgili dönemde günlük gözlem sıklığı kullanımı ile uygulanan Birleşik Model'in tahmin başarısının az da olsa daha iyi performans göstermiş olmasıdır. Ancak, özellikle beklenmeyen değişimleri tahmin etmek konusunda daha başarısız olduğu gözönüne alınarak, Birleşik Model'in bulgularına daha ihtiyatlı yaklaşılması gerekmektedir. Benzer biçimde, her ne kadar en başarılı model olarak tespit edilse de Blume Modeli'nin veri bir gözlem sıklığında beklenmeyen değişimleri tahmin etmek konusunda Düzeltilmemiş Model'den daha başarılı olmadığının da altını çizmekte fayda vardır. Zira bu durum, varolan gözlem sıklığı etkisi dikkate alınmaksızın sistematik riske ilişkin yapılacak her türlü ölçüm ve tahminin, beraberinde esasta önemli olabilecek birtakım eksiklikleri de içereceğini ve bu eksikliklerin düzeltme modelleri ile giderilemeyeceğini ortaya koymaktadır. Diğer bir deyişle, en başta sistematik riskin ölçümünde kullanılacak gözlem sıklığının tahmin hataları üzerinde yaratacağı etkiler etraflıca incelenmeden ve düzeltme tekniklerinin hataların hangi unsurları üzerinde etkin olduğu tespit edilmeden yapılacak olan ölçüm ve tahminlerle sağlıklı değerlendirmeler yapmak mümkün değildir.

Ayrıca, sistematik riskin temel bileşenlerine ilişkin olarak yapılan inceleme genel olarak finansal oranların sistematik riski açıklamak ve tahminlemek için yeterince uygun değişkenler olmadığını göstermektedir. Bu durumun oluşmasındaki etkenlerden biri, oranların ölçümünde kullanılan verilerin yeterince güvenilir olmama olasılığıdır. Bu noktada, finansal tabloların yeterince sağlıklı ve doğru bilgiyi içerip içermediğinin, diğer bir deyişle güvenilirliklerinin, finansal oranların ölçümündeki ve dolayısıyla sistematik riskin bileşenlerinin ortaya konulmasındaki

önemi ortaya çıkmaktadır. Bir diğer etken ise, teorik olarak, değişkenlerin ölçüm hatalarından kaynaklı sorunlar ya da göz ardı edilen değişkenlerin varlığıdır. Bu noktada, özellikle Birleşik Model'in, çalışmada içerilen finansal oranlar arasından riskin kısa vadeli bileşenlerini ifade eden likidite ve kâr payı dağıtım oranını açıklayıcı değişkenler olarak seçmesi ve böylelikle tahmin başarısını arttırması önemlidir. Zira, bu durum gelişmiş ülke sermaye piyasalarının aksine, Türk Sermaye Piyasası'nda riskin kısa vadeli bir yatırım kararı fonksiyonu olarak algılandığına işaretler; dolayısıyla, ülkemizde sistematik riskin bileşenlerine ilişkin incelemelerde hem bu kısa vadeli değişkenleri tespit etmeye hem de değişkenlerin ölçüm biçimlerini geliştirmeye yönelmenin tahmin modellerinin başarısına olumlu katkıda bulunacağı söylenebilir.

Bu noktadan sonra gerçekleştirilmesinde fayda bulunan çalışmaların başında sistematik riskin ölçüm ve tahmininde yatırım ufkunun etkisini incelemek yer almaktadır. Böylelikle, gelişmekte olan bir sermaye piyasasına sahip olan ülkemizde riskin yapısının ortaya konulmasına katkıda bulunulabilir. Bu yapıyı daha iyi anlayabilmek üzere, farklı etkilerin (yatırım ufku, gözlem sıklığı, endeks seçimi v.b.) bir arada incelenmesinde ve karşılıklı ilişkilerinin belirlenmesinde de büyük faydalar bulunmaktadır. Bu çalışmada kullanılan beta tahmin modellerinin başarısının farklı dönemler için incelenmesi, modellerin geçerliliğinin daha iyi tartışılması için yapılabilecek çalışmalar arasında yer almaktadır. Ayrıca, özellikle sistematik riskin bileşenlerini daha iyi incelemek üzere, hangi değişkenlerin ülkemizde belirleyici olabileceği ve bu değişkenlerin nasıl ölçülmesi gerektiği üzerine teorik ve deneysel incelemeler yapılması bir diğer önemli çalışma konusudur. Bu noktada, incelenmesinde fayda görülen değişkenler arasında sadece firmanın mali tabloları kullanılarak hesaplanan finansal oranlar değil, aynı zamanda piyasa temelli oranlar ve makroekonomik değişkenler de yer almaktadır. Zira, farklı yapıdaki değişkenleri içeren alternatif modeller, ülkemiz sermaye piyasasında sistematik riskin yapısını ortaya koymak ve gelişmiş ülke piyasalarından farkını incelemek konusunda faydalı bilgiler sağlayabilir.

Sonuç olarak, sistematik riskin kaynaklarının ortaya konularak daha iyi anlaşılmasının ve başarılı tahmin modelleri oluşturularak daha iyi yönetilmesinin amaçlandığı tüm bu çalışmalar, hem mikro düzeyde yatırımcıların karar alma

sürecine olumlu katkıda bulunacak hem de makro düzeyde Türk Sermaye Piyasası'nın etkinliğini artırarak ekonominin gelişmesinde faydalı olacaktır.

KAYNAKÇA

- Abdel-Khalik, A. R. ve J. C. McKeown, “Disclosures of Estimates of Holding Gains and the Assessment of Systematic Risk”, **Journal of Accounting Research**, Cilt 16, 1978, s. 46-77.
- Albayrak, A. S., A. Eroğlu ve diğerleri, **SPSS Uygulamalı Çok Değişkenli İstatistik Teknikleri**, yay. haz.: Şeref Kalaycı, Asil Yayın Dağıtım, Ankara, 2005.
- Alexander, G. J. ve N. L. Chervany, “On the Estimation and Stability of Beta”, **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Cilt 15, No. 1, Mart 1980, s. 123-137.
- Almisher, M. A. ve R. J. Kish, “Accounting Betas – An Ex Anti Proxy For Risk Within The IPO Market”, **Journal of Financial and Strategic Decisions**, Cilt 13, No. 3, Sonbahar 2000, s. 23-34.
- Almisher, M. A., S. G. Buell ve R. J. Kish, “The Relationship Between Systematic Risk and Underpricing of the IPO Market”, **Research in Finance**, Cilt 19, 2002, s. 87-107.
- Altman, E., B. Jacquillat ve M. Levasseur, “Comparative Analysis of Risk Measures: France and United States”, **Journal of Finance**, Cilt 29, No. 5, 1974, s. 1495-1511.
- Akdeniz, L., A. A. Salih ve M. Caner, “Time-Varying Betas Help in Asset Pricing: The Threshold CAPM”, Working Paper, 2002, (çevrimiçi) <http://www.pitt.edu/~caner/tcapm.pdf>, 05 08 2004.
- Ang, J. S. ve D. R. Peterson, “Return, Risk and Yields: Evidence from ex-ante Data”, **Journal of Finance**, Cilt 40, No. 2, Mart 1985, s. 537-548.
- Baesel, J. B., “On the Assesment of Risk: Some Further Considerations”, **Journal of Finance**, Cilt 29, No. 5, 1974, s. 1491-94.
- Ball, R. ve P. Brown, “Portfolio Theory and Accounting”, **Journal of Accounting Research**, Cilt 7, No. 2, Ağustos 1969, s. 300-323.
- Beaver, W. H., “Financial Ratios as Predictors of Failure”, **Empirical Research in Accounting: Selected Studies**, Institute of Professional Accounting, Graduate School of Business, University of Chicago, 1966, s.71-102.

- Beaver, W. H., J. W. Kennely ve W. M. Voss, "Predictive Ability as a Criterion for the Evaluation of Accounting Data", **Accounting Review**, Cilt 43, No. 4, Ekim 1968, s. 675-683.
- Beaver, W. H., P. Kettler ve M. Scholes, "The Association Between Market Determined and Accounting Determined Risk Measures", **The Accounting Review**, Cilt 45, No. 3, Ekim 1970 , s. 325-349.
- Beaver, W. H. ve J. Manegold, "The Association Between Market Determined and Accounting Determined Measures of Systematic Risk: Some Further Evidence ", **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Cilt 10, No. 2, Haziran 1975, s. 231-284.
- Bekçioğlu, S., M. Öztürk ve Y. Kaderli, "Beta Katsayısını Etkileyen Finansal Oranlar: Gıda ve Makine İmalat Sektöründe Bir Uygulama", **Muhasebe ve Denetime Bakış Dergisi**, Eylül 2003, s. 33-52.
- Bera, A. K. ve S. Kannan, "An Adjustment Procedure for Predicting Ststematic Risk", **Journal of Applied Econometrics**, Cilt 1, No. 4, Ekim 1986, s. 317-332.
- Bernstein, Peter L., Sermaye Üzerine Büyük Düşünceler, SPK Yayınları, Yayın no:56, Ankara, 1997.
- Berry, M., E. Burmeister ve M. McElroy, "Sorting Out Risks Using Known APT Factors", **Financial Analysts Journal**, Cilt 44, No. 2, Mart 1988, s. 29-42.
- Bey, R. P., "Market Model Stationarity of Individual Public Utilities", **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Cilt 18, No. 1, Mart 1983, s. 67-85.
- Beyazıt, M. F., "İMKB Betaları, Korelasyon Tahmin ve Değişkenlik", **Doğuş Üniversitesi Dergisi**, Cilt 6, No. 1, 2005, s. 28-34.
- Bildersee, J. S., "The Association Between A Market Determined Measure of Risk and Alternative Measures of Risk", **Accounting Review**, Cilt 50, No. 1, Ocak 1975, s. 81-98.
- Black, F., "Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing", **Journal of Business**, Cilt 45, No. 3, Temmuz 1972, s. 444-455.

- Black, F., M. C. Jensen ve M. Scholes, "The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests", in Jensen M. (ed.), **Studies in the Theory of Capital Markets**, New York, Praeger, 1972.
- Black, F. ve M. Scholes, "The Effects of Dividend Yields and Dividend Policy on Common Stock Prices and Returns", **Journal of Financial Economics**, Cilt 1, No. 1, 1974, s. 1-22.
- Blume, E. M., "On the Assessment of Risk", **Journal of Finance**, Cilt 26, No. 1, Mart 1971, s. 1-10.
- Blume, E. M., "Betas and Their Regression Tendencies", **Journal of Finance**, Cilt 30, No. 3, Haziran 1975, s. 785-795.
- Blume, E. M. ve I. Friend, "A New Look at the Capital Asset Pricing Model", **Journal of Finance**, Cilt 28, No. 1, Mart 1973, s. 19-33.
- Bodurtha, J. N. ve N. C. Mark, "Testing the CAPM with Time-Varying Risks and Returns", **Journal of Finance**, Cilt 46, No. 4, Eylül 1991, s. 1485-1505.
- Bowie, D. C. ve D. J. Bradfield, "Robust Estimation of Beta Coefficient: Evidence From A Small Stock Market", **Journal of Business Finance & Accounting**, Cilt 25, No. 3-4, Nisan/Mayıs 1998, s. 439-454.
- Bowman, R. G., "The Importance of a Market-Value Measurement of Debt in Assessing Leverage", **Journal of Accounting Research**, Cilt 18, No. 1, Bahar 1980, s. 242-254.
- Brailsford, T. ve T. Josev, "The Impact of the Return Interval on the Estimation of Systematic Risk", **Pacific-Basin Finance Journal**, Cilt 5, 1997, s. 357-376.
- Breen, W. J. ve E. M. Lerner, "On the Use of β in Regulatory Proceedings", **Bell Journal of Economics and Management Science**, Cilt 3, No. 2, Ağustos 1972, s. 612-621.
- Breeden, D. T., "An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities", **Journal of Financial Economics**, Cilt 7, No. 3, 1979, s. 265-296.
- Breeden, D. T. ve R. Litzenberger, "Prices of State-Contingent Claims Implicit in Option Prices", **Journal of Business**, Cilt 51, 1978, s. 621-651.

- Brennan, M. J., "Taxes, Market Valuation and Corporate Financial Policy", **National Tax Journal**, Cilt 23, No. 4, 1970, s. 417-427.
- Brennan, M. J., "Capital Market Equilibrium with Divergent Borrowing and Lending Rates", **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Cilt 6, No. 5, Aralık 1971, s. 1197-1205.
- Brito, O. N., "Marketability Restrictions and the Valuation of Capital Assets under Uncertainty", **Journal of Finance**, Cilt 32, No. 4, Eylül 1977, s. 1109-1123.
- Brito, O. N., "Portfolio Selection in an Economy with Marketability and Short Sales Restrictions", **Journal of Finance**, Cilt 33, No. 2, Mayıs 1978, s. 589-601.
- Brown, P. ve R. Ball, "Some Preliminary Findings on the Association between the Earnings of A Firm, Its Industry and the Economy", **Journal of Accounting Research**, Cilt 5, No. 3, 1967, s. 55-77.
- Brown, P. ve R. Ball, "An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers", **Journal of Accounting Research**, Cilt 6, No. 2, Ağustos 1968, s. 159-177.
- Brown, S. ve W. I. Weinstein, "A New Approach to Testing Asset Pricing Models: The Bilinear Paradigm", **Journal of Finance**, Cilt 38, No. 3, Haziran 1983, s. 711-743.
- Burmeister, E. ve K. Wall, "The Arbitrage Pricing Theory and Macroeconomic Factor Measures", **Financial Review**, Şubat 1986.
- Butler, K. C., R. M. Mohr ve R. R. Simonds, "The Hamada and Conine Leverage Adjustments and the Estimation of Systematic Risk for Multisegment Firms", **Journal of Business Finance & Accounting**, Cilt 18, No. 6, Kasım 1991, s. 885- 901.
- Campbell, J. Y. ve J. H. Cochrane, "Explaining the Poor Performance of Consumption-Based Asset Pricing Models", **Journal of Finance**, Cilt 55, No. 6, Aralık 2000, s. 2863-2878.
- Capstaff, J., "The Usefulness of UK Accounting and Market Data for Predicting the Perceived Risk Class of Securities", **Accounting and Business Research**, Cilt 22, No. 87, 1992, s. 219-228.

- Chan, L. K. C. ve J. Lakonishok, "Robust Measurement of Beta Risk", **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Cilt 27, No. 2, Haziran 1992, s. 265-282.
- Chance, D. M., "Evidence on A Simplified Model of Systematic Risk", **Financial Management**, Cilt 11, No. 3, Ağustos 1982, s. 53-63.
- Chen, C., "Time-Series Analysis of Beta Stationarity and Its Determinants: A Case of Public Utilities", **Financial Management**, Cilt 11, No. 3, Ağustos 1982, s. 64-70.
- Chen, N.F., R Roll ve S.A Ross., " Economic Factors and Stock Market", **Journal of Business**, Cilt 59, No. 3 ,Temmuz 1986, s. 383-403.
- Choudry, T., "Time-Varying Beta and the Asian Financial Crisis: Evidence From Malaysian and Taiwanese Firms", **Pacific-Basin Finance Journal**, Cilt 13, 2005, s. 93-118.
- Cohen, K. J., G. A. Hawawini, S. F. Maier, R. A. Schwartz ve D. Whitcomb, "Estimating and Adjusting for the Intervalling-Effect Bias in Beta", **Management Science**, Cilt 29, No. 1, Ocak 1983, s. 135-148.
- Conine, T. E., "Corporate Debt and Corporate Taxes: An Extention", **Journal of Finance**, Cilt 35 , No. 4, Eylül 1980, s. 1033-1037.
- Connor, G. ve R. A. Korajczyk, "Risk and Return in an Equilibrium APT: An Application of a New Test Methodology" **Journal of Financial Economics**, Cilt 21, No. 2, 1988, s. 255-289.
- Corhay, A. ve A. T. Rad, "Return İnterval, Firm Size and Systematic Risk on the Dutch Stock Market", **Review of Financial Economics**, Cilt 2, No. 2, Bahar 1993, s. 19-28.
- Cornell, B. ve J. K. Dietrich, "Mean-Absolute-Deviation versus Least Squares Regression Estimation of Beta Coefficient", **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Cilt 13, No. 1, Mart 1978, s. 123-131.
- Daves, P. R., M. C. Ehrhardt ve R. A. Kunkel, "Estimating Systematic Risk:The Choice of Return Interval and Estimation Period", **Journal of Financial and Strategic Decisions**, Cilt 13, No. 1, Bahar 2000, s. 7-13.

- Demirci, E. ve Ü. Gümrah, “Temel Beta”, Doktora Seminer Çalışması, İstanbul Üniversitesi, İşletme Finansmanı Doktora Programı, 2005.
- Derstine, R. P. ve R. J. Huefner, “LIFO – FIFO, Accounting Ratios and Market Risk”, **Journal of Accounting Research**, Cilt 2, No. 2, Ağustos 1974, s. 216-234.
- Dhrymes, P. J., I. Friend ve N. B. Gültekin, “A Critical Reexamination of the Empirical Evidence on the Arbitrage Pricing Theory”, **Journal of Finance**, Cilt 39, No. 2, Haziran 1984, s. 323-346.
- Dimson, E., “Risk Measurement When Shares Are Subject to Infrequent Trading”, **Journal of Financial Economics**, Cilt 7, No. 2, 1979, s. 197-226.
- Dongcheol, K., “Sensitivity of Systematic Risk Estimates to the Return Measurement Interval Under Serial Correlation”, **Review of Quantitative Finance and Accounting**, Cilt 12, No. 1, Ocak 1999, s. 49-64.
- Draper, P. ve K. Paudyal, “Empirical Irregularities in the Estimation of Beta: The Impact of Alternative Estimation Assumptions and Procedures”, **Journal of Business Finance & Accounting**, Cilt 22, No. 1, Ocak 1995, s. 157-177.
- Dybvig, P. H. ve S. A. Ross, “Yes, The APT is Testable”, **Journal of Finance**, Cilt 40, No. 4, 1985, s. 1173-1188.
- Elgers, P. T., “Accounting-Based Risk Predictions: A Re-examination”, **Accounting Review**, Cilt 55, No. 3, Temmuz 1980, s. 389-407.
- Elgers, P. T., J. Haltiner ve W. H. Hawthorne, “Beta Regression Tendencies: Statistical and Real Causes”, **Journal of Finance**, Cilt 34, No. 1, Mart 1979, s. 261-263.
- Elgers, P. T. ve D. Murray, “The Impact of the Choice of Market Index on the Empirical Evaluation of Accounting Risk Measures”, **Accounting Review**, Cilt 57, No. 2, Nisan 1982, s. 358-375.
- Elgers, P. T. ve D. Murray, “LIFO–FIFO, Accounting Ratios and Market Risk: A Re-Assessment”, **Journal of Business Finance & Accounting**, Cilt 11, No. 3, Ağustos 1984, s. 313-325.

- Elton, E. J. ve M. J. Gruber, "Marginal Stock Holder Tax Rates and Clientele Tests", **Review Economics and Statistics**, Cilt 52, No. 1, 1970, s. 68-74.
- Elton, E. J., M. J. Gruber, S. J. Brown ve W. N. Goetzmann, **Modern Portfolio Theory and Investment Analysis**, John Willey & Sons Inc., 6. Baskı, ABD, 2003.
- Elton, E. J. ve M. J. Gruber, "Modern Portfolio Theory, 1950 to date", **Journal of Banking & Finance**, Cilt 21, No. 11-12, Aralık 1997, s. 1743-1759.
- Eskew, R. K., "The Forecasting Ability of Accounting Risk Measures: Some Additional Evidence", **The Accounting Review**, Cilt 54, No. 1, Ocak 1979, s. 107-118.
- Eubank, Jr. A. A. ve J. K. Zumwalt, "An Analysis of the Forecast Error Impact of Alternative Beta Adjustment Techniques and Risk Classes", **Journal of Finance**, Cilt 34, No. 3, Haziran 1979, s. 761-776.
- Fabozzi, J. F. ve J. C. Francis, "Beta as a Random Coefficient" , **Journal of Quantitative Analysis**, Cilt 13, No. 1, Mart 1978, s. 101-116.
- Faff, R. W., R. D. Brooks ve H. Y. Kee, "New Evidence On the Impact of Financial Leverage On Beta Risk: A Time-Series Approach", **North American Journal of Economics and Finance**, Cilt 13, No. 1, 2002, s. 1-20.
- Faff, R. W., J. H. H. Lee ve T. R. L. Fry, "Time Stationarity of Systematic Risk: Some Australian Evidence", **Journal of Business Finance & Accounting**, Cilt 19, No. 2, Ocak 1992, s. 253-270.
- Fama, E., "Multi-Period Consumption-Investment Decision", **American Economic Review**, Cilt 60, No. 1, Mart 1970, s. 163-174.
- Fama, E. ve J. MacBeth, "Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests", **Journal of Political Economy**, Cilt 81, No. 3, Mayıs-Haziran 1973, s. 607-636.
- Farrell, James L., **Portfolio Management: Theory and Application**, McGraw-Hill Inc., 2. baskı, 1997.
- Farrelly, G. E., K. R. Ferris ve W. R. Reichenstein, "Perceived Risk, Market Risk and Accounting Determined Risk Measures", **The Accounting Review**, Cilt 55, No. 2, Nisan 1985, s. 278-288.

- Ferris, K., K. Hiramatsu ve K. Kimoto, "Accounting Information and Investment Risk Perception in Japan", **Journal of International Financial Management and Accounting**, Cilt 1, No. 3, 1990, s. 232-243.
- Ferson, W. E. ve C. R. Harvey, "Conditioning Variables and the Cross Section of Stock Returns", **Journal of Finance**, Cilt 54, No. 4, Ağustos 1999, s. 1325-1360.
- Ferson, W. E., S. Kandel ve R. F. Stambaugh, "Test of Asset Pricing with Time-Varying Expected Risk Premiums and Market Betas", **Journal of Finance**, Cilt 40, No 2, Haziran 1987, s. 201-220.
- Fischer, S. ve R. C. Merton, "Macroeconomics and Finance: The Role of the Stock Market", NBER Working Paper Series, WP No:1291,1984, (çevrimiçi)<http://papers.nber.org/papers/w1291.v5.pdf>, 03 02 2006.
- Fisher, L., "Some New Stock Market Indexes", **Journal of Business**, Cilt 39, No. 1, Ocak 1966, s. 191-225.
- Fisher, L. ve J. M. Lorie, "Some Studies of the Variability of Returns on Investment in common Stocks", **Journal of Business**, Cilt 43, No. 2, Nisan 1970, s. 99-134.
- Foster, G., "Asset Pricing Models: Further Tests", **Journal of Financial & Quantitative Analysis**, Cilt 13, No. 1, Mart 1978, s. 39-53.
- Frankfurter, G. M., "The Effect of 'Market Indexes' on the Ex-Post Performance of the Sharpe Portfolio Selection Model", **Journal of Finance**, Cilt 31, No. 3, Haziran 1976, s. 949-955.
- Friend, I., Y. Landskroner ve E. Losq, "The Demand for Risky Assets Under Uncertain Inflation", **Journal of Finance**, Cilt 31, No. 5, Aralık 1976, s. 1287-1297.
- Gibbons, M. R., "Multi Variate Tests of Financial Models: A New Approach", **Journal of Financial Economics**, Cilt 10, No. 1, Mart 1982, s. 3-28.
- Gonedes, N. J., "Evidence on the Information Content of Accounting Numbers: Accounting-Based and Market-Based Estimates of Systematic Risk", **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Cilt 8, No. 3, Haziran 1973, s. 407-443.

- Gonedes, N. J., “A Note On Accounting Based and Market Based Estimates of Systematic Risk”, **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Cilt 10, No. 2, Haziran 1975, s. 355-365
- Gonedes, N. J., “Capital Market Equilibrium for a Class of Heterogeneous Expectations in a Two-Parameter World”, **Journal of Finance**, Cilt 31, No. 1, Mart 1976, s. 1-15.
- Gooding, E. A. ve T. P. O’Malley, “Market Phase and the Stationarity of Beta”, **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Cilt 12, No. 5, Aralık 1977, s. 833-857.
- Gregory–Allen, R. B. ve H. Shalit, “The Estimation of Systematic Risk under Differentiated Risk Aversion: A Mean – Extended Gini Approach”, **A Review of Quantitative Finance and Accounting**, Cilt 12, No. 2, 1999, s. 135-157.
- Hamada, R. S., “The Effect of the Firm’s Capital Structure on the Systematic Risk of Common Stocks”, **Journal of Finance**, Cilt 27, No. 2, Mayıs 1972, s. 435-452.
- Handa, P., S. P. Kothari ve C. Wasley, “The Relation Between the Return Interval and Betas: Implications for the Size Effect”, **Journal of Financial Economics**, Cilt 23, No. 1, Haziran 1989, s. 79-100.
- Handa, P., S. P. Kothari ve C. Wasley, “Sensitivity of Multivariate Tests of the Capital Asset-Pricing Model to the Return Measurement Interval”, **Journal of Finance**, Cilt 48, No. 4, Eylül 1993, s. 1543-1551.
- Hansen, L. P. ve K. J. Singleton, “Stochastic Consumption, Risk Aversion and the Temporal Behavior of Asset Returns”, **Journal of Political Economy**, Cilt 91, No. 2, Nisan 1983, s. 249-265.
- Harrington, D. R., **Modern Portfolio Theory, The Capital Asset Pricing Model and Arbitrage Pricing Theory: A User’s Guide**, Prentice-Hall Inc., 2. baskı, ABD, 1987.
- Hawawini, G., “Why Beta Shifts as the Return Interval Changes”, **Financial Analysts Journal**, Cilt 39, No. 3, Mayıs/Haziran 1983, s. 73-77.

- Hawawini, G., **European Equity Markets: Price Behavior and Efficiency**, The Monograph Series in Finance and Economics, School of Business of New York University, yay. haz.: Antony Saunders, 1984
- Hawawini, G. A., P. A. Michel ve A. Corhay, “New Evidence on Beta Stationarity and Forecast on Belgian Common Stocks”, **Journal of Banking & Finance**, Cilt 9, No. 4, Aralık 1985, s. 553-560.
- Hawawini, G. A. ve A. Vora, “Investment Horizon, Diversification and the Efficiency of Alternative Beta Forecast”, **Journal of Financial Research**, Cilt 5, No. 1, Bahar 1982, s. 1-15.
- Hill, N. C. ve B. K. Stone, “Accounting Betas, Systematic Operating Risk and Financial Leverage: A Risk Composition Approach to the Determinants of Systematic Risk”, **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Cilt 15, No. 3, Eylül 1980, s. 595-637.
- Horrigan, J., “The Determination of Long-Term Credit Standing with Financial Ratios, **Empirical Research in Accounting: Selected Studies**, Institute of Professional Accounting, Graduate School of Business, University of Chicago, 1966, s. 44-62.
- Hunt, E. K., **İktisadi Düşünce Tarihi**, Dost Kitabevi Yayınları, Ankara, 2005.
- Ismail, B. E. ve M. K. Kim, “On The Association of Cash Flow Variables with Market Risk: Further Evidence”, **The Accounting Review**, Cilt 64, No. 1, Ocak 1989, s. 125-136.
- Jagannathan, R. ve Z. Wang, “The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns”, **Journal of Finance**, Cilt 51, No. 1, Mart 1996, s. 3-53.
- Jagannathan, R. ve Z. Wang, “The CAPM is Alive and Well”, Federal Reserve Bank of Minneapolis Research Department Staff Report, No. 165, 1993, (çevrimiçi) <http://minneapolisfed.org/Research/sr/sr165.html>, 03 08 2004.
- Jagannathan, R. ve Z. Wang, “The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns”, **Journal of Finance**, Cilt 51, No. 1, Mart 1996, s. 3-53.

- Karpik, P. ve A. Belkaoui, "The Relative Relationship Between Systematic Risk and Value Added Variables", **Journal of International Financial Management and Accounting**, Cilt 1, No. 3, 1990, s. 259-276.
- Kazgan, Gülten, **İktisadi Düşünce veya Politik İktisadın Evrimi**, Bilgi Yayınevi, 2. Basım, Ankara, 1974.
- Klemkosky, R. C. ve J. D. Martin, "The Adjustment of Beta Forecasts", **Journal of Finance**, Cilt 30, No. 4, Eylül 1975, s. 1123-1128.
- Kurdoğlu, G. C., "Performance Measurement of Portfolios Constructed by the Single Index Model with Historical and Adjusted Betas", Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Bilkent Üniversitesi, 1994.
- Küçükkoçoğlu, A. ve G. Kiracı, Güçlü Beta Hesaplamaları, VI. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu, Gazi Üniversitesi, Mayıs 2003.
- Lam, K. S. K., "Some Evidence on the Distributions of Beta in Hong Kong", **Applied Financial Economics**, Cilt 9, No. 3, 1999, s. 251-262.
- Levhari, D. ve H. Levy, "The Capital Asset Pricing Model and the Investment Horizon", **The Review of Economics and Statistics**, Cilt 59, No. 1, Şubat 1977, s. 92-104.
- Levy, R. A., "Stationarity of Beta Coefficients", **Financial Analysts Journal**, Cilt 27, No. 6, Kasım/Aralık 1971, s. 55-62.
- Levy, H. ve M. Sarnat , **Portfolio and Investment Selection: Theory and Practice**, Prentice Hall Inc., ABD, 1984.
- Lintner, John, "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets", **The Review of Economics and Statistics**, Cilt 47, No. 1, Şubat 1965, s. 13-37.
- Lintner, J., "The Aggregation of Investors Diverse Judgements and Preferences in Poorly Competitive Security Markets", **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Cilt 4, No. 4, Aralık 1969, s. 347-400.
- Lintner, J., "The Effect of Short Selling and Margin Requirements in Perfect Capital Markets", **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Cilt 6, No. 5, Aralık 1971, s. 1173-1195.

- Litzenberger, R. H ve K. Ramaswamy, "The Effect of Personal Taxes and Dividends on Capital Asset Prices: Theory and Empirical Evidence", **Journal of Financial Economics**, Cilt 7, No. 2, Haziran 1979, s. 163-195.
- Logue, D. E. ve L. J. Merville, "Financial Policy and Market Expectations", **Financial Management**, Cilt 1, No. 2, 1972, s. 37-44.
- Logue, Dennis E., **Handbook of Modern Finance**, Warren, Gorham&Lamont Inc., ABD, 1984.
- Markowitz, Harry, "Portfolio Selection" , **Journal of Finance**, Cilt 7, No. 1, Mart 1952, s. 77-91.
- Markowitz, Harry M., **Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investment**, John Wiley & Sons Inc., ABD, 1959
- Mandelker, G. N. ve S. G. Rhee, "The Impact of the Degrees of Operating and Financial Leverage on Systematic Risk of Common Stock" **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Cilt 19, No. 1, Mart 1984, s. 45-57.
- Mayers, D., "Non Marketable Assets and Capital Market Equilibrium under Uncertainty", in Jensen M. (ed.), **Studies in the Theory of Capital Markets**, New York, Praeger, 1972.
- McKenzie, M. D., R. Brooks ve R. Faff, "The Use of Domestic and World Market Indexes in the Estimation of Time-Varying Betas", **Journal of Multinational Financial Management**, Cilt 10, 2000, s. 91-106.
- Mear, R. ve M. Firth, "Risk Perceptions of Financial Analysts and the Use of Market and Accounting Data", **Accounting and Business Research**, Cilt 18, No. 72, 1988, s. 335-340.
- Mei, J., "Explaining the Cross Section of Returns via A Multi-Factor APT Model", **Journal of Financial & Quantitative Analysis**, Cilt 28, No. 3, 1993, s. 331-345.
- Melicher, R. W., "Financial Factors Which Influence Beta Variations Within A Homogeneous Industry Environment" **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Cilt 9, No. 2, Mart 1974, s. 231-241.
- Merton, R., "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model", **Econometrica**, Cilt 41, No. 5, Eylül 1973, s. 867-888.

- Meyers, S. C., “The Stationarity Problem in the Use of the Market Model of Security Price Behavior”, **Accounting Review**, Cilt 48, No. 2, Nisan 1973, s. 318-322.
- Miller, M. H., “The History of Finance: An Eyewitness Account”, **Journal of Portfolio Management**, Cilt 25, No. 4, 1999, s. 95-101.
- Miller, M. H. ve M. Scholes, “Rates of Return in Relation to Risk: A-Reexamination of Some Recent Findings”, in Jensen M. (ed.), **Studies in the Theory of Capital Markets**, New York, Praeger, 1972.
- Miller, M. H. ve M. Scholes, “Dividends and Taxes: Some Empirical Tests”, **Journal of Political Economy**, Cilt 90, No. 6, Aralık 1982, s. 1118-1141.
- Mossin, Jan, “Equilibrium in a Capital Asset Market”, **Econometrica**, Cilt 34, No. 4, Ekim 1966, s. 768-783.
- Myers, S. C., “On the Use of β in Regulatory Proceedings: A Comment”, **Bell Journal of Economics and Management Science**, Cilt 3, No. 2, Ağustos 1972, s. 622-627.
- Odabaşı, A., “Evidence on the Stationarity of Beta Coefficients: The Case of Turkey”, Working Paper, Şubat 2000, (çevrimiçi) <http://odabasi.boun.edu.tr/research/Beta-Work-2000.pdf>, 01 12 2004.
- Odabaşı, A., “Some Estimation Issue on Betas: A Preliminary Investigation on the ISE”, Working Paper, Aralık 2003, (çevrimiçi) <http://odabasi.boun.edu.tr/research/BetaStability-JBU.pdf>, 01 12 2004
- Odabaşı, A., “Sistematik Risk Tahmininde Getiri Aralığının Etkisi: İMKB’de Bir Uygulama”, Working Paper, 2004, (çevrimiçi) <http://odabasi.boun.edu.tr/research/Getiri%20Aral%FD%F0%FDn%FDn%20Etkisi-UU.pdf>, 01 12 2004.
- Orhunbilge, N., **Uygulamalı Regresyon ve Korelasyon Analizi**, İstanbul Üniv. İşletme Fakültesi Yayın No: 281, 2. baskı, İstanbul, 2002.

- Öztürkatalay, V., “Sistematik Risk ile Firma Finansal Yapısı Arasındaki İlişki ve İMKB’ye Yönelik Bir Uygulama”, Doktora Seminer Çalışması, İstanbul Üniversitesi, İşletme Finansmanı Doktora Programı, 1999.
- Pettit, R. R. ve R. Westerfield, “A Model of Capital Asset Risk”, **Journal of Financial & Quantitative Analysis**, Cilt 7, No. 2, Mart 1972, s. 1649-1668.
- Pinches, G. E. ve K. A. Mingo, “A Multivariate Analysis of Industrial Bond Ratings”, **Journal of Finance**, Cilt 28, No. 1, Mart 1973, s. 1-18.
- Pinches, G. E., K. A. Mingo ve J. A. Caruthers, “The Stability of Financial Patterns in Industrial Organizations”, **Journal of Finance**, Cilt 28, No. 2, Mayıs 1973, s. 389-396.
- Pogue, G. A. ve B. H. Solnik, “The Market Model Applied To European Common-Stocks, Some Empirical Results”, **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Cilt 9, No. 6, 1974, s. 917-94.
- Reilly, F. K. ve D. J. Wright, “A Comparison Of Published Betas”, **Journal of Portfolio Management**, Cilt 14, No. 3, Bahar 1988, s. 64-69.
- Reyes, M. G., “Size, Time-Varying Beta and Conditional Heteroscedasticity in UK Stock Returns”, **Review of Financial Economics**, Cilt 8, No. 1, 1999, s. 1-10.
- Robichek, A. A., R. C. Higgins ve M. Kinsman, “The Effect of Leverage on the Cost of Equity Capital of Electric Utility Firms”, **Journal of Finance**, Cilt 28, No. 2, Mayıs 1973, s. 353-367.
- Roll, R., “A Critique of The Asset Pricing Theory’s Tests; Part I: On Past And Potential Testability Of Theory”, **Journal of Financial Economics**, Cilt 4, No. 2, 1977, s. 129-176.
- Roll, R. ve S. A. Ross, “An Emprical Investigation of Arbitrage Pricing Theory”, **Journal of Finance**, Cilt 35, No. 5, 1980, s. 1073-1103.
- Rosenberg, B. ve W. McKibben, “The Prediction of Systematic and Specific Risk in Common Stocks, **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Cilt 8, No. 2, Mart 1973, s. 317-333.
- Rosenberg, B., M. Houglet ve V. Marathe, “Extra-Market Components of Covariance Among Security Prices”, Working Paper, RPF 013,

- Research Program in Finance, Berkeley: Graduate School of Business and Public Administration, 1973, s.1-45, (çevrimiçi) <http://www.haas.berkeley.edu/finance/WP/rpf013.pdf>.
- Rosenberg, B. ve V. Marathe, “Common Factors in Security Returns: Microeconomic Determinants and Macroeconomic Correlates”, Working Paper, No. 44, Research Program in Finance, Berkeley: Graduate School of Business and Public Administration, 1976, s. 1-57, (çevrimiçi) <http://www.haas.berkeley.edu/finance/WP/rpf044.pdf>
- Ross, S. A, “The Arbitrage Theory of Capital asset Pricing”, **Journal of Economic Theory**, Cilt 13, No. 3, Kasım 1976, s. 341-360.
- Rothstein, M., “On Geometric and Aritmetic Portfolio Performance Indexes”, **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Cilt 7, No. 4, Eylül 1972, s. 1983-1995.
- Rubinstein, M. E., “A Mean-Variance Synthesis of Corporate Financial Theory”, **Journal of Finance**, Cilt 28, No. 1, Mart 1973, s. 167-181.
- Rubinstein, M., “The Valuation of Uncertain Income Streams and the Pricing of Options”, **Bell Journal of Economics**, Cilt 7, No. 2, 1976, s. 407-425.
- Saçbağlı, E., “Beta and Beta Trend Estimates in ISE”, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Boğaziçi Üniversitesi, 1998.
- Sağlam, İ., “Prediction of Systematic Risk: A Case From Turkey”, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Bilkent Üniversitesi, 1993.
- Sarıoğlu, S. E., **Değişkenlik Modelleri ve İMKB Hisse Senetleri Piyasası’nda Değişkenlik Modellerinin Kesitsel Olarak İrdelenmesi**, İktisadi Araştırmalar Vakfı, Ünal Aysal Tez Değerlendirme Yarışma Dizisi, İstanbul, 2006.
- Scholes, M. ve J. Williams, “Estimating Betas from Non-Synchronous Data”, **Journal of Financial Economics**, Cilt 5, No. 3, 1977, s. 309-328.
- Sermaye Piyasası ve Borsa Temel Bilgiler Kılavuzu**, İMKB Yayınları, 13. baskı, İstanbul, 1998.

- Shalit, H. ve S. Yitzhaki, “Estimating Beta”, Working Paper, 2001, (çevrimiçi)http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=29739 9, 01 07 2004.
- Shanken, J., “The Arbitrage Pricing Theory: Is It Testable?”, **Journal of Finance**, Cilt 37, No. 5, 1982, s. 1129-1140.
- Sharpe, William F., “A Simplified Model for Portfolio Analysis”, **Management Science**, Cilt 9, No. 2, Ocak 1963, s. 277-293.
- Sharpe, W. F., “Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk”, **Journal of Finance**, Cilt 19, No. 3, 1964, s. 425-442.
- Sharpe, W. F., “Mean Absolute Deviation Characteristic Lines for Securities and Portfolios”, **Management Science**, Cilt 18, No. 2, Ekim 1971, s. B1-B13.
- Sharpe, W. F., “Bonds vs. Stocks: Some Lessons from Capital Market Theory”, **Financial Analysts Journal**, Cilt 29, Kasım/Aralık 1973, s. 74-80.
- Sharpe, W. F, G. J. Alexander ve J. V. Baeley, **Investments**, Prentice Hall Inc., 6. Baskı, ABD, 1999.
- Sharpe, W. F. ve G. M. Cooper, “Risk-Return Class of New York Stock Exchange Common Stocks, 1931-1967”, **Financial Analysis Journal**, Cilt 28, No. 2, Mart-Nisan 1972, s. 46-52.
- Sharpe, W. F., “Factors in NYSE Security Returns, 1931-1979”, **Journal of Portfolio Management**, Cilt 8, No. 2, 1982, s.5-19.
- Sıvacıyan, T. A., “Relation Between Systematic Risk and Fundamental Variables of the Firm”, Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Boğaziçi Üniversitesi, 1985.
- Smith, K. V., “Stock Price and Economic Indexes for Generating Efficient Portfolios”, **Journal of Business**, Cilt 42, No. 3, Temmuz 1969, s. 326-336.
- Stambaugh, R. F, “On the Exclusion of Assets from Tests of the Two-Parameter Model: A Sensitivity Analysis”, **Journal of Financial Economics**, Cilt 10, No. 3, Kasım 1982, s. 237-268.

- Statman, M., "Betas Compared: Merrill Lynch vs. Value Line", **Journal of Portfolio Management**, Cilt 7, No. 2, Kış 1981, s. 41-44.
- Stevens, D. L., "Financial Characteristics of Merged Firms: A Multivariate Analysis", **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Cilt 8, No. 2, Mart 1973, s. 149-158.
- Sunder, S., "Stationarity of Market Risk: Random Coefficients Tests for Individual Stocks", **Journal of Finance**, Cilt 35, No. 4, 1980, s. 883-896.
- Thakkar, R. B., "The Association Between Market Determined and Accounting Determined Risk Measures: A Note", **Journal of Accounting Research**, Cilt 16, No. 1, Bahar 1978, s. 215-223.
- Theobald, M., "An Analysis of the Market Model and Beta Factors Using U.K. Equity Share Data", **Journal of Business Finance & Accounting**, Cilt 7, No. 1, 1980, s. 49-64.
- Theobald, M., "Beta Stationarity and Estimation Period" **Journal of Financial & Quantitative Analysis**, Cilt 16, No. 5, Aralık 1981, s. 747-757.
- Tobin, James, "Liquidity Preference as Behaviour Towards Risk", **Review of Economic Studies**, Cilt 25, No. 67, 1958, s. 65-86.
- Treynor, Jack L., "Toward A Theory Of Market Value Of Risky Assets", Unpublished Manuscript, 1961
- Turtle, H., A. Buse ve B. Korkie, "Tests of Conditional Asset Pricing with Time-Varying Moments and Risk Prices", **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Cilt 29, No.1 , Mart 1994, s. 15-29.
- Uysal, E., "The Relationship Between Market Determined Risk Measures and Financial Variables", Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Bilkent Üniversitesi, 1990.
- Vasicek, O. A., "A Note Using Cross-Sectional Information in Bayesian Estimation of Security Betas", **Journal of Finance**, Cilt 28, No. 5, 1973, s. 1233-1239.
- Woan, R. J., "The Usefulness of Accounting Information in Assessing Systematic Risk: A Re-Examination", **Academy of Accounting and Financial Studies Journal**, Cilt 5, No. 2, 2001, s. 35-49.

Yörük, Nevin, **Finansal Varlık Fiyatlama Modelleri ve Arbitraj Fiyatlama Modelinin İMKB’de Test Edilmesi**, İMKB Yayınları, İstanbul, 2000.

EK 1: Tekil Hisse Senetlerinin 1991-1994, 1995-1998, 1999-2002 ve 2003-2006 Dönemlerine Ait Günlük, Haftalık ve Aylık Gözlem Sıklığı Kullanılarak Hesaplanmış Gerçek Beta Değerleri

	1991-1994			1995-1998			1999-2002		
	Günlük	Haftalık	Aylık	Günlük	Haftalık	Aylık	Günlük	Haftalık	Aylık
AKALT	0.9734	0.8836	1.0605	0.7803	0.8289	1.0297	0.7389	0.7605	1.0142
AKSA	0.8334	0.9014	0.7867	0.7488	0.6952	0.6998	0.8968	0.9098	0.9546
ASELS	1.1843	1.1598	1.3195	1.0343	1.1151	0.8627	0.8603	0.9646	1.0070
BAGFS	1.0912	1.0461	1.2709	0.9513	0.9993	1.0393	0.8608	0.8783	0.9309
BOLUC	1.1076	1.1023	1.4399	0.7095	0.6998	0.7527	0.6975	0.6589	0.7090
BRISA	0.9737	0.8880	1.0786	0.8724	0.9584	0.8754	0.7983	0.8290	0.9252
CELHA	0.9677	0.9969	1.1398	1.0125	0.9896	0.8581	0.9038	0.9360	1.0412
CIMSA	0.8159	0.6412	0.6319	0.7765	0.7438	0.9250	0.8121	0.8127	0.8953
DENCM	0.9183	0.8905	1.2624	0.9509	1.0033	0.8978	0.8019	0.7127	0.9289
DOKTS	0.9285	0.7984	1.1582	0.9035	0.9663	0.9800	0.8437	0.8606	1.0256
ECILC	1.0160	1.0112	1.0785	1.0058	1.1509	1.3078	0.9147	0.9815	1.0184
EGEEN	1.0051	0.9059	1.2124	0.9653	0.9597	0.8499	0.7012	0.7627	0.7594
EGGUB	1.0434	1.2042	1.2655	0.8630	0.8013	0.8537	0.6364	0.7597	0.6395
EREGL	1.1828	1.2350	1.3753	1.1100	1.1392	1.0738	0.9942	0.9306	0.8895
FENIS	0.1960	0.2608	0.3593	0.7405	0.8176	0.6178	0.6119	0.6055	0.6783
GENTS	0.9485	1.0939	1.1125	0.8833	0.8113	0.8453	0.6996	0.7176	0.8357
GOODY	0.7423	0.6591	0.8653	0.6827	0.7268	1.0357	0.7049	0.7245	0.8092
HEKTS	1.0858	1.0619	1.2343	0.9006	0.8478	1.0336	0.8376	0.9377	1.1275
INTEM	1.1537	1.1720	1.5104	0.9614	1.0211	1.2090	0.8001	0.8829	1.0191
IZMDC	1.0685	1.0779	1.4741	1.0375	1.0828	1.3137	0.9849	1.0144	1.0446
IZOCM	0.9264	0.8485	0.8216	0.8054	0.8521	0.7945	0.8594	0.8466	0.9410
KARTN	0.9562	0.8609	0.9369	0.7554	0.8385	0.8256	0.3626	0.3136	0.4525
KLBMÖ	0.8366	0.8998	0.8447	0.7659	0.8469	0.8764	0.5656	0.6563	0.6141
KONYA	1.0595	1.0800	1.0884	0.7497	0.5924	0.6779	0.5984	0.4850	0.6240
KUTPO	0.9852	0.8601	0.9729	0.8302	0.9042	1.0218	0.6151	0.6318	0.7555
MAALT	0.6240	0.6868	0.6114	0.6956	0.7103	0.8009	0.6654	0.8796	0.8754
MAKTK	1.0324	1.0913	1.3829	1.0552	1.0116	1.0817	0.8407	1.0195	0.8455
MARET	1.0403	1.1253	1.0020	0.7449	0.7887	0.9381	0.7108	0.6866	0.8978
MMART	0.6987	0.6254	0.8014	0.9522	0.8789	0.9999	0.8313	0.9045	1.0140
MRDIN	1.1390	1.0738	1.2902	0.8992	0.9279	0.9048	0.6703	0.6199	0.7154
MRSHL	0.9303	0.8670	0.7990	0.6236	0.7460	0.8695	0.6428	0.7003	0.7654
OKANT	0.8388	0.9660	0.8741	0.8858	0.8056	0.7786	0.8274	1.0588	1.0962
PARSN	0.9339	0.8468	1.1987	0.7460	0.7650	0.8179	0.8069	1.0043	1.1453
PIMAS	0.6869	0.9639	1.0290	0.8928	0.7811	0.9737	0.8594	0.7833	0.9601
PINSU	0.8434	0.6696	1.0506	0.8222	0.9545	0.6995	0.6700	0.7056	0.7711
PNSUT	0.9715	0.9459	1.1200	0.9303	1.0335	1.2504	0.7107	0.8124	0.8328
SARKY	1.0052	1.0039	1.2222	0.8624	0.9284	0.9009	0.7389	0.7250	0.7554
THYAO	0.9583	1.0706	0.7439	1.1400	1.0737	0.7527	0.9717	0.9931	1.1679
TRCAM	0.7308	0.7357	0.8969	0.8145	0.9576	1.0766	0.8846	0.8473	0.7803
SİSE	1.1129	1.0865	1.2375	1.0116	0.9997	1.0271	1.0189	1.0451	1.0524
UNYEC	0.9779	0.8727	1.0919	0.7735	0.8314	0.8470	0.6428	0.5933	0.8311
USAK	0.9621	0.8004	1.0785	0.9300	0.9837	1.0400	0.7787	0.7330	0.9637
VESTL	1.0700	1.0667	1.1542	0.9166	1.1129	0.9610	1.0101	1.0022	1.0405
YUNSA	0.8567	0.8659	1.0450	0.6955	0.7795	0.8162	0.5967	0.6364	0.8183

EK 1: Tekil Hisse Senetlerinin 1991-1994, 1995-1998, 1999-2002 ve 2003-2006 Dönemlerine Ait Günlük, Haftalık ve Aylık Gözlem Sıklığı Kullanılarak Hesaplanmış Gerçek Beta Değerleri (Devam)

	2003-2006		
	Günlük	Haftalık	Aylık
AKALT	0,5560	0,6300	0,6670
AKSA	0,6890	0,6360	0,6720
ASELS	0,8390	0,8730	0,8780
BAGFS	0,7360	0,7460	0,9690
BOLUC	0,7280	0,7040	1,0180
BRISA	0,6490	0,6900	0,9930
CELHA	0,7880	0,8040	1,0130
CIMSA	0,8440	0,8170	1,0310
DENCM	0,6250	0,6640	0,9010
DOKTS	0,6760	0,6330	0,7510
ECILC	0,8050	0,8340	0,7200
EGEEN	0,6580	0,4690	0,5930
EGGUB	0,6510	0,5460	0,7010
EREGL	0,9150	0,9580	1,0630
FENIS	0,6590	0,5840	0,5480
GENTS	0,6290	0,5870	0,6880
GOODY	0,5550	0,6980	0,5980
HEKTS	0,8220	0,7490	1,0110
INTEM	0,7330	0,7640	1,0510
IZMDC	0,8420	0,7870	0,7400
KARTN	0,3870	0,4680	0,5060
KLBMO	0,5940	0,6990	0,7920
KONYA	0,5970	0,6010	0,8470
KUTPO	0,6430	0,5430	0,6370
MAKTK	0,5840	0,4620	0,7440
MMART	0,9070	0,7690	1,0930
MRDIN	0,6390	0,5740	0,8370
MRSHL	0,5680	0,5260	0,7480
OKANT	0,7370	0,6620	0,7700
PARSN	0,6880	0,6260	0,8370
PIMAS	0,6340	0,6050	0,7450
PNSUT	0,7130	0,6370	1,0000
SARKY	0,6030	0,4500	0,4740
THYAO	0,7610	0,7120	0,9180
TRCAM	0,7580	0,8220	0,6690
SİSE	1,0100	1,0960	1,0950
UNYEC	0,7320	0,7110	1,0080
VESTL	0,8990	0,8810	0,8430
YUNSA	0,5870	0,4070	0,4410

EK 2: Blume Modeli'ne Ait 1999-2002 ve 2003-2006 Tahmini Beta Değerleri

	1999-2002			2003-2006		
	Günlük	Haftalık	Aylık	Günlük	Haftalık	Aylık
AKALT	0,8192	0,8735	0,9164	0,6710	0,7162	0,9084
AKSA	0,8097	0,8425	0,8209	0,7919	0,8121	0,8900
ASELS	0,8961	0,9399	0,8681	0,7640	0,8473	0,9062
BAGFS	0,8710	0,9130	0,9192	0,7644	0,7919	0,8827
BOLUC	0,7978	0,8436	0,8362	0,6393	0,6510	0,8141
BRISA	0,8471	0,9035	0,8718	0,7165	0,7602	0,8809
CELHA	0,8895	0,9108	0,8668	0,7973	0,8289	0,9167
CIMSA	0,8181	0,8538	0,8861	0,7271	0,7497	0,8717
DENCM	0,8709	0,9140	0,8782	0,7192	0,6856	0,8820
DOKTS	0,8565	0,9054	0,9020	0,7513	0,7805	0,9119
ECILC	0,8875	0,9482	0,9969	0,8057	0,8581	0,9097
EGEEN	0,8752	0,9039	0,8644	0,6421	0,7176	0,8296
EGGUB	0,8442	0,8671	0,8655	0,5925	0,7157	0,7926
EREGL	0,9190	0,9455	0,9292	0,8665	0,8254	0,8699
FENIS	0,8072	0,8709	0,7972	0,5737	0,6167	0,8046
GENTS	0,8504	0,8695	0,8631	0,6409	0,6887	0,8532
GOODY	0,7897	0,8499	0,9182	0,6450	0,6931	0,8450
HEKTS	0,8556	0,8779	0,9176	0,7466	0,8300	0,9434
INTEM	0,8740	0,9181	0,9684	0,7179	0,7948	0,9099
IZMDC	0,8971	0,9324	0,9987	0,8595	0,8792	0,9178
IZOCM	0,8268	0,8789	0,8484	-	-	-
KARTN	0,8117	0,8758	0,8573	0,3827	0,4293	0,7348
KLBMO	0,8148	0,8777	0,8721	0,5382	0,6494	0,7848
KONYA	0,8100	0,8187	0,8146	0,5634	0,5394	0,7878
KUTPO	0,8343	0,8910	0,9142	0,5762	0,6336	0,8284
MAALT	0,7936	0,8460	0,8502	-	-	-
MATKK	0,9025	0,9159	0,9315	0,7490	0,8825	0,8563
MARET	0,8085	0,8642	0,8899	-	-	-
MMART	0,8712	0,8851	0,9078	0,7418	0,8087	0,9083
MRDIN	0,8552	0,8965	0,8803	0,6184	0,6260	0,8161
MRSHL	0,7718	0,8543	0,8701	0,5974	0,6776	0,8315
OKANT	0,8511	0,8681	0,8437	0,7388	0,9078	0,9337
PARSN	0,8088	0,8587	0,8551	0,7231	0,8728	0,9489
PIMAS	0,8533	0,8625	0,9002	0,7633	0,7309	0,8917
PINSU	0,8319	0,9027	0,8208	-	-	-
PNSUT	0,8646	0,9209	0,9803	0,6494	0,7496	0,8523
SARKY	0,8441	0,8966	0,8791	0,6710	0,6935	0,8284
THYAO	0,9281	0,9303	0,8363	0,8493	0,8656	0,9559
TRCAM	0,8296	0,9034	0,9300	0,7826	0,7720	0,8361
SİSE	0,8893	0,9131	0,9157	0,8855	0,8990	0,9202
UNYEC	0,8171	0,8741	0,8635	0,5974	0,6089	0,8518
USAK	0,8645	0,9094	0,9194	-	-	-
VESTL	0,8605	0,9393	0,8965	0,8787	0,8714	0,9165
YUNSA	0,7935	0,8621	0,8546	0,5621	0,6366	0,8479

EK 3 : Vasicek Modeli'ne Ait 1995-1998, 1999-2002 ve 2003-2006 Tahmini Beta Değerleri

	1995-1998			1999-2002			2003-2006		
	Günlük	Haftalık	Aylık	Günlük	Haftalık	Aylık	Günlük	Haftalık	Aylık
AKALT	0,9719	0,8886	1,0621	0,7860	0,8418	0,9971	0,7410	0,7681	0,9769
AKSA	0,8388	0,9045	0,8642	0,7563	0,7320	0,7838	0,8922	0,8973	0,9389
ASELS	1,1743	1,1374	1,2521	1,0225	1,0769	0,8859	0,8557	0,9375	0,9559
BAGFS	1,0853	1,0344	1,2275	0,9437	0,9745	0,9929	0,8584	0,8729	0,9206
BOLUC	1,1015	1,0865	1,3802	0,7170	0,7233	0,7992	0,7005	0,6795	0,7633
BRISA	0,9720	0,8940	1,0754	0,8722	0,9494	0,8878	0,7975	0,8270	0,9158
CELHA	0,9660	0,9846	1,1166	0,9918	0,9570	0,8932	0,8976	0,9185	0,9931
CIMSA	0,8205	0,6669	0,7162	0,7856	0,7928	0,9258	0,8112	0,8123	0,8938
DENCM	0,9200	0,8988	1,1796	0,9424	0,9729	0,9156	0,8007	0,7265	0,9123
DOKTS	0,9290	0,8177	1,1338	0,9000	0,9488	0,9546	0,8410	0,8541	0,9911
ECILC	1,0131	1,0000	1,0745	0,9941	1,0869	1,1466	0,9099	0,9637	0,9830
EGEEN	1,0009	0,9101	1,1612	0,9548	0,9399	0,8925	0,7059	0,7711	0,8108
EGGUB	1,0365	1,1612	1,1987	0,8634	0,8306	0,8919	0,6429	0,7651	0,6930
EREGL	1,1748	1,2026	1,2725	1,0986	1,1079	1,0296	0,9880	0,9222	0,8887
FENIS	0,2220	0,3112	0,5058	0,7560	0,8447	0,8005	0,6225	0,6425	0,7692
GENTS	0,9480	1,0687	1,0963	0,8825	0,8238	0,8629	0,7032	0,7297	0,8528
GOODY	0,7509	0,6862	0,9103	0,6924	0,7585	0,9955	0,7080	0,7345	0,8245
HEKTS	1,0771	1,0463	1,1865	0,8987	0,8562	0,9884	0,8343	0,9142	1,0435
INTEM	1,1414	1,1348	1,3779	0,9517	0,9804	1,0638	0,7989	0,8693	0,9589
IZMDC	1,0608	1,0576	1,3557	1,0267	1,0470	1,1682	0,9765	0,9891	0,9942
IZOCM	0,9270	0,8576	0,8756	0,8092	0,8599	0,8365	-	-	-
KARTN	0,9556	0,8678	0,9676	0,7615	0,8471	0,8613	0,3762	0,3544	0,5218
KLBO	0,8455	0,9061	0,9271	0,7774	0,8620	0,9017	0,5799	0,6846	0,7111
KONYA	1,0554	1,0654	1,0835	0,8055	0,8313	0,9046	0,6061	0,5146	0,6901
KUTPO	0,9801	0,8767	1,0204	0,8332	0,9027	0,9822	0,6235	0,6581	0,8023
MAALT	0,6509	0,7232	0,7952	0,7138	0,7633	0,8656	-	-	-
MAKTK	1,0230	1,0532	1,2354	1,0416	0,9920	1,0378	0,8355	0,9623	0,8659
MARET	1,0351	1,1027	1,0166	0,7538	0,8099	0,9331	-	-	-
MMART	0,7186	0,6812	0,8862	0,9440	0,8846	0,9625	0,8274	0,8824	0,9523
MRDIN	1,1333	1,0610	1,2313	0,8975	0,9235	0,9127	0,6726	0,6306	0,7371
MRSHL	0,9308	0,8731	0,8731	0,6452	0,7773	0,8930	0,6506	0,7159	0,7990
OKANT	0,8497	0,9573	0,9586	0,8839	0,8323	0,8519	0,8222	0,9950	0,9925
PARSN	0,9345	0,8634	1,1425	0,7609	0,8109	0,8844	0,8046	0,9520	1,0142
PIMAS	0,7181	0,9548	1,0453	0,8901	0,8185	0,9480	0,8530	0,7879	0,9294
PINSU	0,8548	0,7426	1,0584	0,8278	0,9340	0,8234	-	-	-
PNSUT	0,9684	0,9410	1,0952	0,9248	0,9988	1,0876	0,7139	0,8116	0,8529
SARKY	1,0034	0,9977	1,1921	0,8626	0,9243	0,9072	0,7400	0,7313	0,7792
THYAO	0,9564	1,0374	0,9231	1,1128	1,0155	0,8680	0,9632	0,9705	1,1096
TRCAM	0,7385	0,7534	0,9219	0,8182	0,9454	1,0070	0,8808	0,8428	0,8122
SİSE	1,1051	1,0669	1,1961	1,0033	0,9822	0,9886	1,0110	1,0240	1,0224
UNYEC	0,9763	0,8799	1,0856	0,7772	0,8395	0,8642	0,6472	0,6150	0,8452
USAK	0,9605	0,8259	1,0735	0,9223	0,9505	0,9752	-	-	-
VESTL	1,0612	1,0397	1,1195	0,9118	1,0598	0,9473	1,0024	0,9824	1,0102
YUNSA	0,8615	0,8742	1,0510	0,7096	0,8050	0,8641	0,6077	0,6614	0,8366

EK 4: Tarihsel Maliyetli ve Enflasyona Göre Düzeltilmiş Finansal Tabloların Karşılaştırmalı İncelemesi

A) Tarihsel Maliyetli ve Enflasyona Göre Düzeltilmiş Finansal Tabloların Kuramsal Açıdan Karşılaştırmalı İncelemesi

Bu ekin hazırlanmasının temel amacı, çalışmanın temel beta modellerinin uygulaması bölümünde kullanılan finansal oranların tarihsel maliyetli mali tablolarda yer alan verilerle hesaplanmasının nedenselliğini ortaya koymaktır. Zira, özellikle yüksek enflasyonun bulunduğu ortamlarda, finansal tabloların hangi değerlendirme seçeneğine göre raporlanması gerektiği üzerinde önemli tartışmalar yapılmaktadır.

Tarihsel maliyetli değerleri düzeltmek için kullanılabilecek alternatif yöntemlerden birisi de genel satın alma gücü değişimleri için düzeltilmiş değer olup, kısaca enflasyon muhasebesi olarak da adlandırılmaktadır. Enflasyon muhasebesi, tarihsel maliyetli finansal tablolarda yer alan kalemlerin paranın satın alma değerinin dikkate alınarak uygun değerlendirme ölçüleri veya katsayıları ile düzeltilmesi işlemidir. Burada amaç finansal tabloların gerçeğe daha uygun hale getirilmesidir. Bu anlamda, enflasyona göre düzeltilmiş değerlerin tarihsel maliyetli değerlerden üstün olduğu düşünülmektedir.

Finansal analiz esnasında da enflasyonun finansal oranlar üzerine etkilerinin dikkate alınması gerektiği literatürde sıklıkla belirtilmektedir. Bu noktada, finansal analizi yapanın hem kimliği hem de bu kimliğe bağlı olarak oluşan amaçları, hangi değerlendirme seçeneğine dayalı veriye ilgi gösterdiği ve temel değişken olarak kararlarında kullandığı önem kazanmaktadır. Bu çalışmanın kapsamında finansal oranlar sistematik riskle ilişkileri açısından ele alınmakta, diğer bir deyişle finansal analizde yatırımcı kimliği öne çıkmaktadır. Diğer bir deyişle, önemli olan nokta yatırımcının hangi değerlendirme seçeneğine dayalı veriye ilgi gösterdiği ve kararlarında kullandığıdır. Eğer yatırımcılar, mevcut bilgi içerisinden genellikle tarihsel maliyetli değerlere ilişkin bilgileri kullanıyorlar ise, enflasyona göre düzeltilmiş değerlerin teorik üstünlüğünün hisse senedinin fiyat değişimleri üzerinde pratik bir sonuç doğurmayacağı ortadadır.

Ülkemizdeki yasal düzenlemeler çerçevesinde, bilanço esasına tabi olan işletmeler 01.01.2004 tarihine dek tarihsel maliyet esasına göre mali tablolarını oluşturmakla yükümlü kılınmışlardır. Bu durumda, yatırımcı ve kamuoyunu bilgilendirmek üzere halka açık firmaların yayınlamakla yükümlü olduğu mali tablolar da tarihsel maliyetlidirler. Bu nedenle, bu tarihe dek firmaların enflasyona göre düzeltilmiş mali tablo verilerine ikincil kaynaklardan ulaşılabilirlik mümkün değildir. Bu durumda, basit bir yatırımcının bilgisinin tarihsel maliyetli tablolardan elde edildiğini düşünmek zor değildir. Bu nokta, özellikle, yatırımcının mevcut bilgiyi yeniden düzenlemeye tabi tutabileceği ve değerlendirmelerinde enflasyona göre düzeltilmiş verileri kullanabileceği düşünülerek eleştirilebilir. Burada iki durum önem kazanmaktadır: (1) Yatırımcının, bu düzeltmelerden elde edilecek bilginin faydasını ne derecede algıladığı ve (2) Yatırımcının, bu düzeltmeleri yapmak için gerekli bilgi ve donanımına ne derecede sahip olduğu.

İlk durum esas olarak yatırımcının fayda unsurunu oluşturmaktadır. Zira, yatırımcı, ancak, düzeltilmiş değerlerin kullanımı ile sağlanan bilgilerin görece tarihsel değerlerden daha faydalı olduğunu algılıyor ise pratik uygulamaya yönelecektir. Bu noktada, konuya açıklık kazandırmak amacıyla hem dünyada hem ülkemizde yapılmış bilimsel çalışmalar ele alınacaktır. Konuya ilişkin literatürü esas olarak ikiye ayırmak mümkündür: (1)Yatırımcıların alternatif değerlendirme yöntemlerine ilişkin tutumlarını ve kullanım düzeylerini inceleyen çalışmalar ve (2) Alternatif değerlendirme yöntemleri kullanılarak elde edilmiş veriler ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmalar.

Yapılan literatür incelemesinde ülkemizde yatırımcıların alternatif değerlendirme yöntemlerine ilişkin tutumlarını ve kullanım düzeylerini inceleyen bir çalışmaya rastlanılamamıştır. Dünya literatüründe ise bu konuyu hisse senedi sahipleri, bankerler ve yatırım analistlerinden oluşturulmuş değişik örneklemeler üzerinde uyguladıkları anketler vasıtasıyla inceleyen çalışmalara rastlamak mümkündür. Arnold ve Moizer¹, alternatif değerlendirme tekniklerine dayalı finansal tabloların raporlandığı İngiltere’de, bunları kullanma ve anlama düzeylerinin oldukça yüksek olduğu düşünülen 202 kişilik bir yatırım analisti grubu üzerinde yaptıkları

¹ J. Arnold ve P. Moizer, “A Survey of the Methods Used by UK Investment Analysts to Appraise Investments in Ordinary Shares”, **Accounting and Business Research**, Yaz 1984, s. 259-265

incelemede tarihsel maliyetli değerlerin öncelikli olarak kullanıldığını tespit etmişlerdir. Bu bulgunun aynı zamanda tüm piyasa katılımcılarının tercihleri için iyi bir gösterge olduğunu ifade eden araştırmacılara göre piyasadaki yatırımcılar enflasyona göre düzeltilmiş değerlerle pek ilgilenmemektedirler. ABD’de yapılan benzer nitelikteki çalışmaların da yatırım analistlerinin enflasyona göre düzeltilmiş değerlerle pek ilgilenmediklerini bulguladığı görülmektedir.²

Yine benzer biçimde, ülkemizde alternatif değerlendirme yöntemleri kullanılarak elde edilmiş veriler ile hisse senedi fiyatları ya da riskleri arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmaya rastlanılamamıştır. Bu noktada bir öngörü oluşturabilmek amacıyla dünya literatürü incelenmiştir. Literatürde özellikle alternatif değerlendirme seçenekleri kullanarak elde edilen kârlarla hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi inceleyen çok sayıda çalışmaya rastlamak mümkündür. Bu çalışmaların bulguları tarihi yöntemlerle elde edilmiş değerlerin enflasyon düzeltmesi ile elde edilmiş değerlere oranla hisse senedi fiyatlarının oluşumunda daha önemli rol oynadığını göstermektedir. Diğer bir deyişle her ne kadar teorik olarak enflasyon düzeltmesi ile elde edilen verilerin daha yararlı bilgiler sağlayacağı bilinse de hisse senedi piyasası katılımcıları üzerinde yapılan araştırmalar, bunun uygulamaya dönük kullanımında problemler olduğunu göstermektedir.³

Tüm bu bulgular ışığında anlama düzeyi düşük ya da yüksek tüm yatırımcı ve analistin, gerçeği ne denli iyi yansıttığıyla pek fazla ilgilenmeksizin, yatırım kararlarında ve hisse senedi fiyatlarının belirlenmesinde tarihi maliyetli değerleri temel aldıkları söylenilebilir. Ülkemizde, her ne kadar bu tür bir çalışmaya

² Bu çalışmalara örnek olarak bkz.: R. W. Berliner, “Do Analysts Use Inflation-Adjusted Information? Results of A Survey”, **Financial Analysts Journal**, Mart/Nisan 1983, s. 65-72; W. C. Norby, “Applications of Inflation-Adjusted Accounting Data”, **Financial Analysts Journal**, Mart/Nisan 1983, s. 33-39; V. C. Brenner, “Financial Statement Users’ Views of the Desirability of Reporting Current Cost Information”, **Journal of Accounting Research**, Ağustos 1970, s. 159-166

³ Bu çalışmalara örnek olarak bkz.: W. H. Beaver, S. G. Ryan, “How Well Do Statement No. 33 Earnings Explain Stock Returns?”, **Financial Analysts Journal**, Eylül/Ekim 1985, s. 66-71; T. F. Schaefer, “The Information Content of Current Cost Income Relative to Dividends and Historical Cost Income”, **Journal of Accounting Research**, Ağustos 1984, s. 647-656; W. H. Beaver, P. A. Griffin ve W. R. Landsman, “How Well Does Replacement Cost Income Explain Stock Return?”, **Financial Analysts Journal**, Mart/Nisan 1983, s. 26-39; V. L. Bernard ve R. G. Rulland, “The Incremental Information Content of Historical Cost and Current Cost Income Numbers: Time-Series Analysis for 1962-1980”, **Accounting Review**, Ekim 1987, s. 707-722; G. J. Lobo ve I. Song, “The Incremental Information in SFAS No. 33 Income Disclosures Over Historical Cost Income and Its Cash and Accrual Components”, **Accounting Review**, Nisan 1989, s. 329-343.

rastlanılmasa da özellikle piyasa etkinliğinin düzeyini inceleyen çalışmalardan hareketle, yatırımcının, firmalar tarafından kullanıma hazır biçimde sunulan finansal tablo bilgilerini dahi ne derecede kullandığı tartışmalıdır.

Bir an için ilk koşulun yerine geldiği, diğer bir ifadeyle ülkemizde yatırımcıların enflasyon düzeltmesi içeren veri kullanımının faydasını algıladıkları ve tercih ettikleri düşünülebilir. Bu noktada, karşımıza yukarıda yaptığımız tespitlerden ikincisi olan, yatırımcının bu düzeltmeleri yapmak için gerekli bilgi ve donanımına ne derecede sahip olduğu konusu çıkmaktadır. Bu, esas olarak yatırımcının maliyet unsurunu oluşturmaktadır. Zira, bu düzeltmelerin yapılabilmesi için hem muhasebesel olarak yöntemin nasıl uygulanacağını bilmesi hem de buna zaman ve emek harcanması sözkonusudur. Her ikisinin de mevcut olduğu varsayılsa dahi enflasyon düzeltmesinin sağlıklı biçimde yapılması için gerekli bir diğer husus öne çıkmaktadır: Firma içi bilgi gerekliliği. Zira, düzeltmelerin sağlıklı biçimde uygulanabilmesi için firmaların kullandıkları bazı muhasebeleştirme tekniklerinin(stok değerlendirme yöntemleri, amortisman ayırma yöntemleri, v.b.), düzeltmeye tabi tutulacak varlıkların edinim tarihlerinin v.b. bilinmesi gerekmektedir. Tüm bu veriler ancak firma içi bilgiler ile edinilebilirler. Diğer bir ifadeyle yatırımcı ya firma içi bilgiye ulaşarak düzeltmeleri yapacak ya da bazı varsayımlar yapmak durumunda kalacaktır. Bu varsayımların sonuçlar üzerindeki etkisi ve dolayısıyla oluşturulan tabloların ne denli gerçeği yansıtacakları tartışma konusudur. Bu noktada, hem genel olarak yatırımcıların firma içi bilgiye ulaşmasının zorluk derecesini yüksekliğinin hem de araştırmacının subjektif yargılarını taşıyan varsayımlara dayalı düzeltmelerin araştırmanın objektifliğine olumsuz etkisinin gözönüne alınması gerektiği düşünülmektedir.

Bu noktaya dek yapılan incelemelerin değerlendirilmesi sonucunda, bu çalışmada tarihsel maliyetli tabloların kullanımının daha sağlıklı olduğu fikrine varılmıştır.

B) Tarihsel Maliyetli ve Enflasyona Göre Düzeltilmiş Finansal Tabloların Kıyaslanması: Ampirik Yaklaşım

Yukarıda yapılan kuramsal incelemelere katkı sağlamak amacıyla bu kısımda tarihsel maliyetli ve enflasyona göre düzeltilmiş mali tablolardaki verilerin kullanımı ile hesaplanan finansal oranları karşılaştıran bir inceleme yapılmıştır.

Bilindiği üzere ülkemizdeki yasal düzenlemeler çerçevesinde bilanço esasına tabi olarak defter tutan işletmeler 01.01.2004 tarihinden itibaren enflasyon muhasebesi uygulamasına geçmiş ve 31.12.2003 tarihli bilançolarında yer alan değerlerin üzerindeki enflasyonu arındırmışlardır. Çalışma kapsamında yeralan 44 firmanın 2003 yılı için İMKB veri tabanından elde edilen mali tabloları incelendiğinde, 14 firmanın hem tarihsel hem de enflasyon düzeltmeli mali tablolarını yayınladıkları görülmektedir. Yukarıda kuramsal olarak yapılan tartışmaya bir katkı sağlamak amacıyla bu iki tablonun kullanımı ile hesaplanacak finansal oranlar arasındaki ilişkiler incelenmiştir.

İnceleme kapsamında yer alan firmaların menkul kıymet kodları şunlardır: AKSA, BAGFS, BOLUC, EGGUB, GOODY, KLBMÖ, OKANT, PIMAS, UNYEC, USAK, FENIS, HEKTS, INTEM, MARDN.

Hesaplanan finansal oranlar, çalışma kapsamında yer alan likidite, kaldıraç, büyüklük ve kârlılık oranlarıdır. Muhasebe betası, kazanç değişkenliği ve büyüme oranları ise yapıları itibariyle tek yıllık veri ile hesaplanamadıkları için kullanılmamışlardır. Kâr payı dağıtım oranı ise ilgili yılda 14 firmadan hiçbirinin temettü dağıtmamış olması nedeniyle hesaplanmamıştır. Firmaların 2003 yılına ait tarihsel ve enflasyona göre düzeltilmiş mali tabloların kullanımı ile hesaplanan finansal oran değerleri aşağıdaki tablolarda verilmiştir.

	LİKİDİTE ORANLARI								BÜYÜKLÜK	
	Cari Oran		Asit-test Oranı		Nakit Oranı		Dönen Vrlk./TV		Varlık Büyüklüğü	
	Trh Mly.	Enf. Göre Dzt.	Trh Mly.	Enf. Göre Dzt.	Trh Mly.	Enf. Göre Dzt.	Trh Mly.	Enf. Göre Dzt.	Trh Mly.	Enf. Göre Dzt.
AKSA	2.907	2.934	2.458	2.483	0.612	0.617	0.726	0.479	19.756	20.173
BAGFS	1.357	1.391	0.649	0.663	0.585	0.597	0.580	0.591	18.479	18.466
BOLUC	2.567	2.552	2.219	2.222	1.100	1.102	0.500	0.477	18.782	18.821
EGGUB	0.764	0.780	0.270	0.270	0.174	0.175	0.555	0.273	17.862	18.590
GOODY	1.369	1.372	0.859	0.858	0.173	0.174	0.685	0.458	19.268	19.668
KLBMÖ	0.544	0.549	0.301	0.301	0.013	0.013	0.625	0.660	16.578	16.522
OKANT	1.061	1.076	0.409	0.409	0.004	0.004	0.312	0.478	17.593	17.180
PIMAS	1.424	1.436	1.003	1.006	0.076	0.076	0.844	0.730	17.061	17.211
UNYEC	1.614	1.549	0.833	0.833	0.519	0.519	0.231	0.181	18.880	19.079
USAK	1.154	1.171	0.641	0.641	0.010	0.010	0.580	0.511	16.610	16.752
FENİS	3.233	3.234	3.144	3.144	0.008	0.008	0.906	0.853	18.012	18.073
HEKTS	2.284	2.342	1.491	1.506	0.568	0.569	2.284	2.342	17.955	17.935
İNTEM	1.017	0.969	0.853	0.811	0.026	0.025	1.017	0.969	17.591	17.595
MRDİN	3.937	3.945	3.478	3.478	2.968	2.968	0.568	0.426	18.089	18.378

	KALDIRAÇ ORANLARI															
	KO 1		KO 2		KO 3		KO 4		KO 5		KO 6		KO 7		KO 8	
	Trh Mly.	Enf. Göre Dzt.	Trh Mly.	Enf. Göre Dzt.	Trh Mly.	Enf. Göre Dzt.	Trh Mly.	Enf. Göre Dzt.	Trh Mly.	Enf. Göre Dzt.	Trh Mly.	Enf. Göre Dzt.	Trh Mly.	Enf. Göre Dzt.	Trh Mly.	Enf. Göre Dzt.
AKSA	0.288	0.188	0.215	0.214	0.250	0.163	0.187	0.185	0.038	0.025	0.028	0.028	0.404	0.232	0.274	0.272
BAGFS	0.472	0.470	0.420	0.416	0.428	0.425	0.381	0.376	0.044	0.045	0.039	0.040	0.894	0.886	0.726	0.712
BOLUC	0.231	0.222	0.202	0.202	0.195	0.187	0.170	0.170	0.037	0.035	0.032	0.032	0.301	0.286	0.253	0.253
EGGUB	0.756	0.364	0.729	0.729	0.727	0.350	0.701	0.701	0.029	0.014	0.028	0.028	3.099	0.573	2.690	2.684
GOODY	0.615	0.411	0.462	0.461	0.501	0.334	0.377	0.375	0.114	0.077	0.086	0.086	1.597	0.697	0.860	0.857
KLBMÖ	1.360	1.426	0.717	0.716	1.149	1.203	0.606	0.604	0.211	0.223	0.111	0.112	-3.777	-3.346	2.538	2.517
OKANT	0.300	0.453	0.476	0.476	0.294	0.444	0.467	0.467	0.006	0.009	0.009	0.009	0.428	0.828	0.910	0.910
PIMAS	0.680	0.583	0.326	0.325	0.593	0.508	0.284	0.283	0.087	0.075	0.042	0.042	2.125	1.399	0.483	0.481
UNYEC	0.520	0.426	0.411	0.411	0.143	0.117	0.113	0.113	0.377	0.309	0.298	0.298	1.082	0.742	0.697	0.697
USAK	0.634	0.550	0.506	0.506	0.503	0.436	0.401	0.401	0.131	0.114	0.105	0.105	1.732	1.222	1.024	1.024
FENİS	0.841	0.791	0.806	0.806	0.280	0.264	0.269	0.269	0.561	0.528	0.537	0.537	5.290	3.792	4.152	4.152
HEKTS	0.270	0.275	0.271	0.271	0.235	0.240	0.236	0.236	0.035	0.036	0.035	0.035	0.370	0.380	0.372	0.372
İNTEM	0.686	0.707	0.343	0.351	0.628	0.647	0.314	0.321	0.059	0.060	0.029	0.030	2.188	2.411	0.522	0.540
MRDİN	0.179	0.134	0.089	0.089	0.144	0.108	0.072	0.072	0.034	0.026	0.017	0.017	0.217	0.154	0.098	0.098

	KÂRLİLİK ORANLARI																			
	KAR 1		KAR 2		KAR 3		KAR 4		KAR 5		KAR 6		KAR 7		KAR 8		KAR 9		KAR 10	
	Trh. Mly.	Enf. Dzt.	Trh. Mly.	Enf. Dzt.	Trh. Mly.	Enf. Dzt.	Trh. Mly.	Enf. Dzt.	Trh. Mly.	Enf. Dzt.	Trh. Mly.	Enf. Dzt.	Trh. Mly.	Enf. Dzt.	Trh. Mly.	Enf. Dzt.	Trh. Mly.	Enf. Dzt.	Trh. Mly.	Enf. Dzt.
AKSA	0.077	0.049	1157.378	735.588	0.113	0.055	0.084	0.062	0.083	0.035	0.062	0.039	0.142	0.058	0.096	0.068	0.116	0.043	0.079	0.050
BAGFS	0.055	0.001	1368.387	16.665	0.069	0.046	0.062	0.040	0.026	0.000	0.023	0.000	0.072	0.024	0.059	0.020	0.049	0.001	0.040	0.000
BOLUC	0.111	0.045	244.978	98.220	0.173	-0.011	0.151	-0.010	0.114	0.044	0.100	0.040	0.219	-0.036	0.184	-0.031	0.149	0.057	0.125	0.050
EGGUB	0.292	0.708	1445.415	3505.549	0.077	0.072	0.074	0.144	0.051	0.059	0.049	0.119	0.267	0.104	0.232	0.489	0.208	0.094	0.181	0.438
GOODY	0.073	0.059	803.286	648.185	0.081	0.050	0.061	0.056	0.041	0.022	0.031	0.025	0.150	0.057	0.081	0.070	0.107	0.038	0.057	0.046
KLBMÖ	-0.738	-0.702	-657.255	-624.418	-0.357	-0.357	-0.188	-0.179	-0.349	-0.350	-0.184	-0.176	0.968	0.821	-0.651	-0.617	0.968	0.822	-0.651	-0.618
OKANT	-0.396	-0.356	-445.162	-400.832	-0.124	-0.158	-0.198	-0.167	-0.183	-0.249	-0.291	-0.262	-0.262	-0.456	-0.556	-0.501	-0.262	-0.456	-0.556	-0.501
PIMAS	0.172	0.107	198.320	122.969	0.204	0.133	0.098	0.074	0.139	0.074	0.067	0.041	0.489	0.214	0.111	0.074	0.434	0.178	0.099	0.061
UNYEC	-0.208	0.011	-259.511	14.027	0.005	0.144	0.004	0.139	-0.156	0.007	-0.123	0.007	-0.325	0.012	-0.209	0.011	-0.325	0.012	-0.209	0.011
USAK	-0.680	-1.066	-448.523	-703.416	-0.147	-0.236	-0.118	-0.217	-0.222	-0.302	-0.177	-0.278	-0.607	-0.671	-0.359	-0.563	-0.607	-0.671	-0.359	-0.563
FENİS	-0.076	-0.223	-122.388	-356.235	0.171	0.137	0.164	0.140	-0.013	-0.037	-0.013	-0.038	-0.075	-0.170	-0.059	-0.186	-0.085	-0.177	-0.067	-0.194
HEKTS	0.217	0.179	259.996	214.246	0.197	0.178	0.198	0.175	0.128	0.108	0.129	0.106	0.256	0.231	0.257	0.226	0.176	0.149	0.177	0.146
İNTEM	-0.034	-0.066	-294.228	-571.937	-0.032	-0.063	-0.016	-0.031	-0.033	-0.063	-0.016	-0.031	-0.104	-0.216	-0.025	-0.048	-0.104	-0.216	-0.025	-0.048
MRDİN	0.116	0.099	732.894	621.963	0.250	0.163	0.125	0.109	0.212	0.135	0.106	0.090	0.293	0.180	0.132	0.114	0.258	0.156	0.116	0.099

Bu finansal oranlar arasındaki serisel ve sırasal ilişkileri incelemek üzere yapılan korelasyon analizlerinin sonuçları ise aşağıdaki gibidir:

	Pearson	Anlamlılık	Spearman	Anlamlılık
LİKİDİTE ORANLARI				
Cari Oran	1	***	0.996	***
Asit Test Oranı	1	***	0.996	***
Nakit Oranı	1	***	1	***
Dönen Varlık / TV	0.972	***	0.837	***
KALDIRAÇ ORANLARI				
KO1	0.921	***	0.824	***
KO2	1	***	1	***
KO3	0.909	***	0.877	***
KO4	1	***	1	***
KO5	0.994	***	0.969	***
KO6	1	***	1	***
KO7	0.927	***	0.824	***
KO8	1	***	1	***
BÜYÜKLÜK				
Varlık Büyüklüğü	0.972	***	0.943	***
KÂRLILIK ORANLARI				
KAR 1	0.918	***	0.952	***
KAR 2	0.742	***	0.89	***
KAR 3	0.912	***	0.767	***
KAR 4	0.855	***	0.727	***
KAR 5	0.925	***	0.956	***
KAR 6	0.907	***	0.886	***
KAR 7	0.926	***	0.886	***
KAR 8	0.905	***	0.873	***
KAR 9	0.934	***	0.952	***
KAR 10	0.915	***	0.956	***

*** % 1’de anlamlı

Tablo incelendiğinde 2003 yılında tarihsel değerler ve enflasyona göre düzeltilmiş değerler üzerinden hesaplanan finansal oranların hem büyüklükleri hem de sıraları arasındaki ilişkinin oldukça yüksek ve anlamlı olduğu görülmektedir. Bu durum, esas olarak yukarıdaki kısımda incelendiği üzere çok daha detaylı bir başka çalışma konusu olmakla birlikte, kullanılan değerlendirme yönteminin bu çalışmanın bulguları üzerinde farklılaştırıcı etki yaratmayacağına dair bir öngörü oluşturmaktadır.

Ek 4'ün Hazırlanmasında Kullanılan Kaynakça:

- Arnold, J. ve P. Moizer, “A Survey of the Methods Used by UK Investment Analysts to Appraise Investments in Ordinary Shares”, **Accounting and Business Research**, Yaz 1984, s. 259-265
- Beaver, W. H. ve S. G. Ryan, “How Well Do Statement No. 33 Earnings Explain Stock Returns?”, **Financial Analysts Journal**, Eylül/Ekim 1985, s. 66-71
- Beaver, W. H., P. A. Griffin ve W. R. Landsman, “How Well Does Replacement Cost Income Explain Stock Return?”, **Financial Analysts Journal**, Mart/Nisan 1983, s. 26-39
- Berliner, R. W., “Do Analysts Use Inflation-Adjusted Information? Results of A Survey”, **Financial Analysts Journal**, Mart/Nisan 1983, s. 65-72
- Bernard, V. L. ve R. G. Rulland, “The Incremental Information Content of Historical Cost and Current Cost Income Numbers: Time-Series Analysis for 1962-1980”, **Accounting Review**, Ekim 1987, s. 707-722
- Brenner, V. C. “Financial Statement Users’ Views of the Desirability of Reporting Current Cost Information”, **Journal of Accounting Research**, Ağustos 1970, s. 159-166
- Lobo, G. J. ve I. Song, “The Incremental Information in SFAS No. 33 Income Disclosures Over Historical Cost Income and Its Cash and Accrual Components”, **Accounting Review**, Nisan 1989, s. 329-343
- Norby, W. C., “Applications of Inflation-Adjusted Accounting Data”, **Financial Analysts Journal**, Mart/Nisan 1983, s. 33-39
- Schaefer, T. F., “The Information Content of Current Cost Income Relative to Dividends and Historical Cost Income”, **Journal of Accounting Research**, Ağustos 1984, s. 647-656;

EK 5: 1991-1994 ve 1995-1998 Dönemin İçin Tekil Hisse Senetlerine Ait Ortalama Finansal Oranlar

Likidite Oranları

	1991-1994				1995-1998			
	Cari	Asit-test	Nakit	Dön.Vr./TV	Cari	Asit-test	Nakit	Dön.Vr./TV
AKALT	2.1489	1.6174	0.5172	0.7056	1.7995	1.2998	0.3239	0.6741
AKSA	2.6465	2.2221	0.6388	0.8328	3.0053	2.4911	0.6040	0.8345
ASELS	1.5288	0.6873	0.1242	0.6676	1.4047	0.5297	0.0887	0.6765
BAGFS	2.6894	2.0573	0.9889	0.7729	2.0254	1.2041	0.6315	0.6516
BOLUC	2.1879	0.9131	0.3745	0.2749	2.3100	1.4974	0.4040	0.3923
BRISA	1.3970	0.8615	0.1109	0.5077	2.2208	1.6624	0.6959	0.6287
CELHA	1.7050	1.1508	0.1552	0.6326	1.8767	1.3711	0.4879	0.6802
CIMSA	1.7723	1.0126	0.4221	0.4921	1.5509	1.0431	0.3458	0.4272
DENCM	2.0309	1.5681	0.5081	0.7878	1.7833	1.1202	0.0279	0.6666
DOKTS	2.3395	1.7065	0.5661	0.6189	1.4012	1.1601	0.4121	0.5988
ECILC	1.3743	1.1045	0.0264	0.5114	1.8431	1.4991	0.1287	0.6157
EGEEN	1.5889	1.0812	0.1325	0.6137	1.8521	0.9307	0.2074	0.7794
EGGUB	2.3816	1.4203	0.4340	0.6816	1.6506	1.0528	0.6792	0.6806
EREGL	3.0708	1.3914	0.7009	0.4436	1.5759	0.7733	0.2327	0.3657
FENIS	1.0155	0.9023	0.0558	0.6169	1.0971	1.0085	0.0294	0.7369
GENTS	2.2929	1.7057	0.6363	0.6818	2.4652	1.7716	1.3039	0.5464
GOODY	1.7696	1.2887	0.0681	0.8470	1.5793	1.4647	0.0286	0.7589
HEKTS	1.3045	0.6674	0.0349	0.6043	1.7122	0.8308	0.0161	0.6236
INTEM	1.3517	0.5357	0.0459	0.6904	1.4194	0.7836	0.0629	0.7850
IZMDC	1.1735	0.6842	0.0825	0.3008	2.6987	1.6997	0.7805	0.4081
IZOCM	2.3306	2.0963	0.3989	0.6623	2.3671	2.1462	0.4126	0.6212
KARTN	2.8896	1.8371	0.8233	0.4262	3.5364	2.4265	1.6211	0.5601
KLBMO	1.7895	1.5010	0.4104	0.8352	1.8114	1.3816	0.2314	0.8053
KONYA	2.1429	1.5932	1.0836	0.6384	2.2803	1.5536	0.5460	0.4392
KUTPO	1.7839	0.8037	0.1115	0.5980	1.5475	0.6036	0.0250	0.5572
MAALT	4.0116	3.7421	2.7513	0.2112	3.6527	3.4756	2.9202	0.2764
MAKTK	1.3400	0.9965	0.0807	0.8400	1.7205	1.5275	0.1449	0.7574
MARET	2.7019	1.5895	0.3159	0.4025	1.5415	1.1663	0.0042	0.4485
MMART	0.8033	0.6593	0.1086	0.1150	0.7131	0.6148	0.0134	0.2517
MRDIN	3.0561	2.2613	1.6728	0.5992	2.3722	1.6308	1.1279	0.4682
MRSHL	1.8036	1.1953	0.3962	0.4984	2.5913	2.0118	0.6959	0.5352
OKANT	1.1830	0.6898	0.0409	0.2619	1.7327	0.6695	0.0741	0.2918
PARSN	1.0004	0.6255	0.0444	0.4912	1.7242	0.9699	0.1096	0.4873
PIMAS	0.9531	0.7299	0.0351	0.6895	1.1911	0.9845	0.0306	0.7210
PINSU	1.2717	0.7102	0.0614	0.6683	0.8641	0.4568	0.0816	0.3969
PNSUT	1.2650	0.7916	0.0968	0.7318	1.2701	0.7314	0.0580	0.6506
SARKY	1.6154	0.9713	0.0573	0.7130	1.9502	1.1983	0.0907	0.6299
THYAO	0.7235	0.5887	0.2293	0.2118	1.1484	0.9730	0.2602	0.3766
TRCAM	2.1082	1.8170	0.1719	0.4518	1.9832	1.4769	0.0635	0.3874
SİSE	1.7291	1.7065	1.1472	0.1624	1.7912	1.7725	0.2870	0.1569
UNYEC	2.4647	1.5933	1.0369	0.5991	2.9100	2.1571	1.2644	0.5183
USAK	1.7320	1.2929	0.2100	0.6652	1.7807	1.3287	0.1565	0.5899
VESTL	1.3515	1.1157	0.1068	0.8268	1.1708	0.8362	0.1595	0.8932
YUNSA	1.4843	1.0499	0.1363	0.8409	1.4072	0.9260	0.0938	0.7712

EK 5 (Devam)

Kaldıraç Oranları

	1991-1994								1995-1998							
	KO1	KO2	KO3	KO4	KO5	KO6	KO7	KO8	KO1	KO2	KO3	KO4	KO5	KO6	KO7	KO8
AKALT	0.50	0.37	0.33	0.25	0.17	0.12	1.02	0.65	0.50	0.47	0.38	0.36	0.12	0.11	1.00	1.00
AKSA	0.34	0.13	0.32	0.12	0.02	0.01	0.53	0.15	0.31	0.15	0.28	0.13	0.03	0.01	0.44	0.18
ASELS	0.68	0.56	0.44	0.36	0.24	0.20	2.11	1.32	0.64	0.57	0.49	0.43	0.15	0.14	1.79	1.39
BAGFS	0.35	0.28	0.32	0.26	0.03	0.02	0.58	0.43	0.51	0.29	0.33	0.19	0.18	0.11	1.09	0.44
BOLUC	0.34	0.24	0.13	0.08	0.21	0.16	0.56	0.35	0.19	0.18	0.17	0.16	0.02	0.02	0.24	0.21
BRISA	0.48	0.39	0.37	0.29	0.11	0.10	0.95	0.74	0.33	0.19	0.28	0.16	0.04	0.03	0.49	0.24
CELHA	0.48	0.32	0.38	0.25	0.10	0.07	0.96	0.54	0.44	0.28	0.36	0.23	0.07	0.05	0.78	0.39
CIMSA	0.35	0.19	0.29	0.16	0.06	0.03	0.55	0.26	0.34	0.18	0.30	0.16	0.04	0.03	0.56	0.23
DENCM	0.58	0.49	0.39	0.32	0.19	0.17	1.46	1.78	0.59	0.34	0.40	0.23	0.20	0.12	1.59	0.53
DOKTS	0.39	0.15	0.27	0.10	0.12	0.05	0.63	0.18	0.62	0.43	0.43	0.30	0.19	0.13	1.69	0.81
ECILC	0.53	0.30	0.38	0.20	0.15	0.09	1.13	0.45	0.48	0.33	0.34	0.24	0.14	0.09	0.96	0.51
EGEEN	0.52	0.40	0.40	0.30	0.12	0.10	1.10	0.73	0.49	0.27	0.42	0.23	0.07	0.04	0.98	0.37
EGGUB	0.38	0.39	0.32	0.34	0.06	0.06	0.70	1.11	0.55	0.40	0.46	0.34	0.09	0.06	1.40	0.76
EREGL	0.50	0.43	0.16	0.14	0.34	0.29	1.22	0.90	0.64	0.58	0.24	0.21	0.41	0.37	1.89	1.57
FENIS	0.65	0.47	0.61	0.44	0.04	0.03	2.28	0.90	0.72	0.65	0.67	0.60	0.05	0.04	4.34	1.99
GENTS	0.43	0.40	0.31	0.27	0.12	0.13	0.93	1.19	0.25	0.16	0.24	0.15	0.02	0.01	0.34	0.20
GOODY	0.61	0.29	0.48	0.22	0.14	0.06	1.60	0.43	0.58	0.30	0.50	0.26	0.09	0.04	1.44	0.48
HEKTS	0.58	0.52	0.51	0.45	0.08	0.07	1.67	1.45	0.43	0.32	0.38	0.28	0.06	0.05	0.80	0.56
INTEM	0.57	0.35	0.52	0.32	0.05	0.03	1.36	0.61	0.60	0.45	0.57	0.43	0.03	0.02	1.63	0.97
IZMDC	0.28	0.38	0.26	0.34	0.03	0.04	0.41	0.71	0.28	0.41	0.17	0.25	0.11	0.16	0.39	0.71
IZOCM	0.37	0.12	0.29	0.10	0.08	0.03	0.58	0.14	0.48	0.37	0.26	0.20	0.22	0.17	0.94	0.60
KARTN	0.21	0.19	0.15	0.14	0.05	0.05	0.26	0.26	0.19	0.12	0.16	0.10	0.03	0.02	0.24	0.13
KLBMO	0.61	0.48	0.47	0.37	0.14	0.11	1.62	1.06	0.63	0.43	0.45	0.30	0.18	0.12	1.69	0.83
KONYA	0.39	0.12	0.29	0.09	0.10	0.03	0.65	0.14	0.26	0.15	0.21	0.12	0.06	0.03	0.36	0.18
KUTPO	0.45	0.29	0.35	0.23	0.10	0.06	0.87	0.44	0.47	0.40	0.36	0.31	0.10	0.09	0.89	0.70
MAALT	0.09	0.07	0.06	0.05	0.03	0.02	0.10	0.08	0.15	0.12	0.11	0.09	0.04	0.03	0.18	0.14
MAKTK	0.77	0.66	0.64	0.55	0.13	0.11	5.55	6.47	0.51	0.51	0.46	0.45	0.05	0.06	1.13	1.10
MARET	0.19	0.14	0.16	0.11	0.03	0.03	0.24	0.16	0.34	0.31	0.29	0.27	0.05	0.04	0.52	0.49
MMART	0.22	0.28	0.17	0.19	0.06	0.09	0.29	0.40	0.39	0.43	0.35	0.39	0.04	0.05	0.65	0.86
MRDIN	0.29	0.11	0.20	0.07	0.10	0.03	0.41	0.12	0.27	0.18	0.20	0.13	0.07	0.05	0.36	0.22
MRS HL	0.43	0.25	0.30	0.17	0.12	0.08	0.78	0.35	0.35	0.17	0.24	0.12	0.12	0.04	0.56	0.20
OKANT	0.26	0.46	0.23	0.40	0.03	0.06	0.35	1.00	0.21	0.44	0.18	0.37	0.03	0.07	0.27	1.18
PARSN	0.92	0.66	0.54	0.41	0.38	0.25	6.44	6.20	0.45	0.30	0.29	0.19	0.16	0.10	0.83	0.46
PIMAS	0.86	0.71	0.72	0.60	0.14	0.11	7.34	4.47	0.72	0.42	0.61	0.37	0.10	0.05	2.60	0.88
PINSU	0.65	0.57	0.55	0.50	0.10	0.07	2.14	4.16	0.75	0.55	0.48	0.35	0.27	0.20	4.25	1.27
PNSUT	0.79	0.64	0.58	0.49	0.20	0.16	3.74	3.19	0.66	0.53	0.51	0.41	0.15	0.11	2.01	1.17
SARKY	0.48	0.23	0.44	0.21	0.04	0.02	0.94	0.33	0.36	0.23	0.33	0.21	0.03	0.02	0.57	0.31
THYAO	0.61	0.52	0.32	0.23	0.29	0.29	1.62	1.86	0.49	0.16	0.33	0.10	0.17	0.05	0.97	0.19
TRCAM	0.36	0.27	0.22	0.16	0.14	0.11	0.59	0.42	0.39	0.24	0.21	0.13	0.19	0.11	0.66	0.36
SİSE	0.13	0.08	0.10	0.06	0.02	0.02	0.15	0.09	0.11	0.03	0.09	0.03	0.02	0.00	0.12	0.04
UNYEC	0.35	0.18	0.25	0.13	0.10	0.05	0.56	0.23	0.24	0.18	0.18	0.14	0.05	0.04	0.32	0.22
USAK	0.54	0.47	0.39	0.33	0.15	0.14	1.19	1.07	0.47	0.35	0.34	0.25	0.13	0.10	0.93	0.59
VESTL	0.68	0.51	0.61	0.46	0.06	0.04	2.14	1.35	0.80	0.55	0.76	0.52	0.03	0.02	3.97	1.24
YUNSA	0.64	0.52	0.57	0.46	0.07	0.06	1.80	1.30	0.60	0.45	0.55	0.41	0.05	0.04	1.54	0.97

EK 5 (Devam)

	Büyüme				Karpayı Dağıtım		Büyüklik	
	1991-1994		1995-1998		1991-1994	1995-1998	1991-1994	1995-1998
	Varlık Büyümesi	Kazanç Büyümesi	Varlık Büyümesi	Kazanç Büyümesi	KPDO	KPDO	Varlık Büyüklüğü	Varlık Büyüklüğü
AKALT	0,7515	2,6409	0,5344	0,5128	0,5663	0,2633	13,6225	16,2337
AKSA	0,6792	1,3367	0,5057	0,5041	0,4994	0,2823	14,5944	17,0486
ASELS	0,6596	1,0911	0,6397	0,8829	0,8529	0,0765	14,4458	17,0634
BAGFS	0,5762	1,1623	0,5316	0,9998	0,6037	0,4917	13,6312	15,9423
BOLUC	0,6707	1,1686	0,6259	1,0806	0,8462	0,6267	13,3533	16,0576
BRISA	0,6248	3,7858	0,6103	1,1996	0,5432	0,4828	14,5182	17,2161
CELHA	0,5381	0,7893	0,5550	1,0565	0,5948	0,3960	12,6190	14,9001
CIMSA	0,6689	1,5492	0,6676	0,9382	0,5334	0,5151	13,7094	16,3883
DENCM	0,8136	8,9499	0,5738	1,6246	0,3033	0,1846	11,4885	14,4665
DOKTS	0,5804	0,8597	0,8294	1,0154	0,6487	0,4578	12,9454	15,9900
ECILC	0,4540	-0,3422	0,6406	4,3391	0,6158	0,0000	14,4984	16,7478
EGEEN	0,5098	1,0297	0,7101	3,2266	1,0045	0,5059	12,1551	14,7731
EGGUB	0,4392	2,4627	0,6031	0,6866	0,4359	0,7321	12,1712	14,5466
EREGL	0,7390	1,2717	0,5493	-18,5505	0,5091	0,2353	16,2655	18,9967
FENIS	0,8728	0,7358	0,4212	1,6318	0,8646	0,5645	12,7670	15,3155
GENTS	0,5507	6,5209	0,7465	1,2169	0,7224	0,0000	11,5598	14,6341
GOODY	0,7071	1,6357	0,6566	0,5924	0,4679	0,4585	13,8267	16,6778
HEKTS	0,8649	10,1212	0,4640	0,1553	0,8678	0,2437	12,8381	15,3774
INTEM	1,1147	3,2168	0,5143	0,3470	0,6158	0,0000	11,6195	14,7380
IZMDC	0,5666	1,6218	0,5293	1,1327	0,3814	0,0000	14,7203	16,9650
IZOCM	0,5923	0,6054	0,6168	0,6595	0,6299	0,3528	12,7489	15,3303
KARTN	0,5902	2,2346	0,5824	0,7398	0,6220	0,5690	13,6483	16,3006
KLBMO	0,5393	1,4409	0,6543	0,5132	0,6910	0,1682	12,0105	14,5677
KONYA	0,6121	0,9259	0,6767	1,1280	0,5046	0,4582	12,5241	15,1432
KUTPO	0,7208	6,1638	0,7104	14,4612	0,0486	0,0000	12,2138	15,3436
MAALT	0,4879	2,9310	0,5402	-2,1622	0,1021	0,0000	11,7430	13,9981
MAKTK	0,6716	0,9274	0,8003	1,8757	0,0664	0,0000	12,3120	15,4256
MARET	0,5004	2,6865	0,5928	0,7649	0,4300	0,4261	12,5416	14,9497
MMART	0,6324	1,1020	0,8421	1,6966	0,8625	0,6487	11,8420	15,1341
MRDIN	0,7101	0,9958	0,6226	0,9842	0,8678	0,8397	12,5155	15,0725
MRSHL	0,7049	1,6110	0,6395	0,7380	0,7498	0,6092	13,1334	15,8141
OKANT	0,4582	11,3654	0,5045	-19,4758	0,2239	0,0000	9,9567	15,1017
PARSN	0,1821	-17,0771	0,7271	2,1263	0,0000	0,1854	12,5269	14,7426
PIMAS	0,6441	0,3689	0,7330	10,1324	0,2585	0,4229	12,6215	15,5411
PINSU	0,2512	14,2198	0,8185	-4,2212	0,3423	0,1699	11,5671	14,2601
PNSUT	0,6411	2,6357	0,7133	4,2233	0,7025	0,6777	12,9651	15,8981
SARKY	0,7026	1,7099	0,5725	0,6342	0,5784	0,3918	13,3467	15,9717
THYAO	0,5511	-0,5923	0,5164	3,1609	0,0000	0,0000	16,1358	18,2742
TRCAM	0,5643	2,8327	0,6834	0,9326	0,8195	0,4380	14,5349	17,2649
SİSE	0,5229	1,1717	0,6536	0,9118	0,8930	0,4511	14,3030	16,7610
UNYEC	0,6699	1,5423	0,7044	1,0448	0,8227	0,3278	12,5027	15,1842
USAK	0,6299	3,9163	0,5343	0,6895	0,2254	0,1159	11,7301	14,1187
VESTL	0,2841	-0,7473	0,9761	0,9927	0,4908	0,2898	14,4123	17,4084
YUNSA	0,5510	1,1242	0,6383	1,5440	0,2353	0,3563	13,5012	16,0373

Muhasebe Betası

	1991-1994							1995-1998						
	β^{A1}	β^{A2}	β^{A3}	β^{A4}	β^{A5}	β^{A6}	β^{A7}	β^{A1}	β^{A2}	β^{A3}	β^{A4}	β^{A5}	β^{A6}	β^{A7}
AKALT	0,368	0,044	-1,370	0,276	0,124	-0,775	0,267	2,501	1,643	2,137	1,863	1,281	1,574	0,415
AKSA	0,037	2,044	7,266	-0,050	1,870	2,896	1,675	0,903	3,422	3,221	0,767	2,774	2,651	2,942
ASELS	0,070	0,111	3,760	0,092	0,203	3,160	0,347	1,297	0,282	0,385	1,691	0,386	0,593	0,675
BAGFS	2,194	0,793	8,165	2,228	0,670	5,231	0,911	4,701	0,788	1,559	4,068	0,575	1,090	2,376
BOLUC	0,229	0,094	-3,699	0,257	0,340	-0,744	0,582	1,201	0,481	0,323	0,941	0,347	0,214	0,197
BRISA	0,859	1,050	6,196	0,634	1,186	4,760	0,743	2,104	2,252	2,268	2,937	2,420	2,410	1,863
CELHA	0,160	-0,237	-1,851	0,383	-0,267	-0,901	-0,068	1,127	1,475	1,536	0,989	1,265	1,240	1,002
CIMSA	1,171	0,972	9,349	1,205	1,017	6,820	1,269	-1,303	-0,007	0,238	-1,202	0,095	0,269	0,849
DENCM	9,342	7,203	80,234	10,182	6,614	50,597	4,788	-0,922	0,649	-0,068	-0,995	0,974	0,424	0,813
DOKTS	0,385	0,277	2,928	0,293	0,300	2,113	0,259	-0,829	0,066	-0,566	-0,527	0,577	0,097	0,133
ECILC	0,133	-0,385	-3,576	0,090	-0,310	-1,846	1,124	0,759	0,847	0,789	0,463	0,579	0,472	0,616
EGEEN	1,451	-0,799	-4,084	1,326	-0,463	-0,594	0,191	0,009	0,988	2,047	0,869	1,372	2,604	2,424
EGGUB	2,329	2,201	10,420	2,926	2,347	7,578	1,392	-1,089	0,087	-1,229	-1,488	0,307	-1,108	0,064
EREGL	-0,252	0,235	2,885	-0,123	0,302	2,347	0,795	4,193	2,393	3,820	3,683	1,768	2,953	1,281
FENIS	0,072	0,079	3,096	0,184	-0,004	2,127	0,017	-0,674	-1,136	-5,156	0,189	-0,608	-3,126	1,059
GENTS	4,058	2,298	20,470	3,121	2,367	11,834	1,586	2,782	3,778	3,312	3,291	4,255	3,544	2,461
GOODY	0,292	1,741	22,010	0,389	1,695	13,999	1,222	4,405	4,060	4,835	4,757	4,611	5,681	2,949
HEKTS	0,293	6,387	58,217	0,281	7,641	46,540	6,133	0,743	1,587	1,243	1,372	1,491	1,064	0,115
INTEM	0,057	2,496	23,546	0,058	3,433	21,854	2,759	-0,238	0,591	0,588	-0,002	0,744	0,767	4,016
IZMDC	0,559	0,291	1,510	0,391	0,342	1,181	0,725	0,527	-0,001	0,001	0,421	0,013	0,014	0,553
IZOCM	-0,005	-0,145	0,843	-0,090	-0,377	-1,748	-0,085	0,609	0,555	0,077	0,542	0,447	0,058	0,430
KARTN	2,367	2,521	14,436	2,314	2,204	8,505	1,543	-0,452	3,361	2,032	-0,649	3,240	2,006	1,498
KLBO	2,733	0,791	13,214	2,762	0,765	8,589	0,298	1,573	2,070	2,864	1,517	1,808	2,135	0,971
KONYA	-0,002	-0,084	-4,589	-0,025	-0,489	-4,983	-0,344	-1,204	-0,369	-0,023	-0,791	0,162	0,292	0,365
KUTPO	-0,203	1,823	15,402	-0,200	1,576	9,002	0,805	-0,378	0,662	0,504	-0,459	0,618	0,497	0,780
MAALT	0,259	1,514	5,550	0,147	1,278	3,155	1,041	-2,017	-1,379	-1,013	-1,765	-1,064	-0,737	-0,265
MAKTK	1,538	0,811	25,473	0,831	0,811	14,335	1,130	1,975	-0,088	0,324	2,025	0,090	0,512	-0,287
MARET	0,282	0,705	4,796	0,335	0,814	3,590	0,583	0,929	1,175	0,803	1,458	1,450	1,003	0,068
MMART	-0,058	0,072	-0,144	-0,041	0,212	0,404	0,581	-0,249	0,636	0,498	-0,274	0,689	0,480	0,314
MRDIN	0,464	-0,026	-2,771	0,354	0,284	-0,594	0,354	-0,655	-0,660	-0,542	-0,663	-0,489	-0,263	0,905
MRSHL	0,107	0,245	4,755	0,195	-0,159	2,014	0,057	3,751	2,619	2,314	3,999	2,349	2,025	2,518
OKANT	-1,703	-0,295	-2,316	-1,004	-0,200	-1,041	0,465	9,045	1,962	1,473	6,520	1,204	0,895	0,783
PARSN	3,788	0,975	221,761	1,838	0,761	106,094	0,809	1,610	0,694	1,749	1,329	0,245	1,175	1,999
PIMAS	1,570	0,207	24,712	1,558	0,180	15,711	0,685	1,491	2,148	4,856	1,379	1,439	3,527	2,537
PINSU	1,763	0,249	3,156	2,722	0,507	3,562	0,636	-0,522	-0,698	-2,897	-0,094	-0,038	-1,177	-2,480
PNSUT	5,261	-0,347	1,564	5,380	-0,483	-0,727	0,437	0,536	0,168	1,216	0,410	-0,015	0,608	0,388
SARKY	0,207	3,175	20,163	0,219	2,939	12,224	3,145	0,679	1,382	1,195	0,539	1,313	1,326	1,362
THYAO	-2,635	-0,184	-5,994	-1,660	-0,142	-2,851	0,532	0,382	-0,028	0,066	0,437	-0,011	0,054	0,061
TRCAM	0,848	1,245	6,434	0,602	1,386	4,836	1,012	0,081	2,134	1,259	0,188	2,075	1,462	0,280
SİSE	0,384	0,357	1,761	0,347	0,281	1,188	0,178	0,677	2,004	1,453	0,690	1,615	1,138	0,747
UNYEC	0,133	0,895	9,743	0,179	0,230	3,733	0,057	2,113	-1,077	-0,668	1,968	-0,323	-0,062	0,588
USAK	1,106	3,975	36,527	1,310	3,645	22,560	2,514	-0,017	0,771	0,374	-0,556	0,397	0,081	0,888
VESTL	0,145	-0,244	-2,313	0,145	-0,202	-1,261	0,315	1,735	0,706	3,346	1,692	0,496	1,998	1,781
YUNSA	1,844	-1,130	-10,824	1,638	-1,229	-8,526	0,537	0,111	1,008	1,454	0,474	1,077	1,540	0,964

Kazanç Değişkenliği

	1991-1994							1995-1998						
	KZD1	KZD2	KZD3	KZD4	KZD5	KZD6	KZD7	KZD1	KZD2	KZD3	KZD4	KZD5	KZD6	KZD7
AKALT	0,197	0,036	0,032	0,241	0,073	0,088	0,079	0,103	0,123	0,226	0,108	0,132	0,245	0,140
AKSA	0,052	0,212	0,244	0,075	0,326	0,392	0,326	0,037	0,159	0,229	0,049	0,215	0,314	0,219
ASELS	0,042	0,014	0,069	0,044	0,027	0,121	0,053	0,045	0,018	0,032	0,094	0,047	0,101	0,065
BAGFS	0,307	0,070	0,163	0,517	0,086	0,208	0,143	0,197	0,110	0,307	0,256	0,136	0,386	0,188
BOLUC	0,034	0,054	0,111	0,061	0,068	0,110	0,102	0,066	0,020	0,023	0,098	0,023	0,024	0,017
BRISA	0,144	0,095	0,152	0,166	0,151	0,249	0,123	0,167	0,112	0,174	0,271	0,199	0,313	0,190
CELHA	0,075	0,042	0,055	0,145	0,055	0,057	0,044	0,046	0,077	0,129	0,068	0,107	0,181	0,078
CIMSA	0,161	0,085	0,178	0,278	0,127	0,261	0,199	0,047	0,071	0,077	0,060	0,105	0,116	0,077
DENCM	1,290	0,634	1,553	2,378	0,799	1,971	0,749	0,028	0,144	0,254	0,042	0,201	0,349	0,122
DOKTS	0,058	0,032	0,055	0,077	0,052	0,086	0,055	0,035	0,065	0,074	0,044	0,106	0,121	0,132
ECILC	0,028	0,034	0,068	0,030	0,038	0,075	0,174	0,023	0,041	0,059	0,023	0,050	0,062	0,055
EGEEN	0,244	0,093	0,159	0,329	0,114	0,189	0,117	0,155	0,080	0,269	0,210	0,145	0,429	0,195
EGGUB	0,388	0,195	0,224	0,734	0,283	0,306	0,214	0,041	0,055	0,105	0,072	0,102	0,200	0,081
EREGL	0,054	0,050	0,118	0,056	0,064	0,162	0,130	0,208	0,124	0,380	0,235	0,137	0,426	0,088
FENIS	0,012	0,011	0,056	0,043	0,043	0,141	0,016	0,055	0,057	0,464	0,104	0,067	0,627	0,554
GENTS	0,568	0,254	0,403	0,738	0,332	0,476	0,314	0,183	0,184	0,267	0,274	0,323	0,455	0,322
GOODY	0,076	0,157	0,403	0,137	0,211	0,534	0,203	0,152	0,179	0,387	0,234	0,319	0,707	0,267
HEKTS	0,081	0,596	1,443	0,139	0,988	2,403	0,969	0,125	0,106	0,143	0,212	0,168	0,227	0,129
INTEM	0,059	0,227	0,532	0,112	0,426	0,998	0,426	0,033	0,029	0,046	0,064	0,058	0,111	0,319
IZMDC	0,078	0,026	0,031	0,091	0,042	0,051	0,126	0,031	0,010	0,013	0,038	0,010	0,011	0,039
IZOCM	0,060	0,062	0,102	0,096	0,047	0,080	0,014	0,033	0,033	0,028	0,048	0,040	0,052	0,072
KARTN	0,327	0,222	0,282	0,535	0,267	0,338	0,241	0,038	0,232	0,262	0,061	0,309	0,346	0,305
KLBMÖ	0,384	0,101	0,268	0,644	0,149	0,396	0,154	0,060	0,094	0,222	0,093	0,133	0,289	0,083
KONYA	0,036	0,028	0,098	0,083	0,065	0,192	0,063	0,104	0,079	0,109	0,144	0,073	0,080	0,074
KUTPO	0,108	0,165	0,280	0,155	0,202	0,358	0,155	0,060	0,077	0,122	0,072	0,092	0,144	0,078
MAALT	0,112	0,150	0,158	0,121	0,174	0,184	0,170	0,074	0,105	0,121	0,087	0,122	0,140	0,092
MAKTK	0,354	0,084	0,552	0,365	0,104	0,618	0,194	0,103	0,037	0,099	0,157	0,054	0,158	0,102
MARET	0,056	0,068	0,087	0,092	0,107	0,137	0,106	0,077	0,076	0,094	0,127	0,126	0,155	0,088
MMART	0,069	0,014	0,021	0,072	0,034	0,045	0,091	0,039	0,028	0,045	0,033	0,052	0,058	0,080
MRDIN	0,075	0,071	0,104	0,090	0,118	0,166	0,119	0,097	0,129	0,186	0,134	0,167	0,241	0,174
MRSHL	0,049	0,034	0,124	0,106	0,029	0,108	0,039	0,137	0,137	0,183	0,235	0,221	0,292	0,225
OKANT	0,234	0,033	0,043	0,236	0,032	0,042	0,087	0,268	0,086	0,105	0,274	0,091	0,110	0,062
PARSN	0,937	0,160	4,325	0,937	0,160	4,325	0,168	0,097	0,132	0,206	0,110	0,170	0,270	0,147
PIMAS	0,224	0,064	0,700	0,372	0,106	1,142	0,113	0,046	0,121	0,374	0,062	0,139	0,446	0,185
PINSU	0,244	0,023	0,068	0,635	0,062	0,156	0,098	0,045	0,070	0,429	0,063	0,089	0,466	0,170
PNSUT	0,750	0,097	0,480	1,276	0,157	0,783	0,068	0,095	0,076	0,270	0,110	0,085	0,301	0,079
SARKY	0,047	0,297	0,475	0,076	0,382	0,603	0,506	0,102	0,062	0,100	0,136	0,097	0,164	0,092
THYAO	0,416	0,023	0,115	0,416	0,023	0,115	0,084	0,020	0,036	0,068	0,036	0,066	0,126	0,064
TRCAM	0,120	0,110	0,129	0,146	0,168	0,209	0,157	0,040	0,252	0,360	0,045	0,284	0,405	0,262
SİSE	0,055	0,033	0,032	0,080	0,051	0,051	0,043	0,050	0,116	0,145	0,060	0,139	0,174	0,132
UNYEC	0,088	0,103	0,184	0,173	0,123	0,222	0,123	0,101	0,120	0,147	0,134	0,115	0,136	0,114
USAK	0,191	0,353	0,767	0,339	0,441	0,956	0,388	0,055	0,061	0,090	0,070	0,069	0,109	0,079
VESTL	0,038	0,025	0,068	0,050	0,029	0,082	0,085	0,231	0,103	0,617	0,326	0,112	0,706	0,194
YUNSA	0,291	0,122	0,355	0,448	0,171	0,494	0,083	0,045	0,045	0,117	0,077	0,072	0,175	0,086

Karlılık Oranları

	1991-1994									
	KAR1	KAR2	KAR3	KAR4	KAR5	KAR6	KAR7	KAR8	KAR9	KAR10
AKALT	0,26	1043,68	0,23	0,15	0,16	0,10	0,43	0,24	0,32	0,17
AKSA	0,15	2248,62	0,47	0,18	0,31	0,11	0,72	0,20	0,47	0,13
ASELS	0,14	539,87	0,12	0,10	0,05	0,04	0,21	0,13	0,16	0,10
BAGFS	0,32	982,44	0,36	0,32	0,17	0,15	0,45	0,36	0,28	0,23
BOLUC	0,08	325,17	0,17	0,11	0,11	0,08	0,23	0,14	0,18	0,12
BRISA	0,16	693,06	0,22	0,17	0,08	0,06	0,18	0,12	0,14	0,10
CELHA	0,10	349,81	0,18	0,12	0,07	0,05	0,22	0,13	0,13	0,08
CIMSA	0,27	4449,26	0,34	0,17	0,18	0,09	0,39	0,17	0,28	0,12
DENCM	0,90	4152,46	0,27	0,14	0,11	0,02	0,39	0,00	0,20	-0,08
DOKTS	0,12	1064,70	0,29	0,11	0,21	0,08	0,45	0,12	0,34	0,10
ECILC	0,04	376,28	0,28	0,16	0,06	0,03	0,14	0,05	0,13	0,04
EGEEN	0,26	628,83	0,33	0,25	0,11	0,08	0,30	0,19	0,22	0,14
EGGUB	0,36	791,24	0,33	0,24	0,14	0,08	0,34	0,22	0,18	0,10
EREGL	0,11	607,90	0,15	0,13	0,09	0,08	0,21	0,19	0,17	0,16
FENIS	0,04	247,12	0,17	0,12	0,03	0,02	0,18	0,06	0,10	0,04
GENTS	0,41	1017,99	0,26	0,18	0,15	0,09	0,39	0,29	0,23	0,14
GOODY	0,17	1622,65	0,35	0,16	0,18	0,08	0,83	0,20	0,45	0,11
HEKTS	0,15	414,30	0,19	0,18	0,10	0,09	0,29	0,26	0,20	0,18
INTEM	0,08	540,00	0,11	0,06	0,07	0,04	0,26	0,10	0,15	0,06
IZMDC	0,10	77,12	0,16	0,23	0,03	0,04	0,05	0,08	0,04	0,08
IZOCM	0,10	1057,92	0,36	0,12	0,23	0,07	0,54	0,13	0,37	0,09
KARTN	0,30	1225,38	0,26	0,19	0,16	0,10	0,29	0,21	0,19	0,13
KLBMO	0,34	1225,09	0,32	0,24	0,13	0,09	0,58	0,34	0,34	0,19
KONYA	0,24	17730,23	0,48	0,15	0,32	0,10	0,80	0,17	0,52	0,11
KUTPO	0,10	1187,52	0,26	0,15	0,13	0,07	0,35	0,14	0,23	0,09
MAALT	0,06	166,20	0,08	0,06	0,05	0,04	0,07	0,05	0,06	0,04
MAKTK	-0,15	-220,68	0,17	0,13	-0,02	-0,03	-0,32	-0,48	-0,35	-0,51
MARET	0,06	241,78	0,08	0,05	0,05	0,03	0,10	0,06	0,06	0,03
MMART	0,12	170,55	0,10	0,12	0,05	0,06	0,07	0,11	0,06	0,09
MRDIN	0,14	2560,75	0,52	0,19	0,40	0,15	0,73	0,22	0,57	0,17
MRSHL	0,13	798,45	0,34	0,21	0,14	0,09	0,50	0,24	0,25	0,12
OKANT	-0,17	-180,76	0,04	0,07	-0,02	-0,02	-0,02	-0,02	-0,03	-0,03
PARSN	-0,76	-871,98	0,26	0,18	-0,17	-0,13	-0,26	-1,55	-0,26	-1,55
PIMAS	-0,02	-142,29	0,32	0,25	0,00	-0,01	-0,02	-0,12	-0,11	-0,13
PINSU	0,14	130,02	0,10	0,07	0,02	0,01	0,15	0,12	0,04	0,01
PNSUT	0,54	859,82	0,44	0,36	0,05	0,03	0,38	0,24	0,19	0,10
SARKY	0,12	1876,20	0,36	0,17	0,19	0,09	0,52	0,17	0,37	0,12
THYAO	-0,45	-400,51	-0,02	-0,03	-0,10	-0,10	-0,27	-0,37	-0,27	-0,37
TRCAM	0,16	433,03	0,25	0,17	0,12	0,07	0,23	0,13	0,18	0,11
SİSE	0,06	134,08	0,12	0,07	0,09	0,05	0,11	0,06	0,10	0,06
UNYEC	0,17	1103,05	0,39	0,19	0,24	0,12	0,60	0,24	0,37	0,14
USAK	0,12	561,11	0,18	0,13	0,08	0,04	0,25	0,11	0,16	0,06
VESTL	0,02	46,27	0,26	0,20	0,01	0,01	0,05	0,05	0,03	0,03
YUNSA	0,22	255,34	0,35	0,28	0,02	0,02	0,17	0,14	0,07	0,05

Karlılık Oranları

	1995-1998									
	KAR1	KAR2	KAR3	KAR4	KAR5	KAR6	KAR7	KAR8	KAR9	KAR10
AKALT	0,15	1015,38	0,20	0,18	0,11	0,09	0,31	0,24	0,21	0,17
AKSA	0,09	1606,94	0,42	0,19	0,26	0,12	0,57	0,20	0,38	0,14
ASELS	0,14	921,62	0,19	0,17	0,06	0,06	0,30	0,13	0,17	0,13
BAGFS	0,23	4937,86	0,29	0,16	0,14	0,08	0,38	0,36	0,28	0,11
BOLUC	0,15	455,37	0,26	0,24	0,16	0,15	0,31	0,14	0,20	0,18
BRISA	0,23	2986,45	0,37	0,19	0,24	0,12	0,53	0,12	0,35	0,16
CELHA	0,09	464,98	0,28	0,17	0,11	0,06	0,31	0,13	0,19	0,09
CIMSA	0,07	1400,38	0,27	0,15	0,16	0,09	0,31	0,17	0,24	0,11
DENCM	0,02	410,10	0,23	0,14	0,06	0,04	0,20	0,00	0,13	0,06
DOKTS	0,07	707,18	0,14	0,11	0,07	0,05	0,23	0,12	0,17	0,10
ECILC	0,08	419,28	0,24	0,17	0,06	0,04	0,19	0,05	0,12	0,06
EGEEN	0,30	3069,39	0,43	0,23	0,24	0,13	0,57	0,19	0,48	0,18
EGGUB	0,09	478,38	0,18	0,12	0,08	0,06	0,29	0,22	0,18	0,09
EREGL	0,11	-684,24	0,17	0,14	0,02	0,01	0,10	0,19	0,08	-0,01
FENIS	0,11	1267,55	0,35	0,31	0,04	0,04	0,43	0,06	0,27	0,14
GENTS	0,26	2017,86	0,41	0,26	0,30	0,19	0,55	0,29	0,41	0,23
GOODY	0,21	5259,12	0,39	0,19	0,21	0,10	0,79	0,20	0,49	0,14
HEKTS	0,17	680,64	0,29	0,18	0,17	0,11	0,44	0,26	0,29	0,15
INTEM	0,06	451,36	0,13	0,10	0,05	0,03	0,21	0,10	0,12	0,06
IZMDC	0,03	38,13	0,10	0,14	0,01	0,02	0,03	0,08	0,02	0,03
IZOCM	0,11	758,38	0,23	0,18	0,11	0,09	0,27	0,13	0,22	0,14
KARTN	0,17	2434,34	0,40	0,25	0,27	0,17	0,49	0,21	0,34	0,19
KLBMO	0,11	857,39	0,27	0,18	0,11	0,07	0,52	0,34	0,29	0,12
KONYA	0,12	662,20	0,23	0,13	0,16	0,09	0,30	0,17	0,22	0,11
KUTPO	0,07	365,95	0,13	0,12	0,05	0,04	0,11	0,14	0,09	0,07
MAALT	0,06	214,41	0,10	0,08	0,06	0,05	0,09	0,05	0,07	0,06
MAKTK	0,12	167,24	0,19	0,19	0,06	0,06	0,19	-0,48	0,13	0,12
MARET	0,12	1149,19	0,17	0,15	0,08	0,07	0,21	0,06	0,12	0,10
MMART	0,13	266,53	0,20	0,22	0,07	0,08	0,15	0,11	0,12	0,15
MRDIN	0,19	1128,99	0,36	0,24	0,26	0,17	0,47	0,22	0,35	0,21
MRSHL	0,17	1337,46	0,33	0,17	0,14	0,08	0,38	0,24	0,22	0,09
OKANT	-0,14	-180,68	0,03	0,05	-0,03	-0,08	-0,04	-0,02	-0,04	-0,34
PARSN	0,14	1090,87	0,27	0,16	0,15	0,09	0,31	-1,55	0,26	0,13
PIMAS	0,07	746,37	0,27	0,15	0,08	0,03	0,37	-0,12	0,25	0,06
PINSU	-0,02	-145,99	0,15	0,11	-0,02	-0,01	-0,16	0,12	-0,19	-0,02
PNSUT	0,16	1258,33	0,27	0,22	0,08	0,06	0,27	0,24	0,23	0,14
SARKY	0,19	2245,19	0,38	0,24	0,23	0,15	0,48	0,17	0,37	0,20
THYAO	0,02	234,83	0,09	0,03	0,03	0,01	0,10	-0,37	0,06	0,01
TRCAM	0,07	568,91	0,22	0,13	0,12	0,07	0,22	0,13	0,19	0,10
SİSE	0,06	374,58	0,19	0,05	0,16	0,04	0,20	0,06	0,17	0,05
UNYEC	0,20	882,14	0,37	0,27	0,27	0,20	0,48	0,24	0,35	0,24
USAK	0,10	699,31	0,14	0,11	0,08	0,06	0,23	0,11	0,16	0,10
VESTL	0,25	2507,54	0,27	0,19	0,09	0,06	0,59	0,05	0,42	0,12
YUNSA	0,12	535,20	0,31	0,22	0,08	0,06	0,30	0,14	0,20	0,11

EK 6: Temel Beta Tahmin Modellerinin 1999-2002 Dönemi İçin Tahmini Beta Değerleri

	MODEL 1		MODEL 2		MODEL 3		MODEL 4			BİRLEŞİK MODEL
	Günlük	Haftalık	Günlük	Haftalık	Günlük	Haftalık	Günlük	Haftalık	Aylık	Günlük
AKALT	0.8954	0.9413	0.9732	0.9986	0.8541	0.8996	0.9017	0.9365	0.9652	0.8376
AKSA	0.8325	0.8963	0.9289	0.9895	0.8350	0.8892	0.8447	0.8821	0.9053	0.7474
ASELS	1.0088	0.9949	1.0516	1.0338	0.8884	0.9120	1.0055	1.0065	0.9423	0.9808
BAGFS	0.8553	0.9289	0.9530	0.9891	0.8419	0.8967	0.8650	0.9251	0.9263	0.8547
BOLUC	0.8156	0.8656	0.9297	0.9623	0.8299	0.8820	0.8289	0.9214	0.9169	0.7539
BRISA	0.8650	0.9115	0.9629	0.9986	0.8448	0.8927	0.8743	0.8988	0.9081	0.8053
CELHA	0.8250	0.8443	0.9233	0.9371	0.8327	0.8771	0.8371	0.8719	0.9293	0.8731
CIMSA	0.8776	0.8824	0.9719	0.9743	0.8487	0.8859	0.8855	0.9067	0.9131	0.8174
DENCM	0.8638	0.8828	0.9416	0.9484	0.8445	0.8860	0.8724	0.8635	0.9199	0.9046
DOKTS	0.8656	0.9486	0.9592	0.9985	0.8450	0.9013	0.8745	0.9491	0.9440	0.8503
ECILC	0.9410	0.9468	0.9964	1.0080	0.8679	0.9009	0.9435	0.9713	0.9307	0.9200
EGEEN	0.8347	0.8341	0.9354	0.9308	0.8357	0.8747	0.8459	0.8513	0.8833	0.8745
EGGUB	0.7813	0.8456	0.9053	0.9329	0.8195	0.8774	0.7971	0.8724	0.9229	0.8076
EREGL	1.0280	1.2397	1.0780	1.1695	0.8942	0.9688	1.0236	1.1529	1.0018	0.9610
FENIS	0.8371	0.8578	0.9412	0.9488	0.8364	0.8802	0.8482	0.8969	0.8015	0.8034
GENTS	0.8525	0.8074	0.9249	0.9170	0.8411	0.8685	0.8621	0.7716	0.9104	0.8705
GOODY	0.8658	0.9068	0.9611	0.9892	0.8451	0.8916	0.8749	0.8517	0.9401	0.7735
HEKTS	0.9047	0.8616	0.9772	0.9513	0.8569	0.8811	0.9099	0.8654	0.9201	0.9025
INTEM	0.9274	0.8201	0.9814	0.9241	0.8637	0.8715	0.9304	0.8711	0.9653	0.9563
IZMDC	0.9335	1.0054	0.9913	1.0372	0.8656	0.9144	0.9368	1.0260	0.9679	0.9147
IZOCM	0.7900	0.9528	0.8961	0.9914	0.8221	0.9022	0.8053	0.9709	0.9225	0.7747
KARTN	0.7657	0.8731	0.8902	0.9690	0.8148	0.8838	0.7835	0.8302	0.8915	0.7121
KLBMO	0.8509	0.8903	0.9314	0.9532	0.8406	0.8878	0.8606	0.8922	0.9526	0.8422
KONYA	0.8095	0.8433	0.9151	0.9400	0.8280	0.8769	0.8230	0.8841	0.9235	0.7848
KUTPO	0.9601	0.8940	1.0074	0.9653	0.8737	0.8886	0.9605	0.9132	0.9641	0.9348
MAALT	0.7085	0.8013	0.8154	0.9056	0.7975	0.8671	0.7306	0.8325	0.9520	0.7090
MAKTK	0.8959	0.8750	0.9594	0.9580	0.8542	0.8842	0.9020	0.9136	0.9403	0.9307
MARET	0.8365	0.8437	0.9335	0.9375	0.8362	0.8769	0.8476	0.8653	0.9558	0.8140
MMART	0.8458	0.8535	0.9512	0.9444	0.8390	0.8792	0.8562	0.8982	0.9416	0.8716
MRDIN	0.7389	0.8495	0.8797	0.9418	0.8067	0.8783	0.7586	0.8557	0.8674	0.7628
MRSHL	0.7733	0.8752	0.8966	0.9633	0.8171	0.8843	0.7903	0.8590	0.9224	0.7002
OKANT	0.9475	0.8694	0.9973	0.9511	0.8698	0.8829	0.9489	0.8956	1.0144	0.9446
PARSN	0.8836	0.8827	0.9571	0.9521	0.8505	0.8860	0.8905	0.8753	0.9333	0.8621
PIMAS	0.8694	0.8731	0.9594	0.9587	0.8462	0.8838	0.8778	0.8840	0.9802	0.8643
PINSU	0.9076	0.9383	0.9732	0.9704	0.8577	0.8989	0.9122	0.9383	0.9081	0.9180
PNSUT	0.8575	0.9319	0.9631	0.9898	0.8426	0.8974	0.8670	0.9445	0.9274	0.8540
SARKY	0.8731	0.8626	0.9618	0.9598	0.8473	0.8813	0.8813	0.8937	0.8890	0.8468
THYAO	1.0287	0.9712	1.0659	1.0396	0.8944	0.9065	1.0240	0.9908	0.9727	0.9894
TRCAM	0.8874	0.9776	0.9777	1.0288	0.8516	0.9080	0.8948	0.9150	0.9448	0.8093
SİSE	0.8474	0.8791	0.9472	0.9779	0.8395	0.8852	0.8582	0.8948	0.9586	0.8382
UNYEC	0.7886	0.8505	0.8935	0.9437	0.8217	0.8785	0.8040	0.8750	0.8632	0.7694
USAK	0.8487	0.8564	0.9262	0.9319	0.8399	0.8799	0.8585	0.8888	0.9584	0.8952
VESTL	0.9628	0.9170	1.0278	1.0036	0.8745	0.8939	0.9636	0.9336	0.9571	0.8995
YUNSA	0.9008	0.8791	0.9810	0.9681	0.8557	0.8852	0.9066	0.9138	0.9172	0.8274

ÖZGEÇMİŞ

Nazlı Kalfa 1974’de Sinop’ta doğdu. Gerze Haşim ve Zehra Tarı İlkokulu’nda ilköğrenimini tamamladı. 1991 yılında Bafra Lisesi’ni bitirdi. 1998 yılında İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi İngilizce İşletme Bölümü’nden mezun olduktan sonra İ.Ü. Sosyal Bilimler Enstitüsü Finans Yüksek Lisans Programı’na girdi. 2001 yılında “Performans Kriterleri: Kuramsal Yaklaşımlar ve Türkiye’de Yatırım Fonları Üzerine Bir İnceleme” başlıklı tezi ile yüksek lisansı tamamladı. 2002 yılında İ. Ü. Sosyal Bilimler Enstitüsü Finans Anabilim Dalı Doktora Programına başladı. Aynı yıl İ. Ü. İşletme Fakültesi Finans Anabilim Dalı’nda araştırma görevlisi olarak çalışmaya başladıktan sonra 2005 yılında bu görevden zamanını araştırmalarına ayırmak üzere istifa etti. Halen özel bir eğitim kurumunda finans alanında ders vermekte ve bilimsel çalışmalarını sürdürmektedir.