

T.C.
MARMARA ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
İŞLETME ANABİLİM DALI
FİNANSAL PİYASALAR VE YATIRIM YÖNETİMİ
BİLİM DALI

**FİNANSAL VARLIKLARI FİYATLAMA MODELİ
VE
İMKB UYGULAMASI**

Yüksek Lisans Tezi

ÜNSAL BEKİR TEMİZKAYA

İstanbul, 2006

T.C.
MARMARA ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
İŞLETME ANABİLİM DALI
FİNANSAL PİYASALAR VE YATIRIM YÖNETİMİ
BİLİM DALI

**FİNANSAL VARLIKLARI FİYATLAMA MODELİ
VE
İMKB UYGULAMASI**

Yüksek Lisans Tezi

ÜNSAL BEKİR TEMİZKAYA

Danışman: PROF. DR. GÜREL KONURALP

İstanbul, 2006

Marmara Üniversitesi
Sosyal Bilimler Enstitüsü Müdürlüğü

Tez Onay Belgesi

İŞLETME Anabilim Dalı FİNANSAL PİYASALAR VE YATIRIM YÖNETİMİ
Bilim Dalı Yüksek Lisans öğrencisi ÜNSAL BEKİR TEMİZKAYA'nın FİNANSAL
VARLIKLARI FİYATLAMA MODELİ VE İMKB UYGULAMASI adlı tez çalışması
Enstitümüz Yönetim Kurulunun tarih ve sayılı kararı ile oluşturulan jüri tarafından
Yüksek Lisans Tezi olarak kabul edilmiştir.

Öğretim Üyesi Adı Soyadı

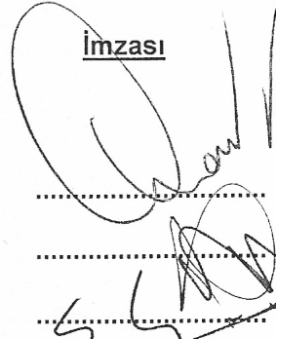
Tez Savunma Tarihi : 14.06.2006

Tez Danışmanı : PROF. DR. GÜREL KONURALP

Jüri Üyesi : PROF. DR. MÜNİR ŞAKRAK

Jüri Üyesi : PROF. DR. SELAHATTİN GÜRİŞ

İmzası



ÖZET

Finansal Varlıkları Fiyatlama Modeli ve İMKB Uygulaması

Finans teorisinde finansal varlıkların fiyatlanmasında ve buna bağlı olarak da varlıkların getirilerini açıklamaya yönelik iki temel fiyatlama modeli bulunmaktadır. Bu modeller Finansal Varlıkları Fiyatlama Modeli (FVFM) ve Arbitraj Fiyatlama Modeli'dir. Bu çalışmanın amacı sermaye pazarı denge modeli olarak da bilinen FVFM'nin ülkemizde geçerliliğini araştırmaktır.

FVFM, sistematik risk; yani beta katsayısı ile beklenen getiri arasındaki ilişkiyi rekabetçi bir sermaye piyasasında inceleyen bir denge modelidir. Bu model finansal varlıkların fiyatlandırılmasında çok önemli bir yere sahiptir.

Çalışmada öncelikle risk ve getiri gibi temel kavramlara yer verildikten sonra, portföy yönetimi yaklaşımlarından olan geleneksel ve modern portföy yönetimi ele alınmış; modern portföy kuramı'nın üzerine kurulan sermaye piyasası kuramı anlatılmış ve daha sonra bu çalışmanın esas konusu olan FVFM üzerinde ayrıntılı olarak durularak; bu modelin varsayımlarına, alternatif formlarına, modeli test etmek için yapılan çalışmaların önemlilerine, modelin kullanım alanlarına ve eleştirisine değinilmektedir.

Uygulama bölümünde, İMKB' den rastgele olarak seçilen 33 tane hisse senedi ile aylık verilerle 1995 – 2004 yılları arasındaki dönem için modelin kurucularından olan John Lintner'in modeli test etmek için kullandığı iki etaplı regresyon yöntemiyle model ülkemizde test edilmeye çalışılmıştır.

Araştırma sonucunda bulunan bulgular Lintner'in FVFM'yi test etmek için kullandığı yöntemin ülkemizde uygulanmasının pek de başarılı olmadığını göstermektedir; yani bu yöntemin ülkemizde uygulanması sonucunda hisse senetlerinin fiyatlarının oluşumunda; buna bağlı olarak da beklenen getirilerinin belirlenmesinde doğru sonuçlar alınamamıştır.

ABSTRACT

Capital Asset Pricing Model and its Application in Istanbul Stock Exchange

There are two main asset pricing models that explain capital asset pricing and stock returns in financial theory. These are Capital Asset Pricing Model (CAPM) and Arbitrage Pricing Model. The purpose of this study is to search the validity of CAPM, which is also known as the capital market equilibrium model, in our country.

CAPM is an equilibrium model that explores the relation between beta coefficient and expected return in a competitive capital market.

In this study, after the description of risk and return concepts have been given, the traditional and modern portfolio management as the portfolio management approaches have been taken into consideration. Then capital market theory that is established on modern portfolio theory is explained. After this; the emphasis is given to the main study factor, CAPM. We are concerned with CAPM's assumptions, alternative forms, the fundamental studies to test the model, the fields that the model is used and its criticisms.

In the application section, John Lintner's two stage regression method is tried to be tested in Turkey by using the monthly data of randomly selected 33 equities from Istanbul Stock Exchange over the 1995 – 2004 period.

The findings of the study have shown that Lintner's method to test CAPM isn't so appropriate to our country. The application of this method in Turkey hasn't clarified the formation of the share prices and determination of the expected return due to pricing of the share.

İÇİNDEKİLER

Sayfa No.

TABLO LİSTESİ	VI
ŞEKİL LİSTESİ	VIII
KISALTMALAR	X

1. GİRİŞ	1
2. TEMEL KAVRAMLAR	
2.1. Risk	3
2.1.1. Sistematik Risk	3
2.1.2. Sistematik Olmayan Risk	5
2.1.3. Tek Bir Finansal Varlık İle Bir Portföyün Riskinin Ölçülmesi	9
2.2. Getiri	19
2.2.1. Getirinin Ölçülmesi	20
2.3. Geleneksel Portföy Kuramı	21
3. MODERN PORTFÖY KURAMI	
3.1. Modern Portföy Teorisi'nin Varsayımları	24
3.2. Etkin Sınır	24
3.3. Etkin Sınır ve Kayıtsızlık Eğrileri Yardımıyla Optimal Portföyün Belirlenmesi	26
4. SERMAYE PİYASASI KURAMI	
4.1. Sermaye Piyasası Kuramı'nın Varsayımları	28
4.2. Sermaye Piyasası Doğrusu	28
4.3. Risksiz Varlık ile Riskli Varlıktan Oluşan Portföyün Beklenen Getiri Oranı ve Riski	32
4.4. Optimal Portföyün Seçimi	33
5. FİNANSAL VARLIKLARI FİYATLAMA MODELİ	
5.1. Finansal Varlıkları Fiyatlama Modeli' nin Varsayımları	35
5.2. Finansal Varlıkları Fiyatlama Modeli'ni Temsil Eden Menkul Değer Pazar Doğrusunun Türetilmesi	36
5.3. Menkul Değer Pazar Doğrusu	41
5.3.1. Düşük ve Aşırı Değerlenmiş Varlıkların Menkul Değer Pazar Doğrusundaki Konumları	45
5.4. Beta Katsayısı ve Katsayının Hesaplanmasına İlişkin Bir Örnek	46

5.4.1. Finansal Varlıkları Fiyatlama Modeli'nde Menkul Değerlerin Beta Değerleri ve Bu Değerlerin Yorumlanması	48
5.5. Menkul Değer Pazar Doğrusu ile Sermaye Pazarı Doğrusunun Birlikte Ele Alınması ve Bu İki Doğrunun Karşılaştırılması	49
5.6. Portföyün Betası	51
5.7. Herhangi Bir Hisse Senedinin Pazar Portföyünün Varyansına Katkısı....	53
5.8. Beklentilere Dayalı Bir Modelin Gerçekleşmeler İle Test Edilmesi	53
5.9. Karakteristik Regresyon Doğrusu ve Beta Katsayısı.....	55
5.10. Varlığın Toplam Riskini Ayırmak	56
5.11. Finansal Varlıkları Fiyatlama Modeli'nin Alternatif Formları.....	61
5.11.1. Tüketim Temelli FVFM.....	61
5.11.2. Sıfır Beta Formu	63
5.11.3. Çok Betalı Model.....	64
5.12. Finansal Varlıkları Fiyatlama Modeli'ni Test Etmek İçin Yapılan Bazı Çalışmalar	65
5.12.1. Sharpe ve Cooper'ın Çalışması.....	66
5.12.2. Lintner'in Çalışması	68
5.12.3. Black, Jensen ve Scholes'un Testi	69
5.12.4. Fama ve Macbeth'in Testi	73
5.12.5. Gibbons'un Testi.....	74
5.12.6. Blume'nin Çalışması.....	74
5.13. Finansal Varlıkları Fiyatlama Modeli'nin Kullanım Alanları	75
5.14. Finansal Varlıkları Fiyatlama Modeli'nin Eleştirisi	78

6. FVFM'Yİ İMKB'DE BELLİ BİR DÖNEMDE TEST ETMEK İÇİN YAPILAN UYGULAMA

6.1. Çalışma Hakkında Genel Bilgiler	81
6.2. I. Etap Regresyonda Model Tahmini	84
6.2.1. Doğrusal Model Tahmini.....	84
6.2.2. Sabit Katsayı İhmal Edilerek Yapılan Model Tahmini	85
6.2.3. Normalliğin incelenmesi.....	86
6.2.4. Otokorelasyonun İncelenmesi.....	86
6.2.4.1. Breusch- Godfrey Testi.....	86
6.2.4.2. Genelleştirilmiş Farklar Yöntemi	88
6.2.4.3. Otokorelasyonun Düzeltilmesi Sonrası LM Testi	90
6.2.5. Değişen Varyansın İncelenmesi.....	91
6.2.5.1. Arch Testi	92
6.2.6. Regresyon Modeli Varsayımlarını Taşıyan Model.....	92
6.2.7. Katsayı Yorumu	93
6.3. İkinci Etap Regresyon Hakkında Genel Bilgiler	95
6.3.1. II. Etap Regresyonda Model Tahmini.....	97
6.3.1.1. Doğrusal Model Tahmini.....	97
6.3.1.2. Yarı Logaritmik Model Tahmini	98
6.3.2. Otokorelasyonun İncelenmesi.....	99
6.3.2.1. Breusch – Godfrey Testi	100
6.3.3. Değişen Varyansın İncelenmesi.....	101

6.3.3.1. White Testi.....	101
6.3.4. Normalliğin İncelenmesi.....	103
6.3.5. Çoklu Doğrusal Bağlılığın İncelenmesi.....	104
6.3.5.1. Varyans Büyütme Faktörü (VIF).....	104
6.3.5.2. Klein Kriteri.....	106
6.3.6. Çoklu Doğrusal Regresyon Modeli Varsayımlarını Taşıyan Model	107
6.4. İkinci Etap Regresyon Sonucunda Tahmin Edilen Risksiz Faiz Oranı ve Risk Primi Değerlerinin Gerçekleşen Değerleri	108
7. SONUÇ	111
EKLER	113
KAYNAKÇA	138

TABLO LİSTESİ

	Sayfa No.
Tablo 1 : Çeşitlendirilebilir ve Çeşitlendirilemeyen Risk.....	7
Tablo 2 : Beta Katsayısının Hesaplanmasına İlişkin Örnek.....	47
Tablo 3 : X Varlığı İle Pazar Portföyünün Aylık Getiri Oranları	58
Tablo 4 : X Varlığına Ait Hata Terimleri.....	59
Tablo 5 : Beta Sırasına Göre Portföylerdeki Ortalama Getiriler Ve Betalar	67
Tablo 6 : Black, Jensen ve Scholes Tarafından Gerçekleştirilen FVFM Testi	71
Tablo 7 : Çalışmada Kullanılan Hisse Senetlerinin Kodları ve Şirket Unvanları...	83
Tablo 8 : Doğrusal Model Tahmini.....	84
Tablo 9 : Sabit Katsayı İhmal Edilerek Yapılan Model Tahmini	85
Tablo 10 : Breusch – Godfrey (LM) Testi	87
Tablo 11 : Otokorelasyon Katsayısının Tahmin Edilmesi	89
Tablo 12 : Genelleştirilmiş Farklar Yöntemi	90
Tablo 13 : Otokorelasyonun Düzeltilmesi Sonrası LM Testi	91
Tablo 14 : Arch Testi	92
Tablo 15 : Basit Doğrusal Regresyon Modeli Varsayımlarını Taşıyan Model.....	93
Tablo 16 : Çalışmada Kullanılan Tüm Senetlerin Regresyon Çıktıları	94
Tablo 17 : İkinci Etap Regresyonun Verileri.....	97
Tablo 18 : Doğrusal Model Tahmini.....	98
Tablo 19 : Yarı Logaritmik Model Tahmini	99
Tablo 20 : Breusch – Godfrey (LM) Testi.....	100
Tablo 21 : White Testi.....	102

Tablo 22	: LNBETA Değişkeninin Bağımlı Değişken Olması Durumu	105
Tablo 23	: HTV Değişkeninin Bağımlı Değişken Olması Durumu	105
Tablo 24	: Çoklu Doğrusal Regresyon Modeli Varsayımlarını Taşıyan Model....	108
Tablo 25	: 1995 – 2004 Yılları Arasında Hazine İskontolu İhaleleri Aylık Bileşik Faiz Oranları	108

ŞEKİL LİSTESİ

Sayfa No.

Şekil 1	: Sistematik ve Sistematik Olmayan Risk	6
Şekil 2	: Toplam Riskin Bileşenleri.....	8
Şekil 3	: Hisse Senedi Getirileri Arasındaki İlişki Durumu : (a) Tam pozitif; (b) Tam negatif; (c) İlişki yok	12
Şekil 4	: Kayıtsızlık Eğrileri	14
Şekil 5	: Riske Tamamen Duyarlı Olan Bir Yatırımcının Kayıtsızlık Eğrisi.....	15
Şekil 6	: Riske Tamamen Duyarsız Olan Bir Yatırımcının Kayıtsızlık Eğrisi.....	16
Şekil 7	: Risk Almayı Sevmeyen Bir Yatırımcının Kayıtsızlık Eğrisi	17
Şekil 8	: Risk Almayı Seven Bir Yatırımcının Kayıtsızlık Eğrisi	18
Şekil 9	: Etkin Sınır	25
Şekil 10	: Optimal Portföyün Belirlenmesi	26
Şekil 11	: Yatırımcıların Risk Karşısındaki Tutumlarına Göre Optimal Portföyün Belirlenmesi	27
Şekil 12	: Sermaye Piyasası Doğrusu	29
Şekil 13	: Sermaye Piyasası Doğrusuna Bağlı Olarak Herhangi Bir Etkin Portföyün Beklenen Getiri Oranının Bulunması	30
Şekil 14	: Yatırımcıların Optimum Portföy Seçimi.....	34
Şekil 15	: Menkul Değer Pazar Doğrusunun Türetilmesi.....	38
Şekil 16	: Menkul Değer Pazar Doğrusu'nun Kovaryans Versiyonu.....	40
Şekil 17	: Menkul Değer Pazar Doğrusu'nun Beta Versiyonu	41
Şekil 18	: Menkul Değer Pazar Doğrusu	42
Şekil 19	: Menkul Değer Pazar Doğrusunun Oluşumuna İlişkin Bir Örnek	44

Şekil 20	: Düşük ve Aşırı Değerlenmiş Varlıkların MDPD Üzerindeki Konumları	46
Şekil 21	: Sermaye Pazarı Doğrusu (a) ve Menkul Değer Pazar Doğrusu (b)	50
Şekil 22	: Sıfır Betalı Finansal Varlıkları Fiyatlama Doğrusu	63
Şekil 23	: Black, Jensen ve Scholes'un Yaptığı Çalışma Sonucunda Elde Ettiği Regresyon Doğrusu.....	72
Şekil 24	: Blume'un Tahmin Ettiği Regresyon Doğrusu	75
Şekil 25	: Jarque-Bera Testi.....	103

KISALTMALAR

<i>ABD</i>	Amerika Birleşik Devletleri
<i>çev.</i>	çeviren
<i>EKK</i>	En Küçük Kareler
<i>FVFM</i>	Finansal Varlıkları Fiyatlama Modeli
<i>İMKB</i>	İstanbul Menkul Kıymetler Borsası
<i>MDPD</i>	Menkul Değer Pazar Doğrusu
<i>No.</i>	Numara
<i>NYSE</i>	New York Stock Exchange
<i>Obs</i>	Observation
<i>s.</i>	sayfa
<i>SPD</i>	Sermaye Piyasası (Pazarı) Doğrusu
<i>S&P</i>	Standard Poor's
<i>vb.</i>	ve benzeri
<i>VIF</i>	Varyans Büyütme Faktörü
<i>YTL</i>	Yeni Türk Lirası

1. GİRİŞ

Portföy Teorisi'nin temel konularından bir tanesi finansal varlıkların fiyatlanmasıdır. Portföy yönetimi ve finans teorisinde, finansal varlıkların fiyatlanmasında ve buna bağlı olarak da varlıkların getirilerini açıklamaya yönelik iki temel fiyatlama modeli bulunmaktadır. Bu modeller Finansal Varlıkları Fiyatlama Modeli (FVFM) ve Arbitraj Fiyatlama Modeli'dir.

Bu çalışmanın temel konusunu oluşturan FVFM, Markowitz Portföy Teorisi'nin bir uzantısı şeklindedir ve Harry Markowitz'in 1952 yılında Modern Portföy Kuramı'nın temellerini ortaya koymasından yaklaşık 12 yıl sonra William Sharpe (1964), John Lintner (1965) ve Jan Mossin (1966) adlı üç önemli yazarın birbirinden bağımsız olarak yaptıkları çalışmalar sonucunda ortaya konan sistematik risk; yani beta katsayısı ile beklenen getiri arasındaki ilişkiyi rekabetçi bir sermaye piyasasında inceleyen bir denge modelidir.

FVFM, birçok yönden eleştirilere uğramasına rağmen, varlık fiyatlandırma teorilerinin özünü oluşturmaktadır. Model; riskli bir ortamda varlık fiyatlarını basit ve açık bir şekilde açıklamaktadır.

Bu çalışmada sermaye piyasası denge modellerinden FVFM'nin üzerinde durularak, finansal varlıkların taşıdığı riskine göre nasıl fiyatlanacağı açıklanmaya çalışılmıştır. FVFM; portföy yönetiminde finansal varlık seçimi için ekonomik birimler tarafından kullanılan önemli bir modeldir.

Çalışma yedi ana bölümden oluşmaktadır. Giriş bölümünde, araştırmanın çözümlemeye çalıştığı sorun ortaya konarak, çalışma hakkında genel bilgiler verilmektedir.

Çalışmanın ikinci bölümünde FVFM'nin temel kavramları olan risk ve beklenen getiri oranı üzerinde durulmaktadır; risk ve getirinin tanımı yapılmakta, risk çeşitleri anlatılmakta, risk karşısında yatırımcının tutumlarından bahsedilmekte ve risk ile getiri oranının ölçülmesi konularına değinilmektedir.

Çalışmanın üçüncü bölümünde FVFM'nin temelini oluşturan Harry Markowitz'in Modern Portföy Kuramı'na değinilmektedir; kuramın varsayımları, etkin sınır ve yatırımcının optimal portföyünün belirlenmesi konuları anlatılmaktadır.

Dördüncü bölümde Markowitz'in Modern Portföy Kuramı'nın üzerine kurulan Sermaye Piyasası Kuramı anlatılmaktadır; kuramın varsayımları ve kuramı temsil eden Sermaye Piyasası Doğrusu (SPD) anlatılmakta, kuramın en belirgin özelliği olan risksiz finansal varlık kavramına değinilmektedir. Risksiz finansal varlık ile Markowitz'deki etkinlik setinin dışında yeni bir etkinlik setine ulaşıldığı anlatılmaktadır.

Çalışmanın beşinci bölümünde Markowitz Portföy Teorisi'nin uzantısı şeklinde olan FVFM ayrıntılı bir şekilde incelenmektedir. Modelin varsayımları, FVFM'de çok önemli bir yere sahip olan beta katsayısı anlatılmakta, FVFM'yi temsil eden Menkul Değer Pazar Doğrusu (MDPD) ile Sermaye Piyasası Kuramı'nı temsil eden SPD birbiriyle karşılaştırılmakta, FVFM'nin yaygın olarak kullanılan alternatif formlarına değinilmekte, FVFM'yi test etmek için yapılan çalışmaların önemlileri incelenmekte ve bu çalışmaların sonuçları anlatılmaktadır. Bu bölümde; ayrıca FVFM'nin kullanım alanlarına ve modelin eleştirisine de değinilmektedir.

Çalışmanın altıncı bölümü uygulama bölümü olup; 1995 – 2004 yılları arasında Lintner'in kullandığı iki etaplı regresyon yöntemiyle İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB)'nda işlem gören ve rastgele olarak seçilen 33 tane hisse senedi ile model ülkemizde test edilmeye çalışılmaktadır. Yapılan bu test sonucunda ülkemizde FVFM'nin hisse senedi getirilerini açıklama gücünde ne derece etkin; yani başarılı olduğuna bakılmaktadır.

Çalışmanın yedinci; yani sonuç bölümünde ise konuya ilişkin değerlendirmeler yapılmakta ve ulaşılan sonuçlar yapılan uygulama çerçevesinde belirtilmektedir.

2. TEMEL KAVRAMLAR

Finansal varlıkları fiyatlama modeli sistematik risk ile beklenen getiri arasındaki ilişkiyi rekabetçi bir sermaye piyasasında inceleyen bir denge modelidir. Bu model varlığın riski ile beklenen getirisi arasındaki ilişkiyi ortaya koymaktadır. Modeldeki temel kavramlar ise doğal olarak risk ile getiri ile ilgili kavramlardır.

2.1. Risk

Bir yatırımla ilgili olarak olası getirilerin değişkenliğidir; bir başka deyişle finansal varlıklardaki risk beklenen getiri düzeyinin elde edilmesindeki belirsizlik olarak tanımlanabilir. Risk ve belirsizlik kavramları bazen eş anlamlı olarak kullanılmaktadır; ancak iki kavram arasında fark vardır. Risk kavramı ile nitelenebilecek durumlarda gelecekteki olayların alternatif sonuçlarının ortaya çıkma olasılıkları bilinebildiği halde belirsizlik durumunda, gelecekteki bir olayın ortaya çıkma olasılığının alternatifler arasında dağılımı hakkında bir bilgi yoktur. Risk kavramı olayın sonuçlarının ortaya çıkışına ilişkin “objektif olasılık dağılımını” içerdiği halde, belirsizlik kavramı “sübjektif olasılık dağılımını” içermektedir.¹ Objektif olasılık dağılımı tarihi verilere sahip olunarak yapılırken, sübjektif olasılık dağılımı tarihi verilere sahip olunmadan yapılır. Sistemik ve sistemik olmayan risk olmak üzere iki çeşit risk vardır.

2.1.1. Sistemik Risk

Firmanın denetimi dışında olan güçlerden etkilenen ve karakteri itibarıyla tüm menkul kıymetleri sistemik olarak aynı anda etkileyen bir risk türüdür. Sistemik risk belirli bir hisse senedine özgü olmayıp kaçınılmayan bir risk türüdür. Sistemik riskin diğer bir adı da çeşitlendirilemeyen risktir. Faiz oranı riski, satın alma gücü riski, kur riski ve piyasa riski bu gruba girer. Bu sistemik risk kaynakları aşağıda kısaca açıklanmıştır.

Satınalma gücü riski: Bu risk enflasyon riski olarak da adlandırılmaktadır. Bu risk yatırımcı tarafından arzulanmayan bir reel getiri oranının gerçekleşme

¹ Cevat Sarıkamış, **Sermaye Pazarları**, 4. Basım, İstanbul:Alfa Yayınları, 2000, s.164.

olasılığını ifade eder.² Reel getiri; nominal getirinin enflasyon oranından arındırılmasıyla aşağıdaki şekilde bulunur.

$$\text{Reel Getiri} = (1 + \text{Nominal Getiri} / 1 + \text{Enflasyon Oranı}) - 1$$

Ekonomideki fiyat düzeylerinin değişkenliği işletmeler açısından oldukça önemli bir risk kaynağıdır. Enflasyonist dönemlerde paranın satınalma gücü azalır. Enflasyon işletmeler açısından fiyatlandırma politikalarında, finansman maliyetlerinde, işçilik ve hammadde maliyetlerinde belirsizliğe neden olur. Tüm finansal varlıklar enflasyondan farklı derecede etkilenmektedir. Enflasyon dönemlerinde sabit getiri sağlayan menkul değerlere yatırım yapan yatırımcılar zarar görürler; yatırımlarının reel değerleri enflasyon karşısında düşer.

Faiz oranı riski: Yatırım yapılan menkul kıymetin fiyatının piyasadaki faiz oranlarının değişkenliğinden olumsuz olarak etkilenmesi durumunda oluşan bir risktir. Faiz oranları ile yatırımların değerleri yakından ilişkilidir. Faiz oranı riski, piyasadaki faiz oranındaki değişkenliği ifade eden bir risk çeşididir. Ülkemizde faiz oranı riski önemli bir risk türüdür. Faiz oranı riski piyasada bulunan bütün varlıkları aynı derecede etkilememekle beraber aynı yönde etkilemektedir. Faiz oranları ile tahvil fiyatları arasında ters yönlü bir ilişki vardır. Hisse senetlerinde de olan bu risk, daha çok tahviller için sözkonusudur. Bu risk özellikle değişken faizli tahvillerde önem kazanır.

Kur riski: Yatırım yapan ekonomik birimin farklı bir para birimi üzerinden işlemini gerçekleştirmesi durumunda ortaya çıkan bir risk türüdür. Günümüzde küreselleşmenin etkisiyle son derece hızlı bir şekilde gerçekleşen sermaye giriş-çıkışları nedeniyle kur riskinin önemi daha da artmaktadır. Ülkemizde, 1989 yılındaki sermaye hareketlerindeki serbestleşme kararı sonrasında bu riske oldukça açık bir hale gelmiştir.

² İMKB, Sermaye Piyasası ve Borsa Temel Bilgiler Kılavuzu, 18. Basım, Ağustos 2003, s. 519

Piyasa riski: Yatırımcıların beklentilerindeki farklılaşmalardan dolayı menkul kıymetlerin fiyatlarında değişmelerin meydana gelmesi ile oluşur. Bu risk politik ve ekonomik belirsizlikten ortaya çıkabilir; ayrıca yatırımcı davranışları, savaşlar, hükümet değişiklikleri ve sosyal faktörlerde bu riski oluşturabilir. Bu risk türü hisse senedi fiyatlarını değişik ölçüde etkiler. Zayıf hisse senetleri güçlü hisse senetlerine oranla piyasa riskinden daha çok etkilenir.

2.1.2. Sistemik Olmayan Risk

Belirli bir hisse senedine özgü olup portföy içerisinde çeşitlendirme ile giderilebilen bir risk türüdür. Sistemik olmayan riskin diğer bir adı da çeşitlendirilebilir risktir. Finansal risk, yönetim riski, işletme riski ve endüstri (sektör) riski bu gruba girer. Bu sistemik olmayan risk kaynakları aşağıda kısaca açıklanmıştır.

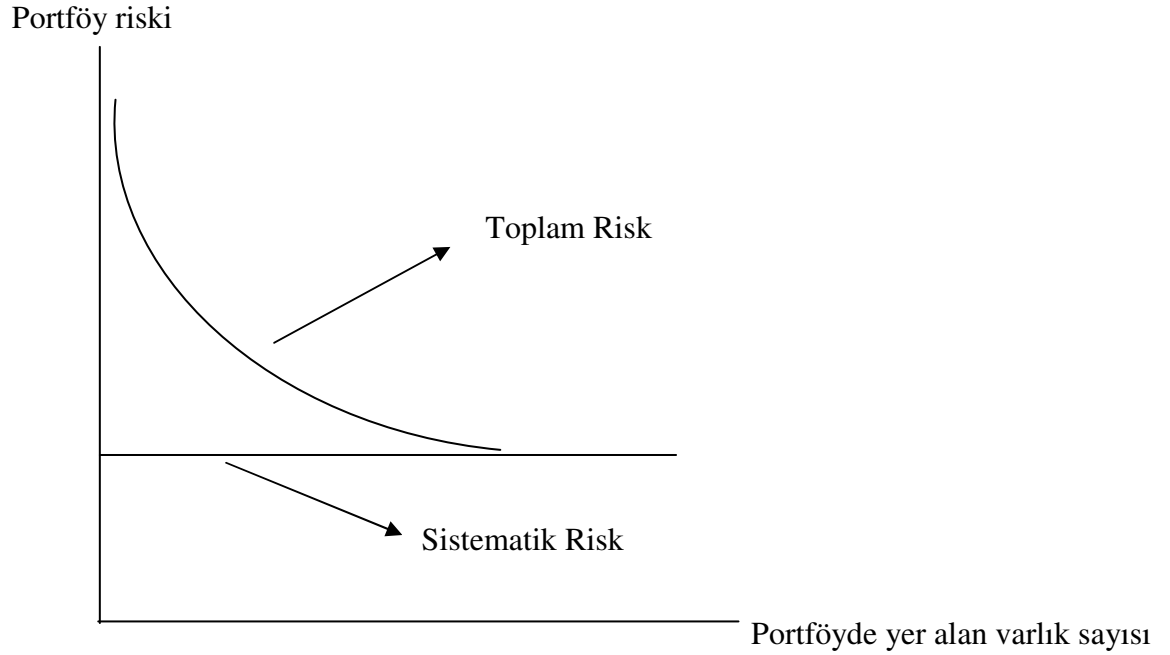
Finansal risk: Yatırım yapılan menkul kıymeti çıkaran şirketin mali yükümlülüklerini yerine getirmemesi sonucunda oluşan risk türüdür. Finansal risk, bir işletmeyi finanse etmek için kullanılan borç ve özsermaye bileşimi ile ilgilidir. Borç arttıkça finansal risk artar. Özkaynağa göre yabancı kaynak kullanımı daha düşük maliyetlidir. Finansal risk hem özel hem de kamu kuruluşlarında vardır; ama devlet güvencesi sebebiyle kamu kuruluşlarında bu riskin daha az olduğu söylenebilir.

Yönetim riski: İşletmeleri başarıya götürebilecek en önemli nokta iyi bir yönetimdir. Sermayesi ne kadar güçlü olursa olsun eğer bir işletme iyi yönetilmiyorsa başarılı olması çok zordur. Yönetim riski şirket karlılığı açısından önemli bir değişken olduğundan yatırımcılar tarafından dikkate alınır.

İşletme riski: Faiz ve vergi öncesi karlardaki (faaliyet karı) dalgalanmalar sebebiyle ortaya çıkar. İşletmenin faaliyetlerinde oluşabilecek olumsuz olaylar nedeniyle karşılaşılabilecek durumları belirten bir risk türüdür. İşletme riski tüketicilerin zevk ve tercihlerindeki değişkenliğe, satış fiyatına, mal üretiminde yaşanabilecek sorunlar gibi etmenlere bağlıdır. İşletme riski gelirin tamamen veya büyük bir bölümünü tek bir mal veya hizmetten sağlayan kuruluşlarda önemlidir.

Yatırımcıların sözkonusu riski azaltmak için faaliyet açısından çeşitli sektörlerde bulunan kuruluşlara yönelmesinde yarar vardır.

Endüstri riski: Herhangi bir sektördeki tüm firmaları olumsuz yönde etkileyen iktisadi, davranışsal ve sosyal değişimler sektör riskini oluşturur. Örneğin; teknoloji yoğun çalışan bir sektörün sektörel riski teknolojik açıdan sıkıntı çeken bir ülkede emek-yoğun sektörün riskinden daha fazladır. Sektör riski, o sektördeki firmalar için sistematik risk oluştururken tüm sektörler gözönüne alındığında sistematik olmayan bir risk türüdür.



Şekil 1 Sistemik ve Sistemik Olmayan Risk

Yukarıdaki şekilde yatay eksene paralel olan doğru sistematik risk düzeyini gösterir, diğer eğri ise sistematik risk ile sistematik olmayan riskin birleşiminden oluşan toplam risk seviyesini temsil etmektedir. Portföydeki varlık sayısı ne kadar çoğaltılırsa çoğaltılsın sistematik riski belli bir seviyenin altına indiremeyiz, yukarıda görüldüğü gibi varlık sayısı artırılarak sistematik olmayan risk azaltılabilir ve tam bir çeşitlendirme ile sistematik olmayan risk tamamen ortadan kaldırılabilir ve sistematik risk toplam riske eşit olur.

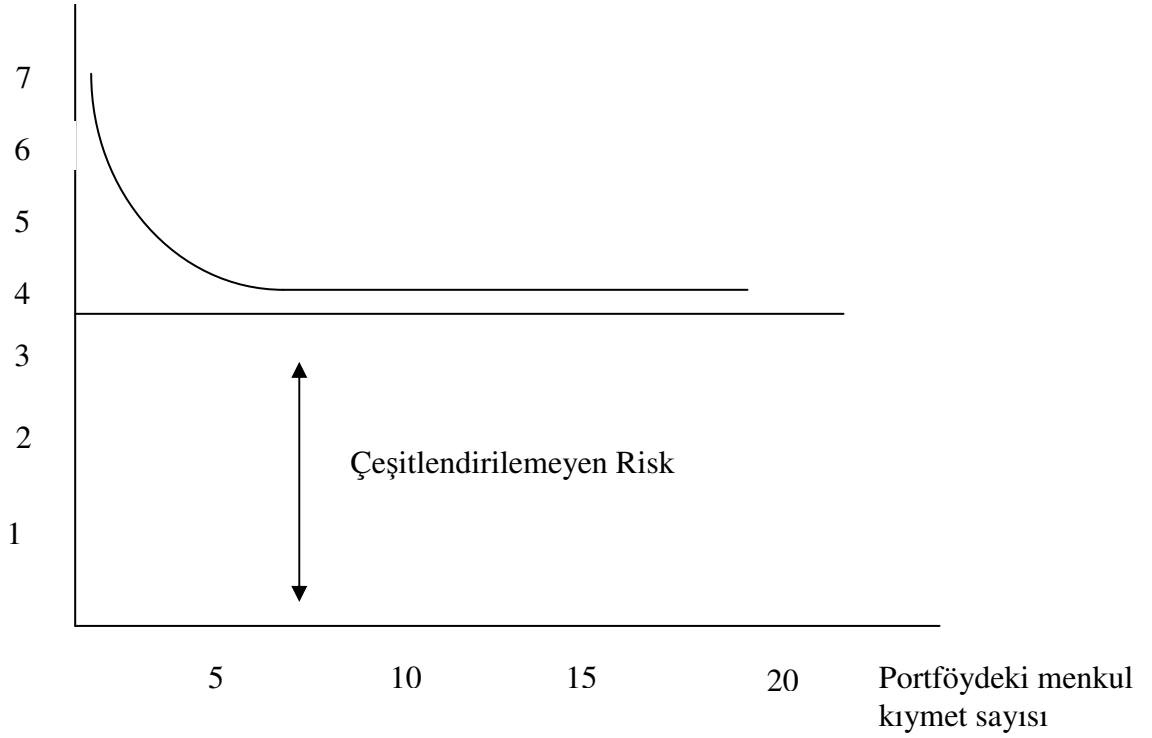
Tablo 1
Çeşitlendirilebilir ve Çeşitlendirilemeyen Risk

Portföydeki menkul kıymet sayısı	Portföy getirilerinin standart sapması	Getirilerin pazar portföyü ile olan korelasyonu
1	7,0	0,54
2	5,0	0,63
3	4,8	0,75
4	4,6	0,77
5	4,6	0,79
10	4,2	0,85
15	4,0	0,88
20	3,9	0,89

Kaynak: David Blake, **Financial Market Analysis**, 2. Baskı, New York: John Wiley & Sons Ltd. , s. 482.

Yukarıdaki tabloda rastgele olarak New York Menkul Kıymetler Borsası'ndan seçilen menkul kıymetler ile çeşitlendirmenin toplam risk üzerindeki etkisi incelenmiştir. Tablodan da görüldüğü üzere portföyün standart sapmasıyla ölçülen toplam portföy riski portföydeki menkul kıymet sayısı arttıkça azalan bir oranda düşmektedir. Portföydeki menkul kıymet sayısı 10 olduktan sonra toplam riskteki meydana gelen azalma düşmeye başlamıştır. Bu da göstermektedir ki portföydeki menkul kıymet sayısı ne kadar çoğaltılırsa çoğaltılsın risk belli bir seviyenin altına inemez. Bu çeşitlendirilemeyen; yani sistematik riski gösterir. Sistematik olmayan risk ise çeşitlendirmeye azaltılabilir.

Toplam Risk (%)



Şekil 2 Toplam Riskin Bileşenleri

Kaynak: Blake, s.483.

William Sharpe tarafından geliştirilen endeks modelinde risk şu şekilde formüle edilmiştir.

Toplam Risk= Sistemik Risk+ Sistemik Olmayan Risk

$$\sigma^2(r_p) = \beta_p^2 \sigma^2(r_m) + \sigma^2(e_p)$$

$$\sigma^2(r_p) = \text{Toplam Risk}$$

$$\beta_p^2 \sigma^2(r_m) = \text{Sistemik Risk} = \text{Piyasa Riski}$$

$$\sigma^2(e_p) = \text{Sistemik Olmayan Risk} = \text{Spesifik Risk}$$

β_p = Beta Katsayısı = Bir hisse senedi getirisinin piyasa portföyünün getirisine duyarlılığı.

2.1.3. Tek Bir Finansal Varlık İle Bir Portföyün Riskinin Ölçülmesi

Tek bir finansal varlığın riski ile bir portföyün riski birbirinden farklı olarak ölçülmektedir; ayrıca risk ölçülürken geçmiş veriler dikkate alınarak veya getirilerin muhtemel olasılıkları dikkate alınarak risk ölçümü yapılır. Risk ölçütleri olarak genellikle varyans, standart sapma ve değişim katsayısı kavramları kullanılmaktadır.

Varyans aritmetik ortalama etrafında dağılımın bir ölçüsüdür. Geçmiş veriler dikkate alındığında finansal varlığın getirisinin varyansı aşağıdaki şekilde hesaplanır.

$$\sigma^2 = \frac{\sum (R_i - \bar{R}_i)^2}{N - 1}$$

Seri değerlerinin aritmetik ortalamadan farklarının kareli ortalamasına standart sapma denir. Standart sapma varyansın kareköküne eşittir ve σ ile gösterilir.

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum (R_i - \bar{R}_i)^2}{N - 1}}$$

N=Dönem Sayısı

Olasılık dağılımının bilindiği durumda tek bir finansal varlık için risk; yani standart sapma şu şekilde hesaplanır.

$$\sigma_i = \sqrt{\sum_{k=1}^n P_k [R_{ik} - E(R_i)]^2}$$

σ_i = i varlığının standart sapması

P_k = k durumunun gerçekleşme olasılığı

$E(R_i)$ = i varlığının beklenen getiri oranı

R_{ik} = k durumunun gerçekleşmesi halinde i varlığının getiri oranı

Standart sapma mutlak bir risk ölçüsüdür ve finansal varlıklar arasında risk karşılaştırılmasında kullanılırsa yanıltıcı sonuçlar verebilir. Değişik risk ve beklenen getirileri olan menkul değerleri karşılaştırmak için genellikle değişim katsayısı denilen bir ölçüt kullanılır. Değişim katsayısı, menkul değer in standart sapmasının beklenen getiriye bölünmesiyle elde edilir. Diğer bir deyişle değişim katsayısı, bir birimlik getiri için alınan riskin ölçüsüdür.

$$\text{Değişim Katsayısı} = \frac{\sigma}{E(R_i)}$$

Değişim katsayısı ne denli yüksekse, hisse senedinin riski de o denli yüksektir.

Portföy riskinin ölçülmesi tek bir menkul değer in riskinin ölçülmesinden oldukça farklıdır. Portföy riski portföyün standart sapması ile ölçülür. Portföy riski portföyü oluşturan finansal varlıkların standart sapmalarının ağırlıklı ortalamasına eşit değildir. Markowitz tarafından formüle edilen portföy riskinin ölçülmesinde aşağıda görülebileceği gibi portföyü oluşturan menkul değerler arasındaki ilişkinin yönünü gösteren istatistiksel bir kavram olan kovaryans önem kazanmaktadır.

$$\sigma^2_p = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \sigma_{ij} X_i X_j$$

$$\sigma^2_p = \text{Portföyün varyansı}$$

X_i = i varlığının portföy içindeki ağırlığı

X_j = j varlığının portföy içindeki ağırlığı

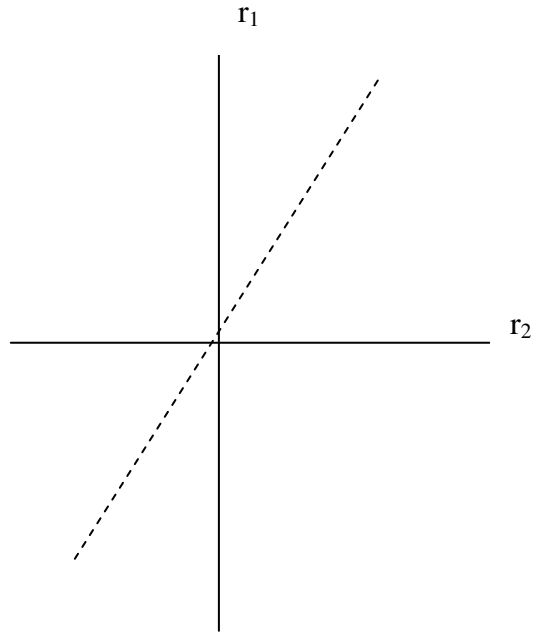
σ_{ij} = i ve j finansal varlıklarının getiri oranları arasındaki kovaryans

Kovaryans, iki tesadüfi değişken için hesaplanan varyansa benzeyen bir kavramdır. Varyans bir serinin aritmetik ortalama etrafındaki dağılımının ölçüsüyken, kovaryans iki serinin karşılıklı ortalamaları etrafında dağılımlarının ölçüsüdür. Kovaryans da varyans gibi tek başına bir anlam ifade etmez; yalnız kovaryans varyanstan farklı olarak pozitif veya negatif işaretli olabilir ve kovaryansın işareti

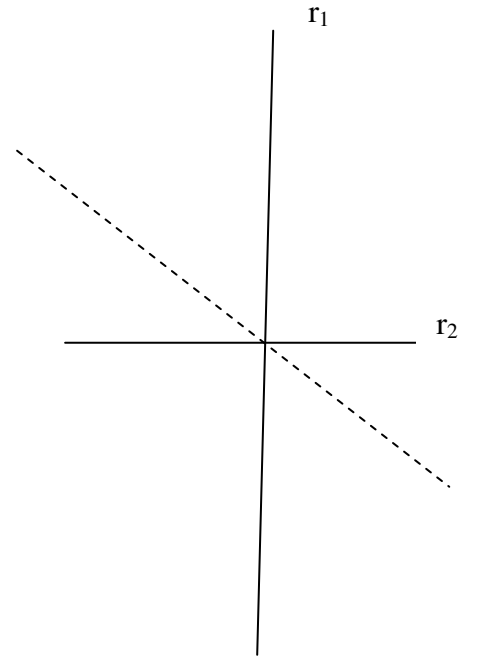
regresyon modelinin bağımsız değişkeninin katsayısının işareti gibi değişkenler arasındaki ilişkinin yönünü gösterir.

Kovaryansın standart ölçü şekline getirilmesi ile elde edilen katsayıya ise korelasyon katsayısı denir. Korelasyon katsayısı, iki değişken arasındaki kovaryansın, herbir değişkenin standart sapmalarının çarpımına bölümü ile elde edilen bir katsayıdır. Korelasyon katsayısı standart bir ölçü olduğu için değişkenler arasındaki ilişkinin yönünü belirttiği gibi aynı zamanda ilişkinin derecesini de belirtmektedir. Korelasyon katsayısının değeri -1 ile +1 arasında değişmektedir, kovaryans katsayısı ise her değeri alabilir. Korelasyon katsayısının sıfır olması değişkenler arasında doğrusal ilişkinin olmamasını ifade ederken , katsayının sıfırdan küçük olması değişkenler arasında ters yönlü ilişkiyi ve son olarak da katsayının sıfırdan büyük olması doğru yönlü ilişkiyi gösterir. Değişkenler arasında tam ilişki olduğunda korelasyon katsayısı 1'e eşit olur; ayrıca bir değişkenin kendisi ile olan korelasyon katsayısı da 1'e eşittir. Bu durum karşısında da kendisi ile olan kovaryansı da, kovaryans formülüne bağlı olarak $(\sigma_{ij} = p_{ij} \cdot \sigma_i \cdot \sigma_j)$ standart sapmanın karesine; yani varyansa eşit olur.

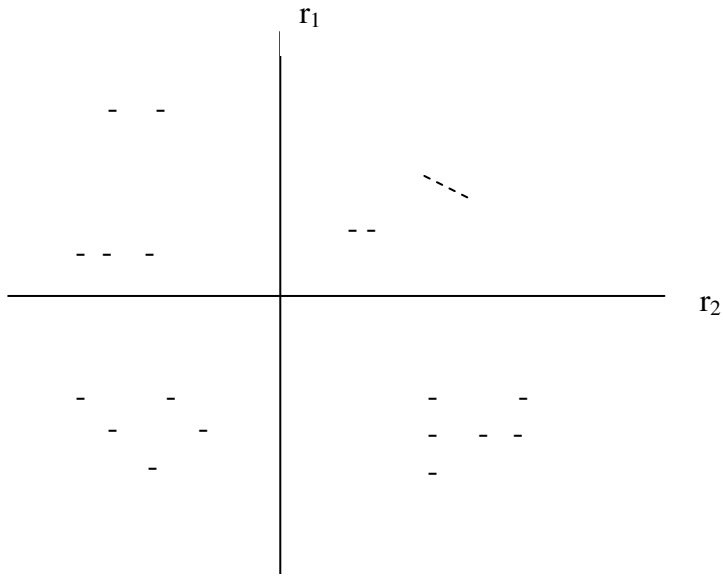
Menkul kıymetlerin getirileri arasındaki ilişkilerin nasıl olduğu diğer sayfadaki grafikler yardımıyla anlaşılabilir.



(a)



(b)



(c)

Şekil 3Hisse Senedi Getirileri Arasındaki İlişki Durumu : (a) Tam pozitif; (b) Tam negatif; (c) İlişki yok

Kaynak: Blake, s. 469.

Daha önce belirtildiği gibi değişkenler arasındaki ilişkinin yönünü gösteren kovaryans geçmiş veriler dikkate alınarak portföye dahil edilen finansal varlıkların getirileri arasındaki ilişkiyi göstermek için aşağıdaki şekilde hesaplanır.

$$\sigma_{ij} = \text{Cov}(i,j) = \frac{\sum_{j=1}^N (R_i - E(R_i)) \cdot (R_j - E(R_j))}{N - 1}$$

Beklenen getirilerin gerçekleşme olasılıkları dikkate alındığında ise kovaryans şu şekilde hesaplanmaktadır.

$$\text{Cov}(R_i, R_j) = \sum_{k=1}^N P_k [(R_i - E(R_i)) \cdot (R_j - E(R_j))]$$

$\text{Cov}(R_i, R_j)$ = i ve j varlıkları arasındaki kovaryans

R_i = i menkul değer potansiyel getiri oranı

$E(R_i)$ = i menkul değer beklenen getiri oranı

R_j = j menkul değer potansiyel getiri oranı

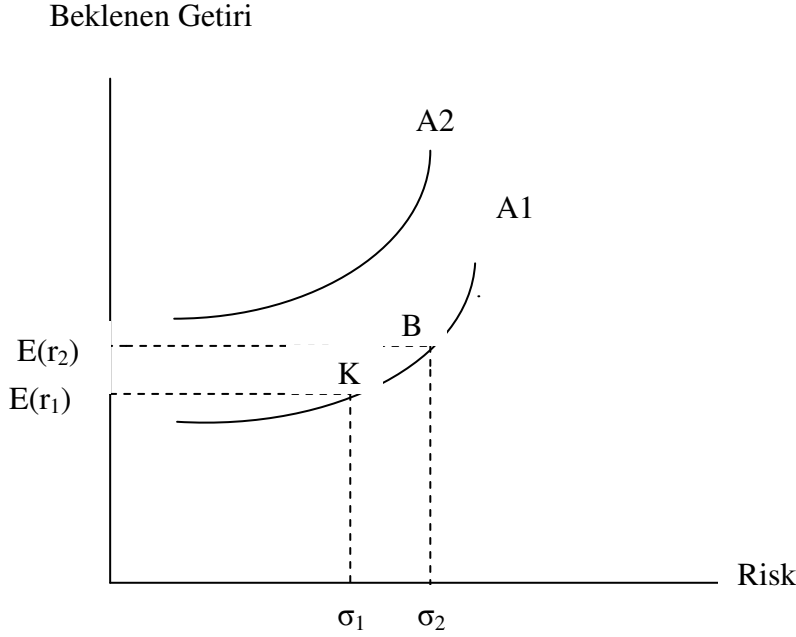
$E(R_j)$ = j menkul değer beklenen getiri oranı

P_k = k durumunun gerçekleşme olasılığı

2.1.4. Risk Karşısında Yatırımcı Tipleri

Riske tamamen duyarlı, riske tamamen duyarsız, riskten sakınan ve riski seven olmak üzere 4 tane yatırımcı tipi mevcuttur. Risk karşısında ekonomik birimlerin tutumlarını belirlemek için finans teorisinde kayıtsızlık eğrilerinden yararlanılır. Kayıtsızlık eğrileri yatırımcıların beklenen getiri ve risk tercihlerini gösterir. Kayıtsızlık eğrileri fayda fonksiyonundan türetilmiştir. Kayıtsızlık eğrileri sol aşağıdan sağ yukarıya doğru çıkan pozitif eğimli bir eğridir. Kayıtsızlık eğrilerinin eğimi riskteki bir birimlik artış karşısında getiri oranındaki değişimi verir. Kayıtsızlık eğrileri birbirlerini kesmezler. Kayıtsızlık eğrileri beklenen getiri eksenine doğru içbükeydirler. Risk arttıkça kayıtsızlık eğrilerinin eğimi artmaktadır. Daha fazla risk aldıkça beklenen

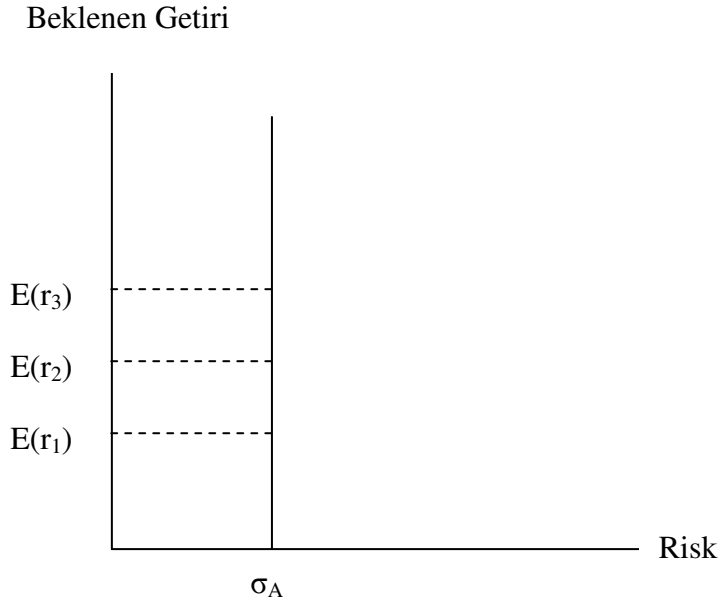
getiri oranındaki marjinal artış artmakta, yatırımcılar daha çok getiri talep etmektedirler.



Şekil 4 Kayıtsızlık Eğrileri

Yukarıdaki şekilde A1 kayıtsızlık eğrisindeki farklı noktalar için yatırımcılar aynı tatmin düzeyini sağlarlar. A1 eğrisinin solundaki A2 eğrisinde ise fayda değeri daha yüksek olur.

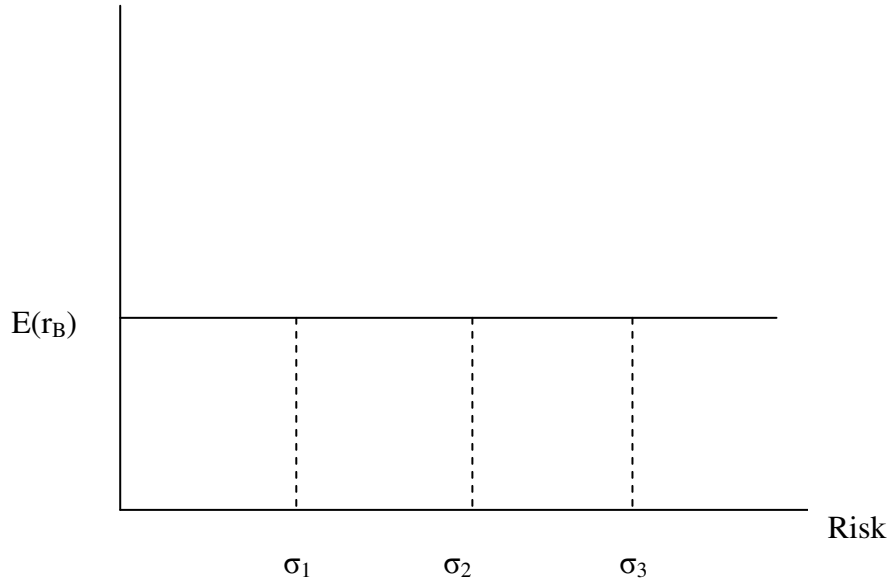
Örneğin A1 kayıtsızlık eğrisinin üzerinde bulunan K noktasında yatırımcı σ_1 risk düzeyini $E(r_1)$ beklenen getiri oranı seviyesinde kabullenmektedir. A1 kayıtsızlık eğrisinin üzerinde bulunan diğer bir B noktasında ise şekilden de görüldüğü gibi σ_2 risk seviyesi $E(r_2)$ beklenen getiri oranı seviyesinde kabullenilmektedir. İşte bu farklı risk ve beklenen getiri bileşimlerini veren A1 kayıtsızlık eğrisinin üzerinde bulunan K ve B noktalarında yatırımcılar aynı tatmin düzeyini elde ederler.



Şekil 5 Riske Tamamen Duyarlı Olan Bir Yatırımcının Kayıtsızlık Eğrisi

Riske tamamen duyarlı olan yatırımcının kayıtsızlık eğrisi dikey eksene paralel olur. Bu tip yatırımcılar için getiri seviyesi ne olursa olsun risk düzeyi belli bir noktada sabit olmalıdır. Bu kişiler risk almaktan hiçbir şekilde hoşlanmazlar ve güvenceli olarak hareket etmek isterler. Riske tamamen duyarlı olan bir yatırımcının kayıtsızlık eğrisini gösteren yukarıdaki şekilde görüldüğü gibi beklenen getiri seviyesi ne olursa olsun yatırımcının kabullenebileceği risk seviyesi σ_A 'dır.

Beklenen Getiri



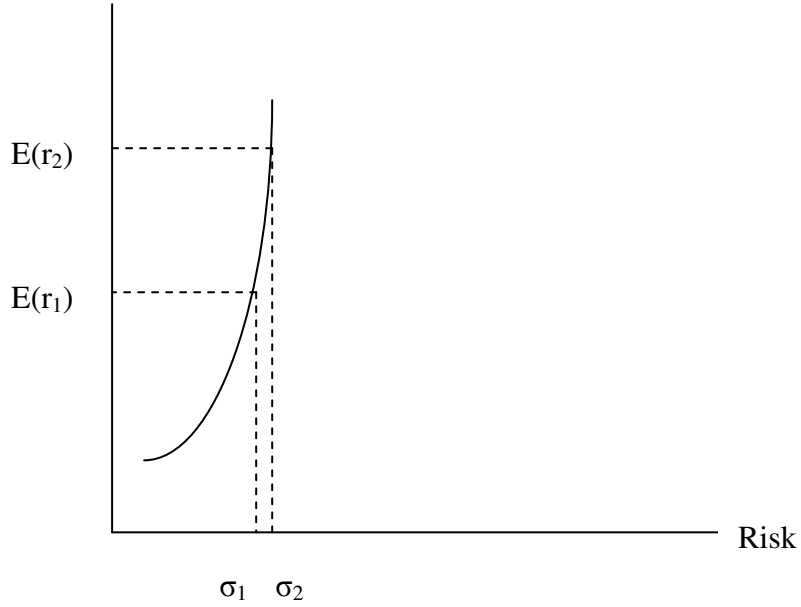
Şekil 6 Riske Tamamen Duyarsız Olan Bir Yatırımcının Kayıtsızlık Eğrisi

Riske tamamen duyarsız olan yatırımcıların kayıtsızlık eğrileri yatay eksene paralel bir doğru şeklinde olur ve doğrunu eğimi sifıra eşittir. Bu tip yatırımcılarda risk düzeyi ne olursa olsun getiri düzeyi belli bir noktada sabit olmalıdır.

Riske karşı tamamen duyarsız olan bir yatırımcının kayıtsızlık eğrisi gösteren yukarıdaki şekilden görüldüğü üzere risk seviyesi (düzeyi) ne olursa olsun beklenen getiri oranı $E(r_B)$ noktasında sabittir.

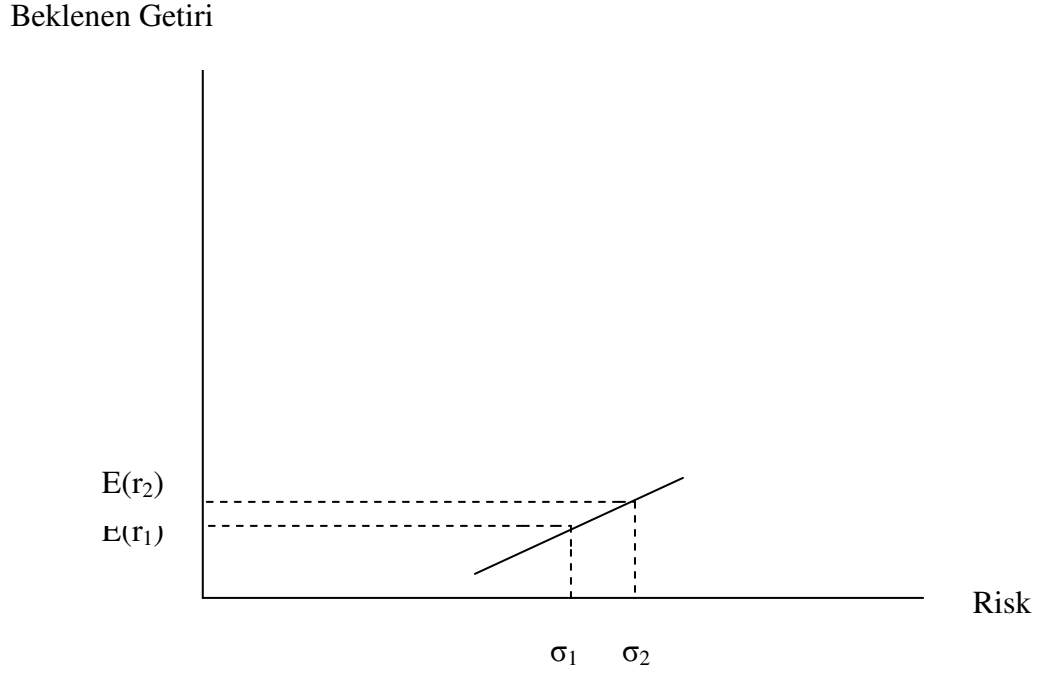
Gerçek hayatta riske tamamen duyarlı veya duyarsız olan yatırımcı tipine rastlamak pek mümkün değildir. Gerçek hayatta riske getiriye göre biraz daha fazla önem veren veya getiriye göre biraz daha önemli sayan yatırımcı tipi mevcuttur.

Beklenen Getiri



Şekil 7 Risk Almayı Sevmeyen Bir Yatırımcının Kayıtsızlık Eğrisi

Yukarıdaki kayıtsızlık eğrisi riskten hoşlanmayan yatırımcı tipini belirten bir eğridir. Bu eğrinin eğimi yüksektir. Şekilde görüldüğü gibi getiri oranındaki büyük bir artışı ancak az bir risk artışıyla kabullenilmektedir. Bu tip yatırımcılar cesur hareket etmezler ve riskten kaçarlar. Bu tip kişiler getirisi istikrarlı olan ve fazla risk taşımayan menkul kıymetlere yatırımlarını yaparlar.



Şekil 8 Risk Almayı Seven Bir Yatırımcının Kayıtsızlık Eğrisi

Bu şekil risk almayı seven yatırımcı tipini göstermektedir. Bu tip yatırımcılar için getiri riskten daha önemlidir; yani riskteki artış karşısında getiride meydana gelebilecek çok ufak bir artışa razıdırlar. Bu tip yatırımcılar riski yüksek olan menkul kıymetlere yatırım yapmaktan sakınmazlar.

Şekilde de görüldüğü gibi $E(r_1)$ getiri düzeyinden çok az fazla olan $E(r_2)$ getiri seviyesini elde edebilmek için risk almayı seven bir yatırımcı σ_1 risk seviyesinden daha fazla olan σ_2 risk seviyesini kabullenmektedir.

Getiri ve risk durumlarına göre hangi menkul kıymetlere yatırım yapılacağı sermaye sahiplerinin tutum ve tercihlerine bağlıdır.

Ülkemizde sermaye piyasasında yatırımda bulunacak kişilerin yatırım yaparken oldukça dikkatli olmaları; sermaye piyasası hakkında yeterli bilgi sahibi olmayan kişilerin bilinçsizce yatırım yapmayıp bu konu hakkında uzman kişilere başvurmaları sermaye sahipleri açısından yararlıdır.

2.2. Getiri

Getiri yatırımdan elde edilen kazançtır. Yatırımlar için hesaplanacak getiri tek dönemlik ya da çok dönemlik olmak üzere iki kısma ayrılabilir. Tek dönemlik getiri oranı şu şekilde bulunabilir.

$$\text{Getiri Oranı} = \frac{\text{Dönem Sonu Değer} - \text{Dönem Başı Değer}}{\text{Dönem Başı Değer}}$$

Hisse senedi ve tahvil gibi menkul kıymetlere yatırım yapanlar sermaye kazancı ve hisse senetleri için temettü, tahviller için faiz ödemeleri olmak üzere iki türlü getiri elde ederler; yani hisse senetlerine yatırım yapanlar için toplam getiri temettü ile sermaye kazancının toplamına eşittir. Aynı şekilde tahvillere yatırım yapanlar için toplam getiri faiz ödemeleri ile sermaye kazancının toplamına eşittir.

Sermaye kazancı alım ve satım fiyatı arasındaki farktan oluşur.

Getiri oranını yeniden formüle edecek olursak herhangi bir hisse senedi için beklenen getiri oranı aşağıdaki eşitlik ile bulunabilir.

$$\text{Hisse senedi için beklenen getiri oranı} = \frac{\text{Sermaye kazancı} + \text{Temettü}}{\text{Başlangıçtaki hisse senedi değeri}}$$

Getiri oranı tek bir elde tutma dönemi için ölçülebileceği gibi birden çok dönem içinde ölçülebilir. Bir yatırım birden fazla dönem için elde tutulursa birbirini izleyen getiri oranlarının nasıl hesaplandığını bilmek gerekir. Bu konuda aritmetik ve geometrik ortalama olmak üzere iki türlü ortalama kullanılır. Aritmetik ve geometrik ortalama aşağıdaki şekilde hesaplanır.

$$\text{Aritmetik ortalama} = \frac{\sum_{i=1}^n R_i}{n} = \frac{r_1 + r_2 + r_3 + \dots + r_n}{n}$$

$$R_i = \text{Getiri oranı}$$

$$n = \text{Dönem sayısı}$$

$$\text{Geometrik Ortalama} = \sqrt[n]{(1 + R_1)(1 + R_2) \dots (1 + R_n)} - 1$$

Görelî deęişimin incelendięi her durumda geometrik ortalamayı kullanmak uygundur; ayrıca geometrik ortalama serideki aşırı büyük ve küçük deęerlerden aritmetik ortalamaya göre daha az etkilenir. Çok dönemli getirilerin ortalamasını hesaplama da geometrik ortalama daha doğru bir ölçüdür. Aritmetik ortalama çok dönemli getiri hesaplamalarında yanıltıcı olabilir.

Örneęin dönem başında satın alınan herhangi bir X hisse senedinin fiyatı 5 Yeni Türk Lirası (YTL) olsun. Dönem sonunda bu hisse senedi yükselip 10 YTL'ye çıksın. İkinci dönemde ise tekrar 5 YTL'ye düştüğünü kabul edelim. Bu durum karşısında getiri oranlarını hesaplayalım.

1. Dönem sonu getiri = $10 - 5 / 5 = \% 100 = 1$
2. Dönem sonu getiri = $5 - 10 / 10 = - \% 50 = -0,50$ olur.

$$\text{Aritmetik ortalama} = 1 - 0,5 / 2 = 0,25$$

$$\text{Geometrik ortalama} = \sqrt[2]{(1 + 1)(1 - 0,50)} - 1 = 0$$

Bu iki dönemlik örnekte görüldüğü gibi geometrik ortalama doğru sonuç göstermiştir.

2.2.1. Getirinin Ölçülmesi

Geçmiş veriler dikkate alındığında tek bir finansal varlığın beklenen getirisi geçmiş dönemlerdeki getirilerin aritmetik ortalamasına eşittir. Uygulamada finansal varlıkların beklenen getiri oranlarının hesaplanmasında gelecekteki gerçekleşecek getiri oranının bilinemeyeceğinden ötürü genellikle geçmiş getiri oranları kullanılmaktadır. Burada geçmişin geleceğin tahmininde iyi bir gösterge olabileceği varsayımı yapılmaktadır.

Olasılık dağılımının bilindiği durumda tek bir finansal varlığın beklenen getiri oranı şu eşitlik ile bulunabilir.

$$E(R_i) = \sum_{k=1}^n P_k \cdot R_{ik}$$

$E(R_i)$ = i varlığının beklenen getiri oranı

P_k = k durumunun gerçekleşme olasılığı

R_{ik} = k durumunun gerçekleşmesi halinde i varlığının getiri oranı

Portföyün beklenen getiri oranı portföyü meydana getiren her bir finansal varlığın beklenen getiri oranlarının ağırlıklı ortalamasına eşittir ve aşağıdaki formül yardımıyla bulunur.

$$E(R_p) = \sum_{i=1}^n X_i \cdot E(R_i)$$

$E(R_p)$ = Portföyün beklenen getiri oranı

$E(R_i)$ = i varlığının beklenen getiri oranı

X_i = i varlığının portföy içindeki ağırlığı

2.3. Geleneksel Portföy Kuramı

Portföy kuramlarının esas hedefi riski en az seviyede tutup getiriyi en çok yapacak şekilde çeşitli menkul kıymetlerden portföy oluşturmaktır. Geleneksel portföy kuramında birden fazla menkul kıymete yatırım yapılarak riskin azaltılması temel hedeftir ve bu kuramı “yumurtaları aynı sepete koymama” kuralı iyi bir şekilde ifade eder. Bu kuramda yatırımcılar tahvil, hisse senedi, hazine bonosu gibi çeşitli menkul kıymetlere yatırım yaparak portföylerinde çeşitlendirmeye gitmektedirler. Çeşitlendirme farklı sektördeki şirketlerin hisse senetlerinin alınması, farklı özelliğe sahip yatırım araçlarının alınması, çeşitli mal ve hizmet üreten şirketlerin hisse senetlerinin alınması ile gerçekleştirilebilir. Geleneksel Portföy Kuramı matematiksel

ve istatistiksel yöntemlere dayanmaz ve bu kuramda menkul kıymetlerin getirileri arasındaki ilişkiler dikkate alınmaz. Aşırı çeşitlendirme yapılması durumunda bazı sakıncalar da ortaya çıkabilir. Çeşitlendirmenin dezavantajları olarak alım-satım sırasında meydana gelen işlem maliyetlerini ve her yatırım yapılacak yatırım aracı için yapılması gereken analizleri sayabiliriz.

3. MODERN PORTFÖY KURAMI

Modern Portföy Kuramı'nın kurucusu Harry Markowitz'dir. Bu teori Markowitz'in 1952'de yazdığı makaleye dayanmaktadır.³ Modern Portföy Kuramı'na göre yatırımcının beklediği getiri ve risk değerleri portföy seçimini belirleyen iki temel değişkendir. Markowitz'e göre portföy oluşturmadaki temel amaç getiriyi maksimize ederken riski minimum kılmaktır.⁴ Modern Portföy Kuramı; Geleneksel Portföy Kuramı'nın aksine menkul kıymetlerin getirileri arasındaki ilişkileri önemseyen, matematiksel ve istatistiksel yöntemlere dayanan bir kuramdır. Bu kuramda portföye dahil edilen menkul kıymet sayısı kadar, bu menkul kıymetlerin getirilerinin birbiriyle olan ilişkileri oldukça büyük önem taşımaktadır. Getirileri aynı yönde hareket eden iki finansal varlığın aynı zamanda portföye koymanın marjinal faydası yüksek değildir. Modern portföy kuramında herhangi bir portföy için beklenen getiri ve risk aşağıdaki şekilde formüle edilmiştir.

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

$$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n Cov_{ij} \cdot w_i \cdot w_j$$

İki menkul kıymetin oluşturduğu bir portföyün riski aşağıdaki şekilde hesaplanır.

$$\sigma_p^2 = w_i^2 \cdot \sigma_i^2 + w_j^2 \cdot \sigma_j^2 + 2 w_i w_j \sigma_i \cdot \sigma_j \cdot p_{ij}$$

p_{ij} = i ve j menkul kıymetlerinin beklenen getirileri arasındaki korelasyon katsayısı

Portföydeki menkul kıymetlerin getirileri arasındaki korelasyon katsayısı pozitif olarak arttıkça portföyün riskinde artış olur ve çeşitlemenin etkisi de kaybolur.

³ Harry Markowitz, "Portfolio Selection", **The Journal of Finance**, Vol.7, Issue 1 (March 1952), s.77-91.

⁴ Markowitz , s.77.

Korelasyon katsayısı -1'e doğru yaklaştıkça, portföyün beklenen getirisinde bir azalma olmadan portföyün riskinde düşüş meydana gelmektedir.

3.1. Modern Portföy Teorisi'nin Varsayımları

1- Yatırımcılar riskten kaçınırlar. Yatırımcılar aynı risk düzeyindeki yatırım alternatifinden beklenen getirisi yüksek olanını tercih ederler ya da beklenen getirisi aynı düzeyde olan iki yatırımdan riski daha düşük olanını tercih ederler.

2 - Yatırımcıların temel amacı her dönemde beklenen faydalarını maksimize etmektir.

3- Yatırımcılar yatırım kararlarını verirken sadece yatırımın beklenen getirisi ve riskini gözönüne alırlar.

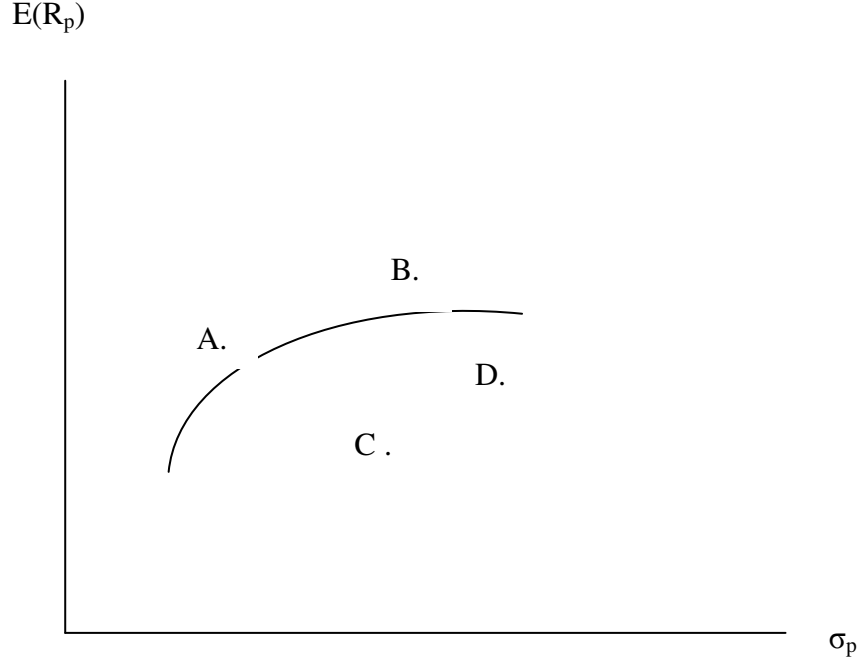
4- Sermaye piyasaları etkindir. Piyasa etkinliği fiyatları etkileyen tüm bilgi ve haberlerin anında ve doğru olarak piyasaya yansımısını belirtir. Etkin piyasada geçmiş verilere bakılarak geleceğe yönelik tahmin yapmak; yani teknik analiz mümkün olamaz.

5- İşlet maliyetleri yoktur.

6- Yatırımcıların beklentileri homojendir.

3.2. Etkin Sınır

Markowitz; portföy teorisine etkin sınır kavramını getirmiştir. Yatırımcılar herhangi bir getiri oranı düzeyinde riski düşük olan portföyleri veya belirli bir risk seviyesinde getiri oranı yüksek olan portföyleri seçmektedirler. Bu şekilde seçilen portföylere “etkin portföyler” denir.



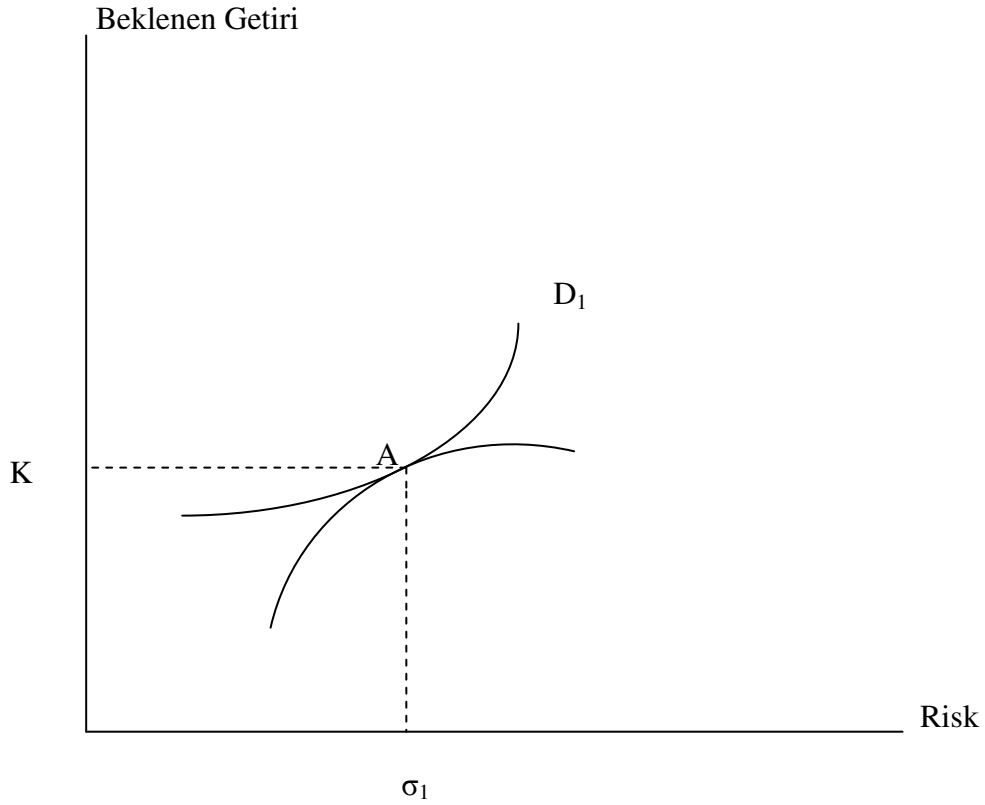
Şekil 9 Etkin Sınır

Her risk ve beklenen getiri düzeyi için etkin portföylerin birleştirilmesiyle oluşan eğriye etkin sınır denir. Etkin sınır üzerinde bulunan portföylerin hepsi optimumdur. Markowitz'e göre yatırımcılar portföylerini etkin sınır üzerindeki noktaların birinde oluşturmalıdır. Etkin sınır portföyün beklenen getirisini gösteren y-eksenine dış bükey olan pozitif eğimli bir eğridir. Eğrinin eğimi standart sapma arttıkça azalmaktadır.

Etkin sınırın elde edilmesi için sonsuz sayıda portföyün beklenen getiri-standart sapma grafiğine yerleştirilerek, her bir standart sapma değeri için en yüksek beklenen getiriyi ya da her bir beklenen getiri değeri için en düşük standart sapmayı veren portföyün seçilmesi gerekmektedir. Etkin sınırın elde edilmesi için doğrusal olmayan yöneylem araştırma tekniği olan karesel programlama kullanılır. Etkin sınırın elde edilmesinde kullanılan karesel programlama tekniğinin dezavantajı vardır. Bu durum menkul kıymet sayısı arttığı zaman ortaya çıkmaktadır. Markowitz modeli için yatırımcılar n adet beklenen getiri, n adet standart sapma ve $n(n-1)/2$ kovaryans olmak üzere toplam olarak $n(n+3)/2$ tane veri tahmini yapmak zorundadırlar. Bu durumda pratikte zor bir olaydır. Örneğin; hisse senedi sayısının 350 olduğu bir piyasada Markowitz modeli için 61775 tane veri tahmini yapılması zorunludur.

3.3. Etkin Sınır ve Kayıtsızlık Eğrileri Yardımıyla Optimal Portföyün Belirlenmesi

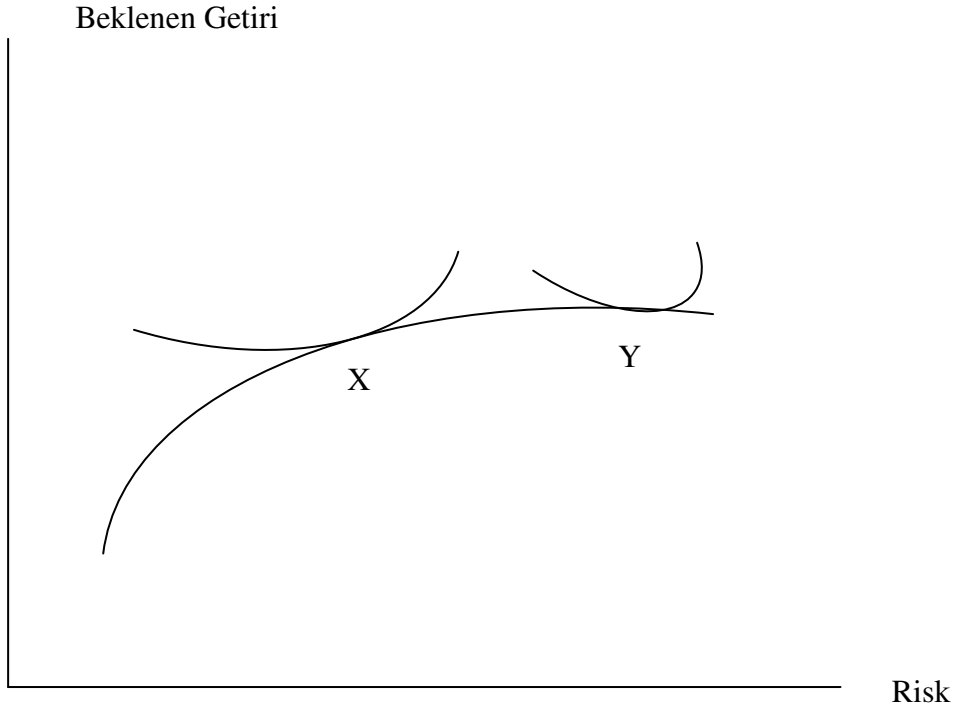
Her risk ve beklenen getiri düzeyi için etkin portföylerin birleştirilmesiyle oluşan eğriye etkin sınır; yatırımcıların beklenen getiri ve risk tercihlerini gösteren eğriye de kayıtsızlık eğrisi denir. Bu iki eğri yardımıyla optimal portföyler belirlenir. Bilindiği gibi etkin sınır üzerinde bulunan portföylerin hepsi optimumdur. Yatırımcıların etkin sınır üzerinde bulunan portföylerden hangisini seçeceği risk alma karşısındaki tutum ve tercihlerine bağlıdır. Bir yatırımcı için optimal; yani en uygun olan portföy, etkin sınır üzerinde en yüksek tatmini sağlayan portföydür. Yatırımcı için en uygun portföy farkızsızlık (kayıtsızlık) eğrisinin etkin sınıra teğet olduğu noktada gerçekleşir.



Şekil 10 Optimal Portföyün Belirlenmesi

Yukarıdaki şekilde görüldüğü gibi herhangi bir yatırımcı için en uygun portföy D_1 kayıtsızlık eğrisinin etkin sınıra teğet olduğu noktada gerçekleşir. Örneğin; A

noktasındaki risk düzeyini σ_1 ve beklenen getiri oranını K olarak ifade edersek bu beklenen getiri ve risk düzeylerine sahip olan A portföyü yatırımcı için optimal portföydür.



Şekil 11 Yatırımcıların Risk Karşısındaki Tutumlarına Göre Optimal Portföyün Belirlenmesi

Yatırımcılar risk alma derecelerine bağlı olarak Markowitz'in etkin sınırı üzerinde herhangi bir noktada kendileri için en uygun portföyü seçerler. Örneğin herhangi bir A ve B yatırımcısını ele alalım. A yatırımcısı B yatırımcısına göre riskten hoşlanmayan bir yatırımcı olarak kabul edecek olursak; A yatırımcısı için X noktası; B yatırımcısı için ise Y noktası en uygun portföydür. B yatırımcısı riski almayı seven bir yatırımcı tipi olduğundan doğal olarak bu yatırımcının optimal portföyü olan Y portföyünün riski ve beklenen getirisi A yatırımcısının optimal portföyü olan X portföyünün risk ve beklenen getirisinden daha fazladır.

4. SERMAYE PİYASASI KURAMI

Markowitz'in modern portföy kuramı üzerine kurulan bir kuramdır. Harry Markowitz'in kuramında sadece riskli varlıklar analiz kapsamına alınıp etkin sınır elde edilirken, sermaye piyasası kuramında risksiz finansal varlıklarda modele dahil edilerek yeni bir etkinlik setine ulaşılmıştır. Sermaye piyasası teorisinin en belirgin özelliği risksiz finansal varlık kavramıdır.

4.1. Sermaye Piyasası Kuramı'nın Varsayımları

1-Tüm yatırımcılar etkinlik sınırı üzerinde yer almaya çalışan etkin yatırımcılardır.

2-Yatırımcılar risksiz faiz oranı üzerinden her miktarda borç alma ve borç verme olanağına sahiptirler.

3-Tüm yatırımcılar homojen beklentilere sahiptir; yani gelecekteki getiri oranlarının olasılık dağılımı hakkında eşit bilgiye sahiptirler.

4-Tüm yatırımcılar analizlerini tek dönemlik yapar.

5-Tüm yatırım alternatifleri en küçük birime kadar bölünebilme özelliğine sahiptir.

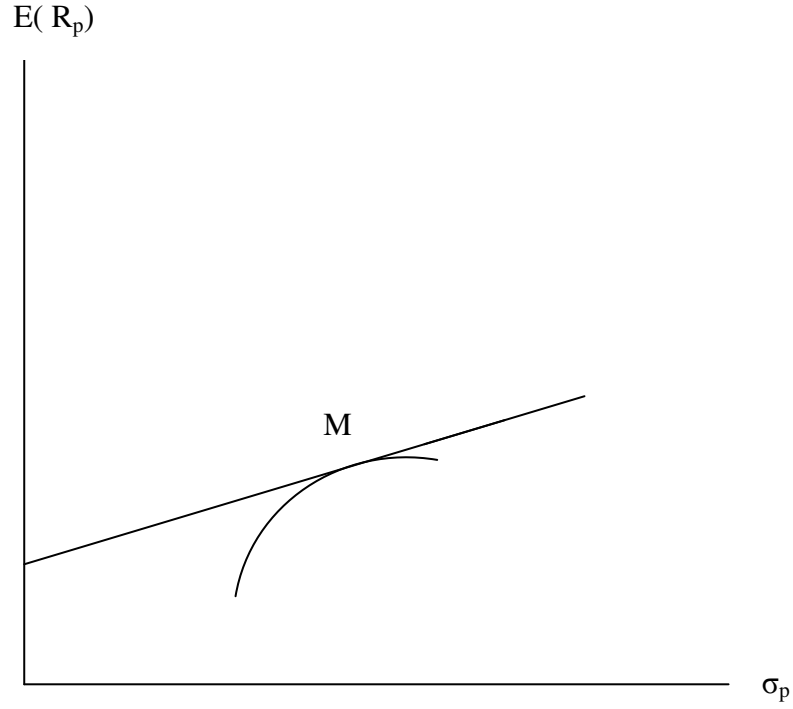
6-Yatırım alternatiflerinin alınıp satılmasında vergi ve işlem maliyeti yoktur.

7-Enflasyon ve faiz oranlarında değişiklik yoktur ya da tüm değişiklikler tamamen öngörülebilir.

8-Sermaye piyasaları dengededir.

4.2. Sermaye Piyasası Doğrusu

Bu varsayımlardan hareketle sermaye pazarı teorisine göre rasyonel yatırımcılar SPD üzerinde yer almaya çalışırlar. Sermaye pazarı teorisinde etkin portföyler için beklenen getiri ile risk arasındaki ilişki SPD ile gösterilir. Bu doğru ve denklemi diğer sayfada gösterilmiştir.



Şekil 12 Sermaye Piyasası Doğrusu

$$E(r_p) = R_f + \frac{E(r_m) - r_f}{\sigma_m} \cdot \sigma_p$$

$E(r_p)$ = Portföyün beklenen getiri oranı

R_f = Risksiz varlığın getirisi

$E(r_m)$ = Pazar portföyünün beklenen getiri oranı

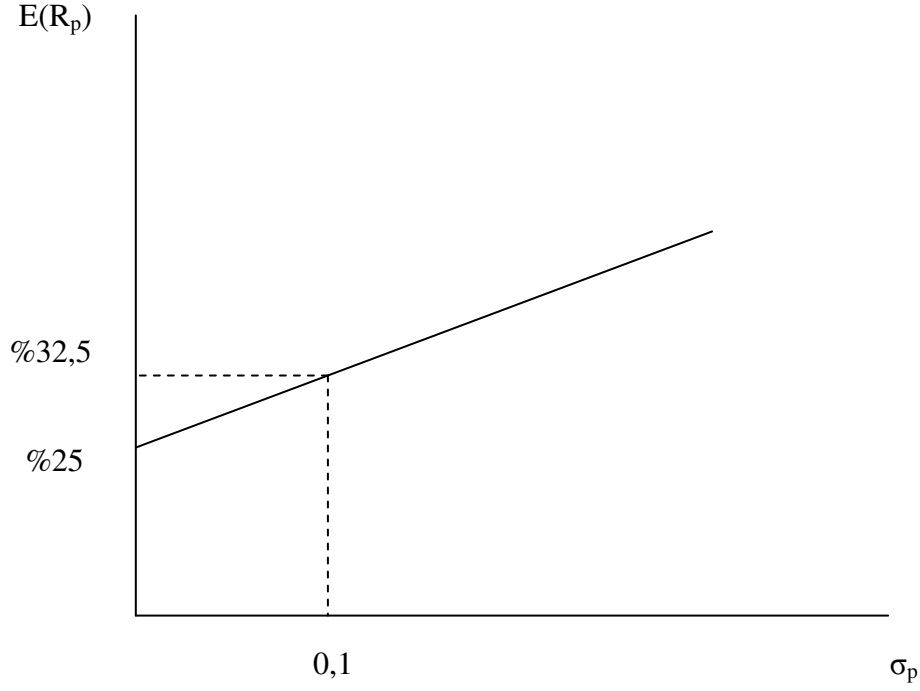
σ_m = Pazar portföyünün standart sapması

σ_p = Portföyünün standart sapması

Örneğin; risksiz varlığın getiri oranının (r_f) %25, pazar portföyünün beklenen getiri oranının [$E(R_m)$] %40, pazar portföyünün standart sapmasının (σ_m) 0,2 ve etkin portföyün standart sapmasının (σ_p) 0,1 olması durumunda bu etkin portföyün beklenen getiri oranı SPD'nin denklemine bağlı olarak şu şekilde bulunur.

$$E(R_p) = 0,25 + \frac{0,40 - 0,25}{0,20} \cdot 0,1$$

$$E(R_p) = 0,325 = \%32,5$$



Şekil 13 Sermaye Piyasası Doğrusuna Bağlı Olarak Herhangi Bir Etkin Portföyün Beklenen Getiri Oranının Bulunması

SPD; pazar portföyü ile risksiz finansal varlığın bileşiminden oluşur. Risksiz varlığın modele eklenmesiyle Markowitz etkin sınırının eğri şekli yerini burada doğruya bırakmıştır.

Risksiz faiz oranından pazar portföyüne doğru uzanan ve portföyün beklenen getirisi ile bu getirinin standart sapması arasındaki ilişkiyi gösteren doğruya SPD denir. SPD üzerinde sadece etkin portföyler yer alırlar.

SPD'yi gösteren şekildeki M harfi optimal riskli portföyü ifade eder. Bu nokta; risksiz faiz oranından yukarıya doğru uzanan ve üzerinde sadece etkin portföylerin yer aldığı SPD'nin riskli portföylerden oluşan etkin sete teğet olduğu noktadır. Bütün yatırımcılar optimal riskli portföy olarak pazar portföyünü tercih ederler; fakat her

yatırımcının riskli yatırımlarla risksiz yatırımlar arasında yaptığı yatırım oranları birbirinden farklı olacaktır. Pazar portföyü, piyasada bulunan bütün varlıkların piyasa değerleri ile göreceli ağırlıklarıyla oluşturulmuş olan riskli varlıkların en uygun bileşimidir. SPD’de riskli varlıklardan oluşan sadece pazar portföyü (M) etkindir. Markowitz modelinde ise çok sayıda riskli portföy etkin olmaktadır. Pazar portföyü diğer bütün portföylerden üstündür. Pazar portföyünün içinde hazine bonosu, devlet tahvili, hisse senetleri , opsiyonlar ve bunun gibi bütün riskli varlıklar yer alır. Piyasa portföyü çok iyi çeşitlendirilmiş bir portföy olması nedeniyle sadece sistematik riski içermektedir. Her bir hisse senedinin optimal riskli portföy içindeki oranı hisse senedinin kapitalizasyon değeri/ pazar kapitalizasyon değeri kadardır.⁵

Sonuç olarak, tüm yatırımcıların optimal portföyü pazar portföyünün bir bölümüdür. Herhangi bir K hisse senedinin bireysel portföylerdeki oranı %25 ise, K hisse senedinin pazar portföyü içindeki oranı da aynı; yani %25’tir.

Yukarıdaki şekilde SPD’nin risksiz faiz oranı ile pazar portföyü arasında kalan kısmında yatırım yapan yatırımcılar paralarının bir kısmını optimal portföye yatırırlar ve kalan kısmını da risksiz getiri oranından borç olarak ekonomik birimlere verirler. Bu tip yatırımcılar riski sevmeyen yatırımcılardır. SPD’nin pazar portföyünden; yani M’den başlayarak sağa yukarı doğru uzanan diğer kısmında ise yatırımcılar ellerindeki tüm fonları ve buna ilave olarak risksiz faiz oranından edindiği kaynağın hepsini optimal portföye yatırırlar. Bu tip yatırımcılar risk almayı severler.

SPD üzerinde bulunan herhangi bir etkin portföyün standart sapmasının sıfıra eşit olması durumunda bu etkin portföyün beklenen getiri oranı SPD’nin denklemine bağlı olarak risksiz varlığın getiri oranına eşit olur. Pazar portföyünün beklenen getiri oranının risksiz varlığın getiri oranına eşit olması durumunda da SPD üzerinde bulunan herhangi bir etkin portföyün beklenen getiri oranı, SPD’nin denklemine bağlı olarak risksiz varlığın getiri oranına eşit olur.

Etkin olmayan finansal varlıklar ve portföyler SPD üzerinde yer almazlar; sadece etkin portföyler SPD üzerinde yer alırlar. SPD denkleminin ortaya koyduğu bir

⁵Gürel Konuralp, **Sermaye Piyasaları-Analizler, Kuramlar Ve Portföy Yönetimi** ,1.Baskı, İstanbul:Alfa Yayınları, 2001, s. 210.

sonuç etkin portföyler için uygun risk ölçüsünün standart sapma olduğu ve etkin bir portföye yatırım yapılması halinde beklenen getiri oranının portföyün standart sapmasıyla doğru orantılı olduğudur. SPD'nin eğimi olan; $[E(R_m) - r_f / \sigma_m]$ riskin piyasa (pazar) fiyatına eşittir. Doğrunun eğimi standart sapmadaki; yani riskteki bir birimlik artış karşısında etkin portföylerin beklenen getiri oranındaki artışı göstermektedir. Riskin pazar fiyatı her zaman pozitifdir; çünkü yatırımcılar risk almayı sevmezler ve aldıkları risk karşılığında ekstra bir getiri talep ederler.

SPD'nin üzerinde bulunan etkin bir portföyün beklenen getirisi risksiz faiz oranına, portföyün standart sapmasına ve riskin pazar fiyatına bağlıdır.

4.3. Risksiz Varlık ile Riskli Varlıktan Oluşan Portföyün Beklenen Getiri Oranı ve Riski

Sermaye piyasası kuramının en önemli kavramı risksiz finansal varlıktır.

Risksiz finansal varlığın beklenen getiri oranı ile gerçekleşen getiri oranı birbirine eşittir. Risksiz finansal varlık olarak genellikle devlet tahvilleri ve hazine bonoları kullanılır.

Risksiz bir varlıkla riskli bir varlıktan oluşan portföyün beklenen getiri oranı ve riski şu şekilde bulunur.

$$E(R_p) = w \cdot E(R_s) + (1 - w) \cdot R_f$$

$$\sigma_p^2 = w^2 \cdot \sigma_s^2 + (1 - w)^2 \cdot \sigma_f^2 + 2w(1 - w) \cdot \rho \cdot \sigma_s \cdot \sigma_f$$

Portföyün beklenen getiri oranını gösteren $E(R_p)$ eşitliğinde w ; riskli varlığa yapılan yatırım oranını, $E(R_s)$ ise riskli varlığın beklenen getiri oranını göstermektedir.

Risksiz varlığın varyansı ve riskli varlıkla arasındaki kovaryans sıfıra eşit olduğundan portföyün varyansı şu hali alır.

$$\sigma_p^2 = w^2 \cdot \sigma_s^2$$

Portföyün standart sapması ise portföyün varyansının kareköküne eşit olduğundan şu şekilde yazılır.

$$\sigma_p = w \cdot \sigma_s$$

Yukarıdaki formülden görüldüğü gibi portföyünü riskli, riskli varlığın standart sapması ile bu varlığın portföy içindeki ağırlığının çarpımına eşittir.

Portföydeki iki riskli finansal varlık için yapılacak en uygun yatırım oranı bileşimleri ise şu formül ile bulunur.⁶

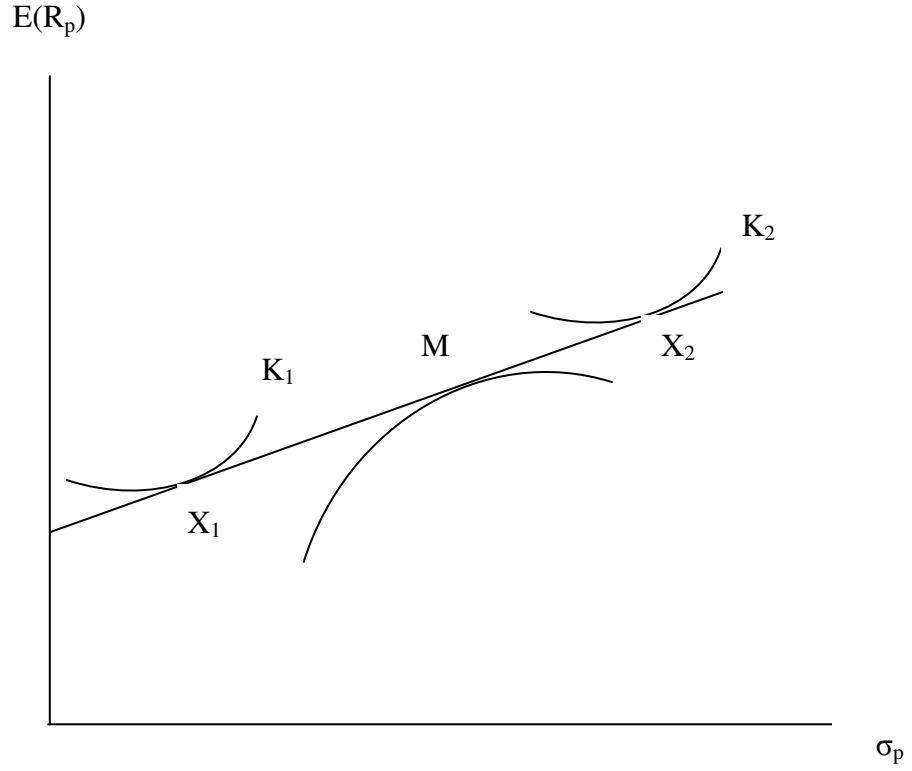
$$w_1 = \frac{[E(r_1) - r_f] \cdot \sigma_2^2 - [E(r_2) - r_f] \cdot p \sigma_1 \sigma_2}{[E(r_1) - r_f] \cdot \sigma_2^2 + [E(r_2) - r_f] \cdot \sigma_1^2 - [E(r_1) - r_f + E(r_2) - r_f] \cdot p \sigma_1 \sigma_2}$$

$$w_2 = 1 - w_1$$

4.4. Optimal Portföyün Seçimi

Harry Markowitz'in modeli üzerine kurulan sermaye piyasası kuramının en belirgin özelliği risksiz finansal varlık kavramıdır. Sermaye piyasası kuramında risksiz finansal varlık kavramı vardır ve optimum portföy yatırımcıların tutum ve tercihlerine bağlı değildir. Bu kuramda sadece bir portföy etkindir ve yatırımcılar aynı beklentiler altında aynı tek bir optimum portföyü seçerler. Yatırımcıların risk alma derecelerine bağlı olarak risksiz finansal varlık ile pazar portföyünden kişisel portföylerini oluştururlar. Optimum portföy ile kişisel portföy oluşturma işlemi birbirinden ayrılmıştır.

⁶ Zvi Bodie ve Robert C. Merton, **Finance**, New Jersey: Prentice-Hall, Inc. , 2000, s.342.



Şekil 14 Yatırımcıların Optimum Portföy Seçimi

Sermaye piyasası kuramında her yatırımcının optimum portföyü kayıtsızlık eğrisinin SPD'ye teğet olduğu noktada gerçekleşir. Bu nokta kişilerin risk alma tutumlarına bağlı olarak değişiklik göstermektedir. Örneğin; A ve B olmak üzere iki yatırımcı tipini ele alalım. A yatırımcısı B yatırımcısına göre risk almaktan hoşlanmayan bir yatırımcı olduğunu varsayalım. Bu durumda A yatırımcısının kayıtsızlık eğrisi K_1 , B yatırımcısının kayıtsızlık eğrisi ise K_2 'dir. A yatırımcısı için optimum portföy K_1 kayıtsızlık eğrisinin SPD'ye teğet olduğu X_1 noktasında gerçekleşirken; B yatırımcısı için optimum portföy K_2 kayıtsızlık eğrisinin SPD'ye teğet olduğu X_2 noktasında gerçekleşir. SPD üzerinde yer alan bu X_1 ve X_2 noktalarında yatırım yapan ekonomik birimlerin kendi faydaları en fazla düzeydedir.

5. FİNANSAL VARLIKLARI FİYATLAMA MODELİ

FVFM, sistematik risk ile beklenen getiri arasındaki ilişkiyi rekabetçi bir sermaye piyasasında inceleyen bir denge modelidir. FVFM, risk ölçme ve fiyatlama amacıyla ortaya atılan temel denge teorilerindendir. Bu model menkul değerlerin fiyatlarının açıklanmasında önemli bir yere sahiptir.

Markowitz'in 1952 yılında modern portföy kuramının temellerini ortaya koymasından yaklaşık 12 yıl sonra William Sharpe (1964), John Lintner (1965) ve Jan Mossin (1966) adlı üç önemli yazarın birbirinden bağımsız olarak yaptıkları çalışmalar sonucunda ortaya konan sistematik risk ile beklenen getiri arasındaki ilişkiyi rekabetçi bir sermaye piyasasında inceleyen bir denge modelidir. FVFM, Markowitz portföy teorisinin bir uzantısı şeklindedir. Bu model bir varlığın sistematik riski ile beklenen getirisi arasındaki ilişkiyi ortaya koymaktadır. Bu ilişki iki önemli görevi yerine getirmektedir. İlk olarak, bir yatırımın belirli bir risk seviyesinde getirisinin ne olması gerektiğine cevap vermektedir. İkincisi, henüz piyasada işlem görmeyen yeni halka arz edilecek hisse senetlerinden ne ölçüde bir beklenen getiri tahmin edilebileceği konusunda yardımcı olur.⁷

5.1. Finansal Varlıkları Fiyatlama Modeli' nin Varsayımları

1. Menkul kıymet piyasası büyük olduğundan yatırımcılar tek başına fiyatı etkileyememektedirler.
2. Risk ve beklenen getiri arasında sistematik bir ilişki vardır.
3. Yatırımcının amacı, hisse senedini elinde bulundurduğu dönem sonunda kazancını maksimize etmektir.
4. Bütün yatırımcılar, risk ve beklenen getiri üzerine benzer beklentilere sahiptir.
5. Bütün yatırımcılar, aynı zaman sürecini dikkate almaktadır.

⁷Konuralp, s. 208.

6. Hisse senetleri ile ilgili bilgilere bütün yatırımcılar aynı anda ulaşabilirler.

7. Tüm yatırımcılar risksiz faiz oranından sınırsız miktarda borç alıp, borç verebilirler.

8. Bütün yatırımcılar Markowitz'in etkin portföy modelini kullanırlar. Yatırımcının etkin set üzerinde nerede yer alacağını o kişinin kayıtsızlık eğrisi; yani fayda fonksiyonu belirler.

9. İşlem gideri, komisyon ve vergi gibi yükümlülükler bulunmamaktadır.

FVFM'nin arkasındaki temel fikir, yatırımcıların hem beklentilerinin hem de endişe etmelerinin karşılığında bir ödül beklentileridir. Endişe ne kadar büyük olursa ödül de o kadar büyük olur.⁸ Yatırımcılar risksiz hazine bonolarına yatırım yapıp beklentileri karşılığında tahvilin getirisinden faydalanırlar. Riskli hisse senetlerine yatırım yaptıklarında ise endişeleri karşılığında ekstra bir getiri veya risk primi elde ederler.

FVFM'de bir finansal varlığın veya portföyün beklenen getirisi sistematik riskin; yani beta katsayısının bir fonksiyonudur. FVFM'nin finansal varlıkların fiyatlarını ve buna bağlı olarak da beklenen getirilerini açıklamak için ortaya koyduğu düzen oldukça basit ve ilgi çekici görünmektedir; ancak modelin sunduğu varsayımlar gerçek hayatla ilgisi olmayan varsayımlardır. Modelin piyasadaki finansal varlıkların ve portföylerin beklenen getirilerini açıklama gücü hakkında birçok araştırma yapılmış ve bu durum her zaman tartışma konusu olmuştur.

5.2. Finansal Varlıkları Fiyatlama Modeli'ni Temsil Eden Menkul Değer Pazar Doğrusunun Türetilmesi

Herhangi bir yatırımcının toplam servetinin X_i kadarını i varlığına, geriye kalan $1-X_i$ lik kadarını da pazar portföyüne yatırması durumunda bu yatırımcının beklenen getiri oranı şu eşitlik ile bulunur.

⁸ Richard A. Brealey, Stewart C. Myers ve Alan J. Marcus, **İşletme Finansının Temelleri**, Ü. Bozkort, T. Arıkan, H. Doğanlı (çev.), İstanbul : Literatur Yayıncılık, 2001, s. 275.

$$E(R_p) = X_i \cdot E(R_i) + (1-X_i) \cdot E(R_m)$$

$E(R_p)$ = Portföyün beklenen getiri oranı

$E(R_i)$ = i varlığının beklenen getiri oranı

$E(R_m)$ = Pazar portföyünün beklenen getiri oranı

X_i = i varlığının portföy içindeki ağırlığı

Bu portföyün riski ise aşağıdaki gibi hesaplanır.

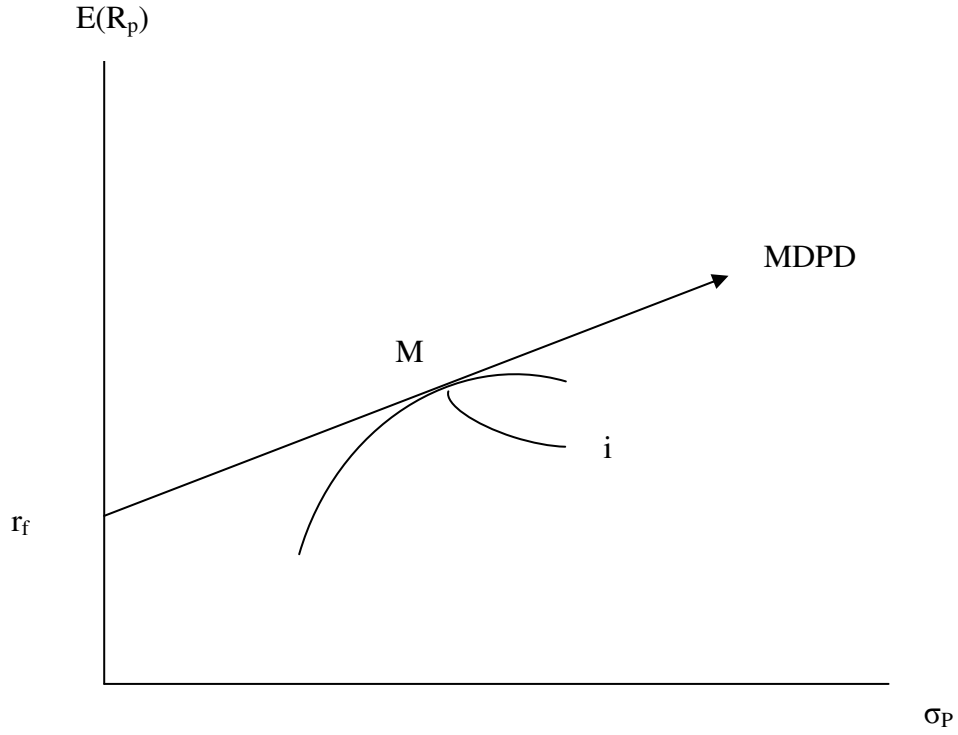
$$\sigma_p = [X_i^2 \cdot \sigma_i^2 + (1-X_i)^2 \cdot \sigma_M^2 + 2X_i(1-X_i) \cdot \sigma_{iM}]^{1/2}$$

σ_p = Portföyün getirisinin standart sapması

σ_i^2 = i varlığının getirisinin varyansı

σ_M^2 = Pazar portföyünün getirisinin varyansı

σ_{iM} = i varlığının getirisi ile pazar portföyünün getirisi arasındaki kovaryans



Şekil 15 Menkul Değer Pazar Doğrusunun Türetilmesi

Etkin olan varlıklar SPD'nin üzerinde yer alırlar. MDPD'nin üzerinde ise hem etkin hem de etkin olmayan varlıklar yer alabilir. Örneğin; yukarıdaki şekilde i varlığı sermaye pazarı doğrusunun altında bulunduğundan etkin bir finansal varlık değildir.

Portföyün beklenen getiri oranının X_i ' ye göre türevi aşağıdaki şekilde bulunur.

$$\frac{dE(R_p)}{dX_i} = E(R_i) - E(R_M)$$

Portföyün riskinin X_i 'ye göre türevi aşağıdakine eşittir.

$$\frac{d\sigma_p}{dX_i} = \frac{X_i \cdot \sigma_i^2 - \sigma^2_M + X_i \cdot \sigma^2_M + \sigma_{iM} - 2X_i \cdot \sigma_{iM}}{\left[X_i^2 \sigma_i^2 + (1 - X_i)^2 \cdot \sigma^2_M + 2X_i \cdot (1 - X_i) \sigma_{iM} \right]^{1/2}}$$

iM eğrisinin eğimi ise şu şekilde yazılır.

$$\frac{dE(R_p)}{d\sigma_p} = \frac{dE(R_p)/dX_i}{d\sigma_p/dX_i}$$

Riskteki bir birimlik artış karşısında beklenen getiri oranında meydana gelen artış ya da diğer bir ifadeyle iM eğrisinin eğimi aşağıdaki eşitlik ile ifade edilir.

$$\frac{dE(R_p)}{d\sigma_p} = \frac{[E(R_i) - E(R_M)] \cdot [X_i^2 \cdot \sigma_i^2 + (1 - X_i)^2 \cdot \sigma_M^2 + 2X_i(1 - X_i) \cdot \sigma_{iM}]^{1/2}}{X_i \sigma_i^2 - \sigma_M^2 + X_i \cdot \sigma_M^2 + \sigma_{iM} - 2X_i \cdot \sigma_{iM}}$$

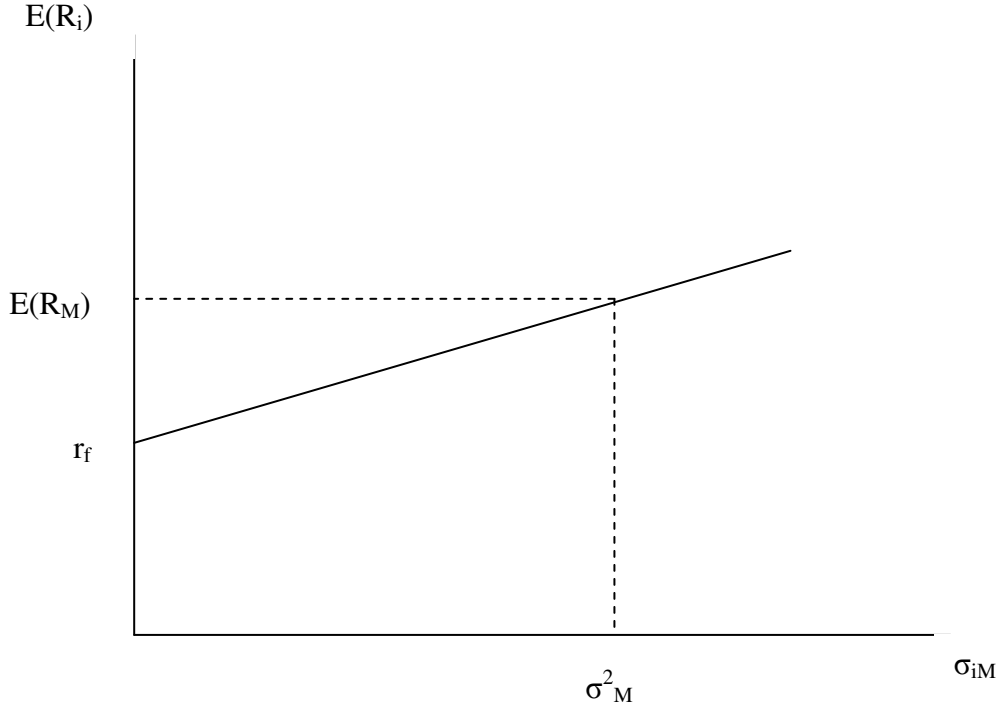
iM eğrisi bir doğru olmadığı için eğimi sabit değildir; üzerinde farklı yerlerde bulunan noktalarda eğimi farklı değerler alır. Yukarıdaki şekilde iM eğrisinin pazar portföyüne teğet olduğu noktada yatırımların tamamı pazar portföyüne yatırılmış durumdadır ve doğal olarak da i varlığına yatırım oranını gösteren X_i bu noktada sıfıra eşittir. M noktasında $X_i=0$ olacağından yukarıdaki en son eşitlikte $X_i=0$ yazarsak eşitlik şu hale gelir.

$$\frac{dE(R_p)}{d\sigma_p} = \frac{[E(R_i) - E(R_M)] \cdot \sigma_M}{\sigma_{iM} - \sigma_M^2}$$

M noktasında SPD'nin eğimi olan $[E(R_M) - r_f / \sigma_M]$; iM eğrisinin eğimine eşit olması gerekmektedir. Aşağıdaki eşitlikte bu durum gösterilmektedir. Eşitliğin sağ tarafında SPD'nin eğimi, sol tarafında ise iM eğrisinin M noktasındaki eğimi gösterilmektedir.

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

Yukarıdaki eşitlik i menkul kıymetinin beklenen getiri oranını gösteren $E(R_i)$ için çözüldüğünde MDPD'nin kovaryans versiyonu elde edilir.



Şekil 16 Menkul Değer Pazar Doğrusu’nun Kovaryans Versiyonu

Kaynak: Gordon J. Alexander, William F. Sharpe ve Jeffery V. Bailey, **Fundamentals Of Investments**, London: Prentice- Hall, 1993, s. 227.

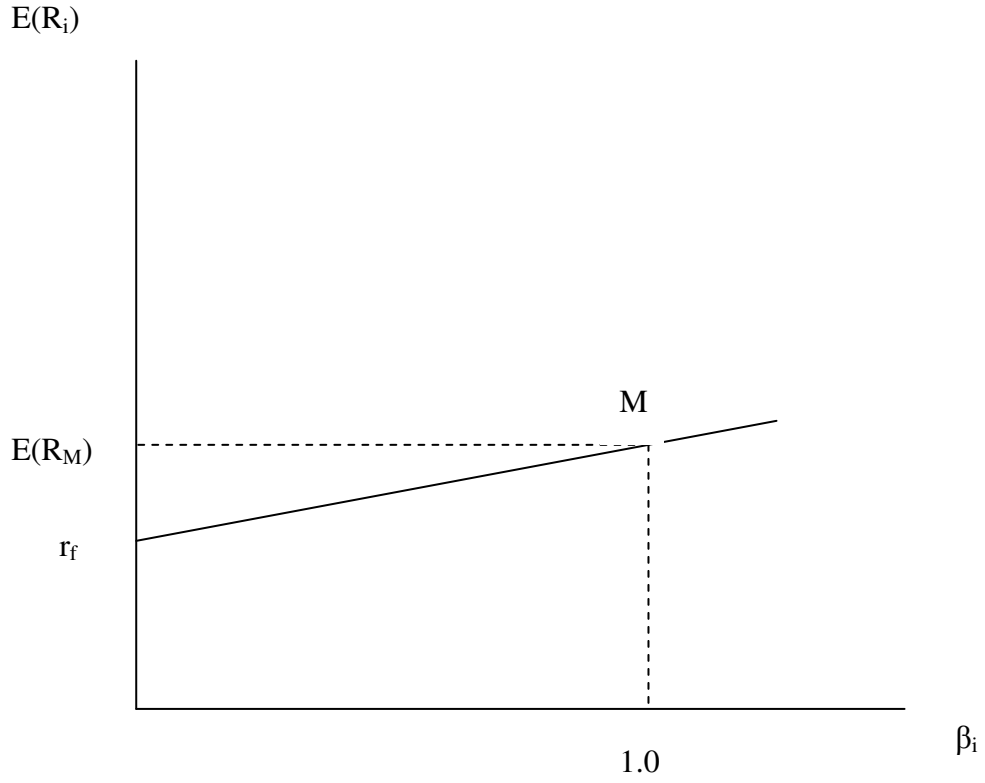
$$E(R_i) = r_f + \left[\frac{E(R_M) - r_f}{\sigma_M^2} \right] \cdot \sigma_{iM}$$

Bu eşitlikte σ_{iM} / σ_M^2 ; yani i finansal varlığının getirisi ile pazar portföyünün getirisi arasındaki kovaryansın pazar portföyünün getirisinin varyansına bölünmesiyle elde edilen eşitlik beta katsayısını vermektedir. MDPD’nin kovaryans versiyonundaki σ_{iM} / σ_M^2 yerine β yazarsak MDPD’nin beta versiyonunu elde etmiş oluruz.

$$E(R_i) = r_f + \left[\frac{E(R_M) - r_f}{\sigma_M^2} \right] \cdot \sigma_{iM}$$

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

$$\frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M^2} = \beta_i = \text{beta katsayısı}$$



Şekil 17 Menkul Değer Pazar Doğrusu’nun Beta Versiyonu

Kaynak: Alexander, Sharpe ve Bailey, s. 227.

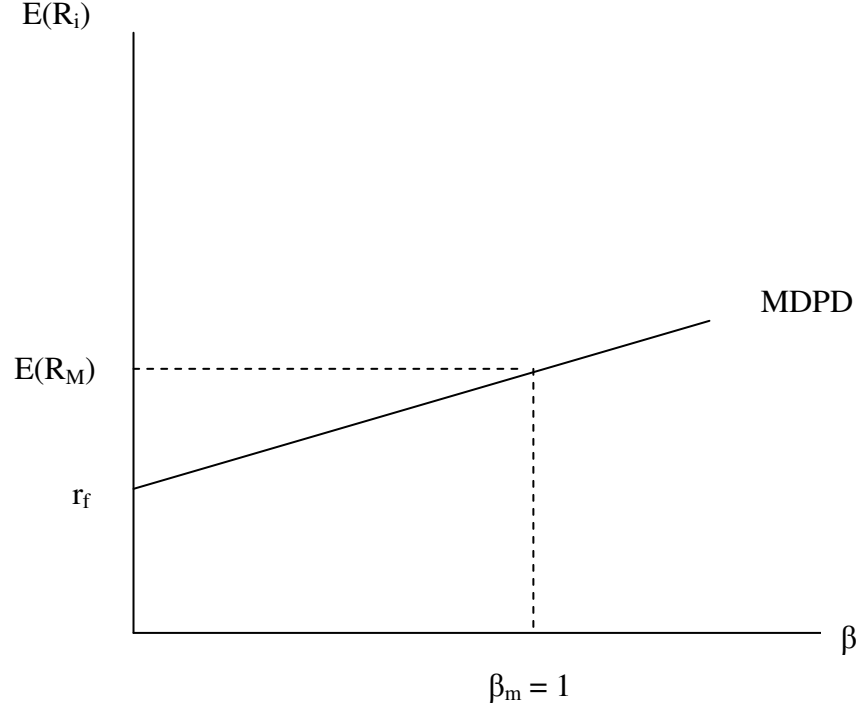
$$E(R_i) = r_f + [E(R_M) - r_f] \cdot \beta_i = \text{risksiz faiz oranı} + \text{risk primi}$$

Bu eşitlik; yani bir varlığın beklenen getiri oranı ile beta katsayısı arasında türetilen ilişki FVFM olarak tanımlanmaktadır. Bu modele göre herhangi bir finansal varlığın beklenen getiri oranı; risksiz faiz oranı ile risk priminin toplamına eşittir.

5.3. Menkul Değer Pazar Doğrusu

FVFM’yi temsil eden doğru MDPD’dir. Bu doğru herhangi bir menkul kıymetin beklenen getiri oranı ile sistematik riski arasındaki doğrusal ilişkiyi gösterir. SPD’nin üzerinde sadece etkin portföyler yer alırken, MDPD’nin üzerinde tek bir finansal varlık ya da etkin olmayan bir portföy yer alabilir. FVFM’ye göre tüm menkul kıymetler ve portföyler etkin olsunlar ya da olmasınlar bu doğrunun üzerinde yer alabilirler.

Herhangi bir varlığın beklenen getiri oranı ile sistematik riski arasındaki pozitif doğrusal ilişkiyi gösteren MDPD diğer sayfada çizilmiştir.



Şekil 18 Menkul Değer Pazar Doğrusu

FVFM'ye göre menkul kıymetlerin getirileri arasındaki farklılık bunların beta katsayılarının; yani sistematik risklerinin farklı olmasından kaynaklanmaktadır. Yukarıdaki şekilde görüleceği üzere x ekseninde yer alan beta katsayısının değerindeki bir birimlik artış karşısında beklenen getiri oranında meydana gelen artış $[E(R_M) - r_f]$ 'ye eşittir. Bu eşitlik; yani $[E(R_M) - r_f]$, MDPD'nin eğimini vermektedir. $[E(R_M) - r_f]$; pazar portföyünün risk primini vermektedir. Pazar portföyünün risk primi aynı zamanda aşağıda görüldüğü gibi pazar portföyünün riski ile yatırımcının risk üstlenme derecesinin çarpımına eşit olmaktadır.

$$[E(R_M) - r_f] = \text{Pazar portföyünün risk primi} = \bar{A} \times \sigma_M^2 \times 0,01$$

$$\bar{A} = \text{Yatırımcının risk üstlenme derecesi}$$

$$\sigma_M^2 = \text{Pazar portföyünün riski}$$

Pazar portföyünün risk primi ile beta katsayısının çarpımı sonucunda her bir hisse için risk primini elde etmiş oluruz. Matematiksel olarak;

$$E(R_i) - r_f = \beta [E(r_m) - r_f] = \text{Her bir hisse için risk primi}$$

Beta katsayısı istatistiki bir kavramdır ve aşağıdaki şekilde hesaplanabilir.

$$\beta = \frac{Cov(R_i, R_M)}{\sigma^2_M} = \frac{p_{iM} \cdot \sigma(R_i) \cdot \sigma(R_M)}{\sigma^2(R_M)} = \frac{p_{iM} \cdot \sigma(R_i)}{\sigma(R_M)}$$

İki değişken arasındaki kovaryans; iki değişken arasındaki korelasyon katsayısının bu değişkenlerin her birinin standart sapmasıyla çarpımına eşittir.

Dolayısıyla beta katsayısını veren $\beta = \frac{Cov(R_i, R_M)}{\sigma^2_M}$ eşitliğini;

$$\beta = \frac{p_{iM} \cdot \sigma(R_i) \cdot \sigma(R_M)}{\sigma^2(R_M)}$$
 şeklinde yazarsak beta katsayısı yukarıdaki eşitliğin en

sonunda görüldüğü gibi herhangi bir i menkul kıymetinin beklenen getiri oranı ile pazar portföyünün beklenen getiri oranı arasındaki korelasyon katsayısının i varlığının getirisinin standart sapmasıyla çarpılıp; bu elde edilen değer pazar portföyünün getirisinin standart sapmasına bölünmesiyle elde edilir.

Yatırımcının gerçekte beklediği getiri ile MDPD'nin gösterdiği uygun beklenen getiri arasındaki fark hisse senedinin alfası olarak adlandırılır.

$$\text{Örneğin; Beklenen pazar getirisi} = E(r_m) = \%60$$

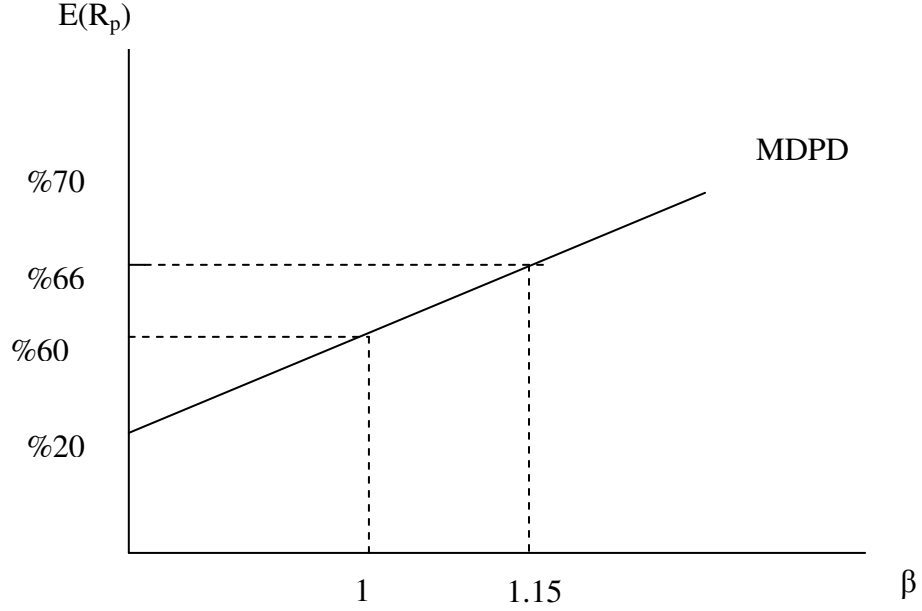
$$\text{Risksiz getiri} = r_f = \%20$$

$$\text{Hisse senedinin betası} = \beta = 1,15 \text{ ise}$$

MDPD'nin bu hisse için göstereceği beklenen getiri;

$$0,2 + 1,15 (0,6 - 0,2) = 0,66 = \%66 \text{ olacaktır.}$$

Eğer herhangi bir yatırımcı %70 beklenen getiri öngörüyorsa hissenin alfası = %70- %66 = %4 olacaktır.



Şekil 19 Menkul Değer Pazar Doğrusunun Oluşumuna İlişkin Bir Örnek

Düşük değeriyle hisse senetleri MDPD'nin üzerinde yer alır. Bir portföy yönetim biçimi olarak alfası pozitif olan hisse senetlerine portföy içinde ağırlık verebiliriz.

MDPD'nin denklemini şu şekilde de yazabiliriz.

$$R_i = \alpha + b\beta_i$$

Doğru üzerindeki ilk nokta betası sıfır olan risksiz finansal varlıktır.

$$R_f = \alpha + b(0)$$

$$R_f = \alpha$$

Doğru üzerindeki ikinci nokta betası 1 olan pazar portföyüdür.

$$R_M = \alpha + b(1)$$

$$R_M - \alpha = b$$

$$R_M - R_F = b$$

Bu iki nokta ile bulduğumuz sonuçları birleştirirsek aşağıdaki eşitliği buluruz.

$$R_i = R_f + \beta_i (R_M - R_F)$$

Bu eşitlikte MDPD'nin denklemdir.⁹

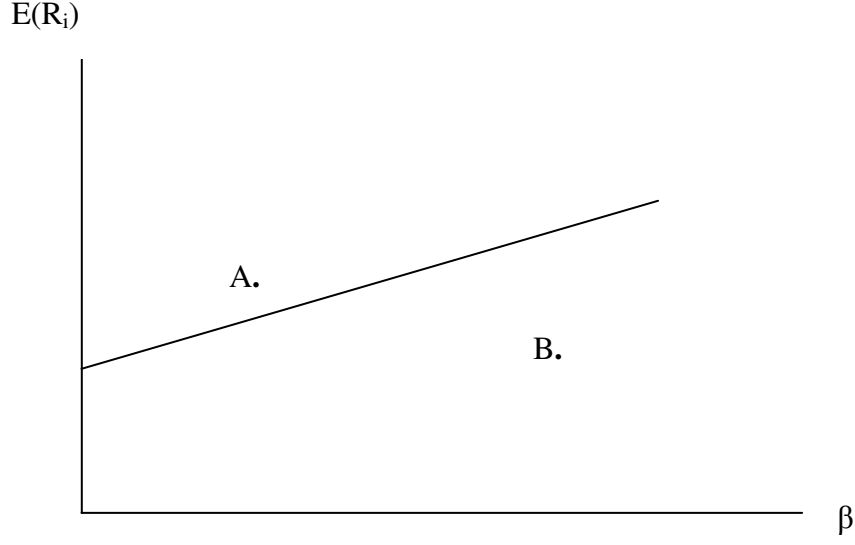
5.3.1. Düşük ve Aşırı Değerlenmiş Varlıkların Menkul Değer Pazar Doğrusundaki Konumları

Eğer yatırımcılar farklı bir girdi seti ile çalışırlarsa ve farklı bir analiz yaparlarsa finansal varlıkları fiyatlama modelinin sunduğu beklenen getiriden farklı bir sonuç elde ederler. Yatırımcı hisse senedinin düşük değerlenmiş ve satın alınmasının iyi olacağı sonucuna ulaşırsa, MDPD'nin gösterdiği beklenen getiriden daha fazla bir seviye bahsediliyordur. Bu nedenle, düşük değerlenmiş hisse senetleri MDPD'nin üzerinde, aşırı değerlenmişler ise altında yer alır.¹⁰

Finans teorisine göre aynı riske sahip varlıkların aynı beklenen getiriye sahip olması gerekir. Bu nedenle MDPD'nin üzerinde denge durumundayken bütün varlıkların yer alması gerekir. Yatırımcılar MDPD'nin altında kalan finansal varlıklara aşırı değerli oldukları için yatırım yapmayacaklarından bu varlıkların fiyatı beklenen getirisi FVFM tarafından belirlenen düzeye ulaşmaya; yani denge noktasına kadar düşerler. Doğrunun üstündeki herhangi bir noktadaki finansal varlık için ise aşırı talep olur ve talebe bağlı olarak da varlığın fiyatı yükselir; fiyattaki yükselmeye bağlı olarak da beklenen getiri oranının da azalma meydana gelir. Beklenen getiri oranında meydana gelen azalma denge seviyesine kadar olur.

⁹ Donald E. Fischer ve Ronald J. Jordan, **Security Analysis and Portfolio Management**, New Jersey: Prentice- Hall, 1995, s. 642.

¹⁰ Konuralp, s. 223.



Şekil 20 Düşük ve Aşırı Değerlenmiş Varlıkların MDPD Üzerindeki Konumları

A varlığı doğrunun üzerinde yer aldığından düşük değerlenmiş bir varlıktır. B varlığı ise doğrunun altında yer aldığından aşırı değerlenmiş bir varlıktır.

5.4. Beta Katsayısı ve Katsayının Hesaplanmasına İlişkin Bir Örnek

β = Beta katsayısı= Bir hisse senedi getirisinin piyasa portföyünün getirisine duyarlılığı= Bir hisse senedinin pazar portföyünün varyansına (toplam varyansın bir bölümü olarak) yaptığı katkıyı ölçen katsayı.

Diğer sayfada beta katsayısının hesaplanmasına ilişkin bir tablo oluşturulmuştur.

Tablo 2
Beta Katsayısının Hesaplanmasına İlişkin Örnek

Tarih	AKENR	XU100	R _i	R _m
2.8.2003	40500	12686		
9.8.2003	41000	12876	1,23	1,49
16.8.2003	41500	13068	1,22	1.50
23.8.2003	43000	13609	3,61	4,14

$$\overline{R_i} = 2,02 \quad \overline{R_M} = 2,37$$

$R_i - \overline{R_i}$	$R_M - \overline{R_M}$	$(R_i - \overline{R_i}) \cdot (R_M - \overline{R_M})$	$(R_M - \overline{R_M})^2$
-0,99	-0,88	0,8712	0,7744
-0,8	-0,77	0,696	0,7569
1,59	1,77	2,8143	3,1329

$$Cov(R_i, R_M) = \frac{\sum (R_i - \overline{R_i}) \cdot (R_M - \overline{R_M})}{n} = \frac{4,3815}{3} = 1,4605$$

$$\sigma^2_M = \frac{\sum (R_M - \overline{R_M})^2}{n} = \frac{4,6642}{3} = 1,554$$

$$\beta = \frac{Cov(R_i, R_M)}{\sigma^2_M} = \frac{\sum (R_i - \overline{R_i}) \cdot (R_M - \overline{R_M})}{\sum (R_M - \overline{R_M})^2}$$

$$\beta = \frac{1,4605}{1,554} = \frac{4,3815}{4,6642} = 0,93$$

5.4.1. Finansal Varlıkları Fiyatlama Modeli'nde Menkul Değerlerin Beta Değerleri ve Bu Değerlerin Yorumlanması

Beklenen getiri ve beta ilişkisi tek tek bütün hisse senetleri için geçerli olduğundan bu hisse senetlerinden oluşan bütün portföyler için de geçerlidir.¹¹ Böyle olunca pazar portföyünün beklenen getirisini şöyle yazabiliriz.

$$E(R_M) = r_f + \beta_M [E(R_M) - r_f]$$

$$\beta_M = \frac{Cov(R_M, R_M)}{\sigma^2(R_M)}$$

$Cov(R_M, R_M) = \sigma^2_M$; her hisse senedinin veya portföyün kendi getirisi ile arasındaki kovaryans varyansına eşittir.

$$\beta_M = \frac{Cov(R_M, R_M)}{\sigma^2_M} = \frac{\sigma^2_M}{\sigma^2_M} = 1 = \text{Pazar portföyünün betası}$$

Pazar portföyünün betasının 1 olması aynı zamanda tüm hisse senetleri arasındaki ortalama beta değerinin 1 olduğu anlamına gelir.

Beta katsayısının pozitif olması hisse senedinin endeks ile beraber hareket ettiğini ifade ederken; negatif olması hisse senedinin endeksin tersi yönünde hareket ettiğini gösterir. Beta katsayısının 1'e eşit olması, hisse senedinin endeks ile aynı yönde hareket ettiğini ve getiri veya götürünün hisse senedinde ve endekste aynı olduğu anlamına gelir. Betası 1 olan bir menkul kıymetin beklenen getiri oranı pazar portföyünün beklenen getiri oranına eşittir. Betası sıfır olan bir menkul kıymetin beklenen getiri oranı risksiz faiz oranına eşit olur.

Beta katsayısının 1'den büyük olması, hisse senedinin endeks ile aynı yönde olduğunu; ancak getiri ve götürünün hisse senedinde endekse göre daha yüksek olduğunu

¹¹ Konuralp, s. 221.

anlamına gelir. Beta katsayısı 1'den büyük olan hisse senetleri pazardan daha fazla risklidirler. Hisse senetleri göreceli olarak daha geniş bir aralıkta fiyat değişimlerine ve daha büyük getiri dalgalanmalarına maruz kalır.

Beta katsayısının 0-1 arasında olması, hisse senedinin endeks ile aynı hareket yönüne sahip olduğu; ancak getiri ve götürünün hisse senedinde endekse göre daha düşük olduğu anlamına gelmektedir.

Beta katsayısı 1'den yüksek olan menkul kıymetler beta katsayısı 1'den küçük olan menkul kıymetlere göre daha çok risk içerirler. Boğa piyasasında; yani yükselen piyasalarda beta katsayısı 1'den yüksek menkul kıymetler piyasadan daha yüksek getiri sağlarken, ayı piyasasında; yani düşen piyasada piyasadan daha yüksek bir zarar getirir. Bu nedenle düşen piyasalarda beta katsayısı 1'den düşük menkul kıymetler tercih edilir. Beta katsayısı 1'den büyük hisse senetleri agresif; beta katsayısı 1'den küçük hisse senetleri ise defansif olarak kabul edilir. Eğer önümüzdeki dönem için ekonominin gidişatı hakkında olumlu beklentilere sahipsek beta değeri 1'den yüksek hisse senetlerini seçmemiz bir portföy yönetim biçimi olarak bize kazanç sağlayabilir; ancak burada dikkat edilmesi gereken bir husus vardır. Bu da betalara dayalı olarak geliştirilen böyle bir stratejinin geçmiş verilere dayanmakta olmasıdır. Varlık getiri oranı ile pazar portföyünün getiri oranı arasında geçmişte meydana gelen ilişkinin gelecekte de devam edeceği varsayımının geçerli olması stratejinin başarısında çok önemli bir yere sahiptir. Aksi takdirde tarihi betaların gelecekteki yatırım kararlarının alınmasındaki etkisi şüpheli hale gelir.

5.5. Menkul Değer Pazar Doğrusu ile Sermaye Pazarı Doğrusunun Birlikte Ele Alınması ve Bu İki Doğrunun Karşılaştırılması

SPD ile MDPD arasındaki ilişkiyi bu iki doğrunun denklemlerini aşağıdaki şekilde yazarsak daha iyi görebiliriz.

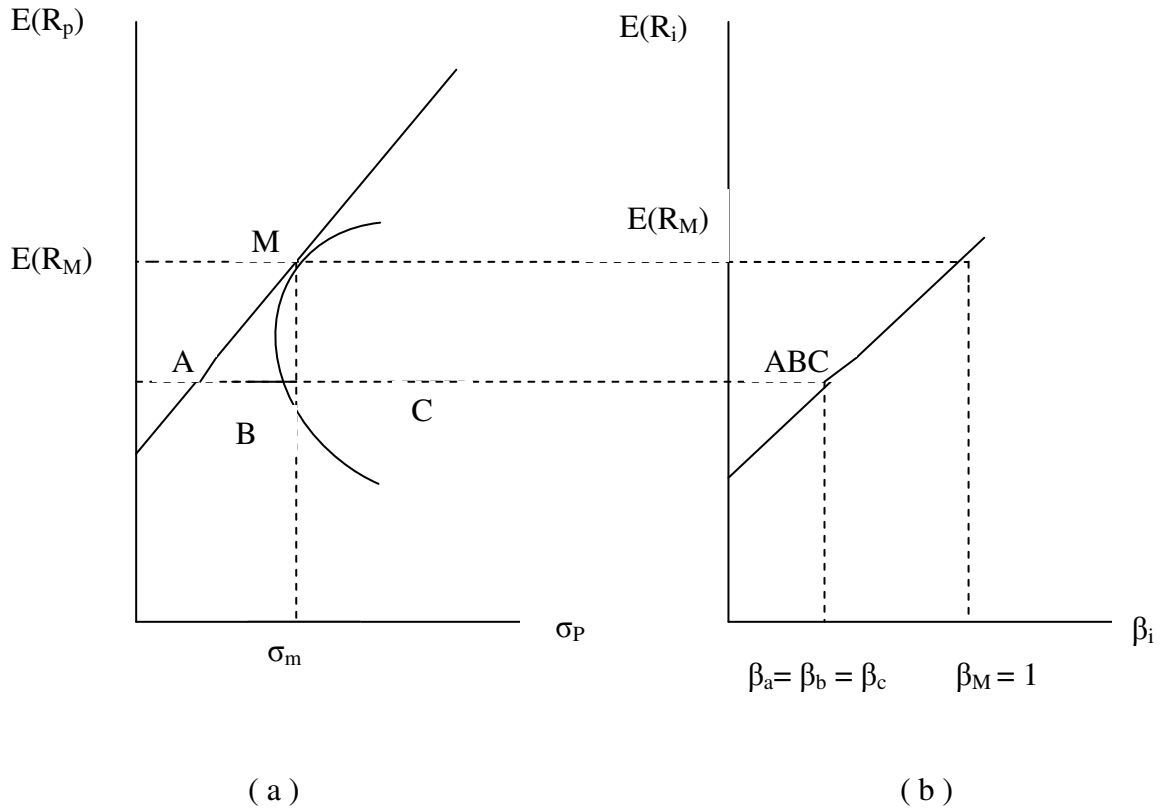
$\sigma_{iM} = p_{iM} \cdot \sigma_i \cdot \sigma_M$ olduğundan; yani herhangi bir i menkul kıymetinin getirisi ile pazar portföyünün getirisi arasındaki kovaryans; bu iki değişken arasındaki korelasyon katsayısı ile herbirinin getirisinin standart sapmasıyla çarpımına eşittir. Bu eşitlik ile MDPD'nin denklemini şu şekilde yazabiliriz.

$$E(R_i) = r_f + \left[\frac{E(R_M) - r_f}{\sigma_M} \right] \cdot \sigma_i \cdot p_{iM}$$

SPD'nin denklemini ise şu şekilde yazabiliriz.

$$E(R_p) = r_f + \left[\frac{E(R_M) - r_f}{\sigma_M} \right] \cdot \sigma_p \cdot p_{pM}$$

SPD üzerindeki bütün portföyler etkin olduğundan bu doğru boyunca portföylerin hepsi pazar portföyü ile tam olarak ilişki içinde olduklarından, $p_{pM} = 1$ 'e eşittir. Etkin olmayan portföyler ve bireysel menkul kıymetler tam olarak pazar ile korelasyon içinde değildirler. MDPD menkul kıymetlerin fiyatlamasında menkul kıymetler etkin olsun ya da olmasın doğru sonucu verir. MDPD'de çeşitlendirilemeyen; yani sistematik risk beta katsayısı ile ölçülür.



Şekil 21 Sermaye Pazarı Doğrusu (a) ve Menkul Değer Pazar Doğrusu (b)

Kaynak: Blake, s. 493.

Şekilde yer alan A portföyü, SPD üzerinde yer aldığından etkin bir portföydür. B portföyü ise Markowitz etkin sınırının üzerinde olması dolayısıyla etkin bir portföy olmakla birlikte sermaye piyasası teorisinde Markowitz'in teorisinden farklı olarak risksiz finansal varlık olduğundan artık etkin bir portföy değildir; çünkü A portföyü ile aynı beklenen getiri oranına sahip olduğu halde şekilden de görüleceği üzere daha yüksek bir standart sapmaya; yani riske sahiptir. C portföyü ise hem A hem de B portföyü ile aynı beklenen getiri oranına sahip olduğu halde daha yüksek risk taşımaktadır. FVFM'de menkul kıymetleri fiyatlama da geçerli risk ölçüsü beta katsayısı ile ölçülen sistematik risktir, sermaye pazarı teorisinde geçerli risk ölçüsü standart sapmadır. MDPD'nin üzerinde şekilden de görüleceği üzere hem etkin hem de etkin olmayan portföylerin sistematik riskleri ile beklenen getirileri arasındaki doğrusal ilişki görülebilir. A ve M etkin portföylerinin yanında B ve C etkin olmayan portföylerde MDPD'nin üzerinde yer almıştır. A, B ve C portföylerinin standart sapmaları farklı olduğu halde beklenen getiri oranlarının aynı olması sistematik risklerinin (beta katsayılarının) aynı olmasından kaynaklanmaktadır.¹² Bu üç portföyün sistematik riskleri aynı olduğundan beklenen getiri oranları eşittir. Toplam risklerinin farklı olması sistematik olmayan riskten kaynaklanmaktadır. Toplam riski; sistematik risk ile sistematik olmayan riski birbiri ile toplayarak bulabiliriz.

5.6. Portföyün Betası

Portföyün betası aşağıdaki gibi hesaplanır.

$$\beta_p = \sum_{i=1}^n w_i \cdot \beta_i = w_1\beta_1 + w_2\beta_2 + w_3\beta_3 + \dots + w_n\beta_n$$

Formülde yer alan w_i portföyde bulunan i hisse senedinin portföy içindeki ağırlığını göstermektedir, n portföydeki menkul kıymet sayısını, β_i portföyde yer alan i hisse senedinin beta katsayısını, β_p ise portföyün getirisinin pazar portföyünün getirisine olan duyarlılığını göstermektedir.

¹² Erdiñç Altay, **Sermaye Piyasasında Varlık Fiyatlama Teorileri**, 1. Baskı, İstanbul: Derin Yayınları, 2004, s.120.

Bir portföyün betası, tek bir hisse senedinin beta katsayısından daha istikrarlıdır; çünkü portföy içerisindeki hisse senetlerinin beta katsayıları birbirlerini dengeler.

Portföyün betasını veren formülden de görüldüğü gibi portföyün betası kendisini oluşturan menkul kıymetlere ait beta katsayılarının ağırlıklı ortalamasına eşittir.

Portföyü oluşturan hisse senetlerinin ortalama betasından daha yüksek beta katsayılı bir hisse senedi portföye dahil edilirse portföyün beta katsayısı ve buna bağlı olarak da beklenen getirisi artar. Aynı şekilde hisse senetlerinin ortalama betasından daha düşük beta katsayılı bir hisse senedi portföye dahil edilirse portföyün beta katsayısı ve buna bağlı olarak da beklenen getirisi düşer. Örneğin bir yatırımcının 25 hisse senedinden oluşan bir portföyü olduğunu ve bu hisselerin her birinin beta katsayılarının da 0.5 olduğunu varsayalım. Bu hisse senetlerinin portföy içindeki ağırlıklarını da eşit; yani her birinin %4 olduğunu kabul edelim. Bu durum karşısında portföyün betası aşağıdaki eşitlikte de görüldüğü üzere 0.5 olur.

$$\text{Portföyün Betası} = \beta_p = \sum_{i=1}^n w_i \beta_i = 0.5$$

Bu senetlerden birinin satılıp yerine beta katsayısı 1.5 olan bir senet alındığını varsayalım. Bu durumda portföyün betası aşağıdaki eşitlikten de görüleceği üzere 0.54 olur.

$$\beta_p = \sum_{i=1}^n w_i \beta_i = 0.96 \times 0.5 + 0.04 \times 1.5 = 0.48 + 0.06 = 0.54$$

Portföyün betası; beta katsayısı 1.5 olan yeni hisse senedinin katılımıyla 0.5'ten 0.54'e yükselmiştir.

5.7. Herhangi Bir Hisse Senedinin Pazar Portföyünün Varyansına Katkısı

Pazar portföyünün varyansı, kovaryans matrisindeki her bir elemanın satır ve sütun başlarındaki ağırlıklarla çarpılmasından sonra toplamalarının alınması şeklinde hesaplanır.¹³

Herhangi bir hisse senedinin pazar portföyünün toplam riskine katkısını; o hisse senedinin portföy içindeki ağırlığını o hisse senedinin pazar portföyü arasındaki kovaryansla çarpmakla bulabiliriz; yani

X hisse senedinin pazar varyansına katkısı $= w_x \cdot \text{Cov}(R_x, R_m)$ 'dir.

$$\text{Cov}(R_x, R_M) = \text{Cov}(R_x, \sum w_k \cdot R_k) = \sum w_k \cdot \text{Cov}(R_x, R_k) \text{ olduğundan}$$

X hisse senedinin pazar varyansına katkısını şöyle bulabiliriz.¹⁴

$$= w_x \cdot \left[\sum w_k \cdot \text{Cov}(R_x, R_k) \right]$$

Eğer x hisse senedinin getirisi ile pazar portföyünün getirisi arasındaki kovaryans pozitif ise x hisse senedinin pazar varyansına katkısı pozitif olur. Eğer x hisse senedinin getirisi ile pazar portföyünün getirisi arasındaki kovaryans negatif ise bu durum karşısında hisse senedi pazar portföyünün riskini aşağı çeker; yani pazarın riskine katkısı negatif olur.

5.8. Beklentilere Dayalı Bir Modelin Gerçekleşmeler İle Test Edilmesi

FVFM'deki temel mantık sistematik risk; yani beta katsayısı ile beklenen getiri oranı arasında doğrusal bir ilişki olmasıdır. Diğer bir ifadeyle herhangi bir menkul değer beklenen getirisi risksiz faiz oranının getirisi ile risk priminin toplamına eşittir. Risk primi ise menkul değer beta katsayısı ile pazar risk priminin çarpımı sonucunda elde edilir. FVFM'nin test edilebilmesi için beklentilere ilişkin verilere gerek duyulmaktadır. Beklentilere ilişkin verilerin kestirimi zor ve güç bir iş olduğundan,

¹³ Konuralp, s. 216.

¹⁴ Konuralp, s. 217.

modelin test edilmesi amacıyla yapılan uygulamalarda tarihi verilerden yararlanılmıştır. Beklentilere dayalı bir modelin gerçekleştirmeler ile; yani tarihi verilerle test edilebilmesi için aşağıdaki iki varsayımdan birinin kabul edilmesi gerekir.¹⁵

Birinci varsayıma göre, ortalama olarak bir menkul kıymetten beklenen getiri oranının gerçekleşen getiri oranına eşit olacağı kabul edilir.

İkinci varsayım piyasa modelinin geçerliliğine dayanmaktadır. Piyasa modeline göre bir menkul kıymetin getiri oranı ile pazar portföyünün getiri oranı arasında doğrusal bir ilişki vardır ve pazar modeli aşağıdaki şekilde yazılabilir.

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

Herhangi bir i menkul kıymetinin beklenen getiri oranı şu şekilde yazılabilir.

$$E(R_i) = \alpha_i + \beta_i E(R_M)$$

Bu eşitlikten aşağıdaki durumu elde edebiliriz.

$$E(R_i) - \alpha_i - \beta_i E(R_M) = 0$$

Bu sıfıra eşit olan denklemi ilk eşitliğin sağ tarafına eklediğimizde ve gerekli düzenlemeleri yaptığımızda şu denklem elde edilir.

$$R_{it} = E(R_i) + \beta_i [R_{Mt} - E(R_M)] + e_{it}$$

FVFM’de beklenen getiri oranı şu şekilde formüle edilmektedir.

$$E(R_i) = R_f + \beta_i [E(R_M) - R_f]$$

Bu eşitliği gerekli düzenlemeler yaptıktan sonra elde ettiğimiz R_{it} eşitliğinde yerine koyarsak,

$$R_{it} = R_f + \beta_i [E(R_M) - R_f] + \beta_i [R_{Mt} - E(R_M)] + e_{it}$$

¹⁵ Hayal Ünvan, **Finansal Varlıkları Fiyatlandırma Modeli ve Türkiye Üzerine Bir Deneme**, 1. Baskı, Ankara: Sermaye Piyasası Kurulu Yayını, 1989, s.17.

$$R_{it} = R_f + \beta_i E(R_M) - \beta_i R_f + \beta_i R_{Mt} - \beta_i E(R_M) + e_{it}$$

$$R_{it} = R_f - \beta_i R_f + \beta_i R_{Mt} + e_{it}$$

$R_{it} = R_f + \beta_i [R_{Mt} - R_f] + e_{it}$; bulduğumuz bu eşitlik ile FVFM'yi gerçekleştirmeler cinsinden ifade etmiş oluruz.¹⁶

Modelin bu formu ile; yani tarihi verilerle test edilmesi uygun görünmektedir. Modelin bu form ile test edilebilmesi için üç tane varsayım vardır.

1. Pazar modeli her zaman geçerlidir.
2. FVFM her zaman geçerli olmalıdır.
3. Beta katsayısı zaman içinde sabit kalmalıdır.

Bu modelin gerçekleştirmelere ait verilerle testi bu üç hipotezin aynı anda test edilmesi olacaktır.

5.9. Karakteristik Regresyon Doğrusu ve Beta Katsayısı

Ekonomik, politik ve sosyal çevredeki meydana gelen değişimler menkul kıymet piyasalarını etkilerler ve bu değişimler sistematik riskin kaynaklarıdır. Çeşitlendirilemeyen; yani sistematik risk istatistiksel olarak basit doğrusal regresyon ile ölçülebilir. Bu basit doğrusal regresyon doğrusuna karakteristik regresyon doğrusu denir. Karakteristik regresyon doğrusu ile hisse senedi, hazine bonosu, futures kontratlar, gayrimenkuller veya herhangi bir pazarlanabilir varlık için istatistiksel tahmin yapılabilir. Bu regresyon doğrusunun basit doğrusal regresyonun temel varsayımlarını taşıması gerekmektedir. Regresyon analizi ile yapılacak tahminlerin geçerli olması, hata terimleri ile ilgili olan ve temel varsayımlar olarak adlandırılan varsayımların geçerliliğine bağlıdır. Basit regresyonun varsayımları şunlardır:¹⁷

- 1- Normallik : Hata terimlerinin dağılımı normal dağılımdır.

¹⁶ Edwin J. Elton ve Martin J Gruber, **Modern Portfolio Theory and Investment Analysis**, New York: John Wiley & Sons, Inc. , 1995, s. 342.

¹⁷ Selahattin Güriş ve Ebru Çağlayan ,**Ekonometri**, İstanbul: Der Yayınevi, 2000, s. 93-94.

2- Sıfır Ortalama : Hata terimlerinin dağılımlarının ortalaması sıfırdır. Bu varsayım hata terimlerinin beklenen değerinin sıfır olacağını ifade etmektedir; yani $E(\varepsilon_i) = 0$ 'dır.

3- Sabit Varyans : Hata terimlerinin her birinin dağılımının varyansı sabittir, bir başka deyişle herbir hata teriminin dağılımının aynı varyansa sahip olması gerekmektedir.

$$E[\varepsilon_i - E(\varepsilon_i)]^2 = E(\varepsilon_i)^2 = \sigma^2$$

Bu varsayıma göre X_i 'nin alacağı değerler ile oluşan ε_i 'lerin varyansı her bir X_i için aynı olacaktır.

4- Otokorelasyon olmaması : Hata terimleri arasındaki ilişkiye otokorelasyon denir. Bu varsayıma göre hata terimleri birbirini etkilemeyecektir. İstenen otokorelasyon olmamasıdır.

$$E[\varepsilon_i - E(\varepsilon_i)] \cdot [\varepsilon_j - E(\varepsilon_j)] = E(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0 \quad i \neq j$$

5- Bağımsız değişken olan X_i ; tesadüfi değişken olmayacaktır; yani tekrarlanan örnekler için X_i değerleri sabit olacaktır. Tesadüfi değişken, belirli değerleri belirli olasılıklarla alan değişkendir.

5.10. Varlığın Toplam Riskini Ayırmak

Herhangi bir varlığın toplam riski varlığın getirisinin varyansı ile ölçülebilir ve $\text{Var}(r)$ şeklinde ifade edilir. Toplam risk sistematik ve sistematik olmayan risk olmak üzere ikiye ayrılmaktadır.

$$r_{i,t} = a_i + b_i r_{m,t} + e_{it} \rightarrow \text{karakteristik regresyon doğrusu}$$

Karakteristik regresyon doğrusu finansal varlığın sistematik ve sistematik olmayan riskini ölçmeye yarayan bir doğrudur. Beta katsayısı ile sistematik risk ölçülür. Var (e) ile de çeşitlendirilebilir; yani sistematik olmayan risk ölçülebilir. Karakteristik regresyon doğrusu hakkındaki ilk yayın Harry Markowitz'in, "Portfolio

Selection” adlı eseridir ve Markowitz bunu endeks modeli olarak tanımlamıştır. Harry Markowitz’in öğrencisi olan William F. Sharpe ise doktora çalışmasında modeli tekli endeks modeli olarak tanımlamıştır.

$$\text{Var} (r_{i,t}) = \text{Var} (a_i + b_i r_{m,t} + e_{i,t})$$

$$\text{Var} (r_{i,t}) = \text{Var}(a_i) + \text{Var}(b_i r_{m,t}) + \text{Var}(e_{i,t})$$

$$\text{Var}(a_i) = 0 \text{ olduğundan}$$

$$\text{Var} (r_{i,t}) = 0 + \text{Var}(b_i r_{m,t}) + \text{Var}(e_{i,t})$$

$$= b_i^2 \cdot \text{Var}(r_{m,t}) + \text{Var}(e_{i,t})$$

$$= \text{Sistemik Risk} + \text{Sistemik Olmayan Risk}$$

İstatistikçiler sistemik olmayan risk ölçüsü $\text{Var} (e_{i,t})$ ’ yi artık varyans olarak tanımlarlar. Korelasyon katsayısının karesi ise toplam risk içindeki çeşitlendirilemeyen risk oranını verir; bu katsayıya determinasyon katsayısı denir.¹⁸

$$\frac{b_i^2 \cdot \text{Var}(R_M)}{\text{Var}(R_i)} = p^2 = \frac{\text{Çeşitlendirilemeyen Risk}}{\text{Toplam Risk}}$$

Determinasyon katsayısı yukarıdaki formül yardımıyla bulunabilir. Determinasyon katsayısının diğer bir adı da belirlilik katsayısıdır.

Bağımlı değişkendeki değişmelerin bağımsız değişken veya bağımsız değişkenler tarafından açıklanma oranını gösteren katsayıya belirlilik katsayısı denir. Basit doğrusal regresyonda tek bağımsız değişken olduğundan, bağımlı değişkendeki değişmeler bu bağımsız değişken tarafından açıklanır. R^2 0 ile 1 arasında değerler alır. R^2 ’nin değeri 1’e yaklaştıkça bağımsız değişkenin bağımlı değişkendeki değişmeleri açıklama oranı artar, R^2 ’nin değeri 0’a yaklaştıkça bağımsız değişkenin bağımlı değişkendeki değişmeleri açıklama oranı azalır.

¹⁸ Francis, s. 626.

Belirlilik katsayısı açıklanan değişimin toplam değişmeye oranı olarak da tanımlanır ve R^2 ile ifade edilir. Açıklanmayan değişimin toplam değişmeye oranını ise $(1-R^2)$ verir. Bağımsız değişken bağımlı değişkendeki değişimleri hiç açıklamıyorsa açıklanan değişme sıfıra eşit, bağımsız değişken bağımlı değişkendeki değişmelerin tümünü açıklıyorsa açıklanan değişme toplam değişmeye eşit olur.¹⁹ Basit doğrusal regresyonda korelasyon katsayısının karesi belirlilik katsayısına eşittir.²⁰

Karakteristik regresyon doğrularında yüzlerce hisse senedi ile yapılan çalışmalarda ortalama korelasyon katsayısı karakteristik regresyon doğrusunda $p = 0,5$ olarak bulunmuştur.²¹ $p^2 = 0,5^2 = \%25$ olduğundan hisse senedi getirisindeki toplam değişkenliğinin $\%25$ 'inin pazar tarafından açıklandığı görülmektedir. Determinasyon katsayısı yüksek olan finansal varlıklara yatırım yaparsak toplam riskin büyük bir kısmı çeşitlendirilemeyen risk olduğundan çeşitlendirme ile riskte azalma sağlamada fazla başarılı olunamaz.

Tablo 3
X Varlığı İle Pazar Portföyünün Aylık Getiri Oranları

Obs	R_X	R_M
2000:01	0.08	0.03
2000:02	0.06	0.06
2000:03	0.03	0.12
2000:04	0.16	0.06
2000:05	-0.02	0.01
2000:06	0.07	0.08
2000:07	0.08	0.22
2000:08	-0.04	-0.01
2000:09	0.22	0.14
2000:10	0.1	0.18
2000:11	-0.22	-0.06
2000:12	0.14	0.08
2001:01	0.03	0.05
2001:02	0.17	0.1
2001:03	0.12	0.08
2001:04	-0.06	-0.01
2001:05	0.03	0.05
2001:06	0.02	0.1
2001:07	0.12	0.14
2001:08	0.22	0.08

¹⁹ Münevver Turanlı ve Selahattin Güriş, **Temel İstatistik**, İstanbul: Der Yayınevi, 2000, s. 486.

²⁰ Turanlı ve Güriş, s. 536.

²¹ Francis, s. 626.

Bu tablo da yukarıda da görüldüğü gibi Ocak 2000 – Ağustos 2001 tarihleri arasındaki X varlığı ile pazar portföyünün getiri oranları aylık olarak gözükmektedir. Bu iki getiri oranının regresyona tabi tutulması sonucunda aşağıdaki denklem elde edilmiştir.

$$\hat{R}_X = -0.009 + 0.995\hat{R}_M$$

Bu eşitlik X varlığına ait karakteristik regresyon doğrusuna aittir. Doğrunun y eksenini kestiği nokta; yani alfa değeri (α) -0.009, doğrunun eğimi; yani beta katsayısının (β) ise 0.995 olduğu gözükmektedir.

Tablo 4
X Varlığına Ait Hata Terimleri

Ay	R_X	R_M	$\hat{R}_X = -0.009189 + 0.995R_M$	$e_X = R_X - \hat{R}_X$
Ocak 2000	0.08	0.03	0.02069	0.05931
Şubat 2000	0.06	0.06	0.05056	0.00944
Mart 2000	0.03	0.12	0.11031	-0.08031
Nisan 2000	0.16	0.06	0.05056	0.10944
Mayıs 2000	-0.02	0.01	0.00077	-0.02077
Haziran 2000	0.07	0.08	0.07048	-0.00048
Temmuz 2000	0.08	0.22	0.20990	-0.12990
Ağustos 2000	-0.04	-0.01	-0.01915	-0.02085
Eylül 2000	0.22	0.14	0.13023	0.08977
Ekim 2000	0.1	0.18	0.17007	-0.07007
Kasım 2000	-0.22	-0.06	-0.06894	-0.15106
Aralık 2000	0.14	0.08	0.07048	0.06952
Ocak 2001	0.03	0.05	0.04060	-0.01060
Şubat 2001	0.17	0.1	0.09040	0.07960
Mart 2001	0.12	0.08	0.07048	0.04952
Nisan 2001	-0.06	-0.01	-0.01915	-0.04085
Mayıs 2001	0.03	0.05	0.04060	-0.01060
Haziran 2001	0.02	0.1	0.09040	-0.07040
Temmuz 2001	0.12	0.14	0.13023	-0.01023
Ağustos 2001	0.22	0.08	0.07048	0.14952

X varlığına ait hata terimlerinin bulunduğu tablodan hareketle hata teriminin, X varlığının ve pazar portföyünün varyansları şu değerlerde bulunmuştur.

$$X \text{ varlığının varyansı} = \sigma^2_x = 0.103185^2 = 0.010647$$

$$\text{Pazar portföyünün varyansı} = \sigma^2_M = 0.066689^2 = 0.004447$$

$$\text{Hata teriminin varyansı} = \sigma^2_e = 0.078972^2 = 0.006236$$

Dolayısıyla X varlığının sistematik ve sistematik olmayan riskleri şu değerlere eşittir.

$$\text{Toplam Risk} = \sigma^2_x = 0.103185^2 = 0.010647$$

$$\text{Sistematik Risk} = \beta^2_x \cdot \sigma^2_M = 0.995858^2 \cdot 0.066689^2 = 0.004410$$

$$\text{Sistematik Olmayan Risk} = \sigma^2_e = 0.006236$$

X varlığının toplam riskini oluşturan sistematik ve sistematik olmayan risk büyüklüklerini bu şekilde bulduktan sonra, aşağıda sistematik ve sistematik olmayan riskin toplam risk içindeki oranları bulunmuştur.

Daha önce değinildiği gibi basit doğrusal regresyon doğrusunun belirlilik katsayısı; yani korelasyon katsayısının karesi toplam risk içindeki çeşitlendirilemeyen risk oranını verir ve R^2 şeklinde gösterilir. Sistematik olmayan riskin toplam risk içindeki payı ise, $(1 - R^2)$ ile bulunabilir.

X varlığının sistematik ve sistematik olmayan risklerinin , toplam riske oranları şu değerleri almıştır.

$$\text{Sistematik riskin toplam risk içindeki payı} = R^2 = 0.414254 = \% 41.42$$

ya da

$$\frac{\text{Sistematik Risk}}{\text{Toplam Risk}} = \frac{\beta^2_x \cdot \sigma^2_M}{\sigma^2_x} = \frac{0.995858^2 \cdot 0.066689^2}{0.103185^2} = \frac{0.004410}{0.010647} = 0.414254 = \%41.42$$

Sistematik olmayan riskin toplam risk içindeki payı = $1 - R^2 = 1 - 0.414254 = 0.585746 = \% 58.57$

ya da

$$\frac{\text{Sistematik} \cdot \text{Olmayan} \cdot \text{Risk}}{\text{Toplam} \cdot \text{Risk}} = \frac{\sigma_e^2}{\sigma_x^2} = \frac{0.006236}{0.010647} = 0.5857 = \%58,57$$

5.11. Finansal Varlıkları Fiyatlama Modeli'nin Alternatif Formları

FVFM'de gerçek hayatla pek ilgisi bulunmayan birçok varsayım vardır; işte bu varsayımların bir kısmının kaldırılması veya değiştirilmesi ile modelin çeşitli formları meydana gelmiştir. Bu formlardan en çok bilinenleri tüketim temelli form, sıfır beta formu ve çok betalı formdur.

5.11.1. Tüketim Temelli FVFM

FVFM'nin tüketim temelli formu Breeden ve Rubinstein tarafından geliştirilmiştir. Tüketim temelli formda sermaye piyasalarındaki denge olgusuna tek dönemli olarak değil çok dönemli olarak bakılmıştır. Tüketim temelli formun bazı varsayımları vardır. Bu varsayımlar şunlardır.

1. Yatırımcıların homojen beklentileri vardır.
2. Sonsuz yaşayan sabit bir nüfus vardır.
3. Ekonomik birimlerin yatırım yaptığı tek bir tüketim malı vardır.
4. Yatırımcıların amacı çok dönemli fayda fonksiyonlarını maksimize etmektir.

Tüketim temelli formda aşağıdaki regresyon doğrusu ile katsayılar tahmin edilir.

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

C_t = t döneminde kişi başına tüketimdeki artış oranı

R_{it} = i varlığının t dönemindeki getiri oranı

e_{it} = hata terimi (artık)

1. $E(e_{it}) = 0$; hata teriminin ortalaması sıfır olmalıdır.

2. Artık (hata terimi) ile indeks (toplam tüketimdeki artış oranı) arasındaki kovaryans sıfırdır; $E(e_{it}, C_i) = 0$

$$3. \quad \beta_i = \frac{Cov(R_{it}, C_t)}{Var[C_t]}$$

$R_{it} = \alpha_i + \beta_i C_t + e_{it}$ denkleminde hareketle denge koşulu şu şekilde belirtilebilir.

$$E(R_i) = E(R_z) + \mu_1 \cdot \beta_1$$

Bu denklemdeki μ_1 tüketim betasının pazar fiyatına, $E(R_z)$ ise tüketim betası sıfır olan portföyün beklenen getiri oranına eşittir.²²

FVFM'nin tüketim temelli formu standart formu ile benzerlik taşımaktadır. Standart formdaki pazar portföyünün yerini tüketim temelli formda kişi başına tüketimdeki artış oranı almıştır. Bu formda getirilerin tüketimdeki artış oranıyla ilişkili olduğu savunulmaktadır.

Standart FVFM'de riskli varlıklardan oluşan pazar portföyünün getiri oranını ölçmedeki zorluk tüketim temelli formda pazar portföyünün yerini tüketimdeki artış oranının almasından dolayı kalkmıştır. Tüketim temelli formda tüketimdeki artış oranı R_M 'yi ; yani pazar portföyünün getiri oranını ölçmek için güzel bir ölçüttür.²³

Tüketim temelli form finansal varlıkların getirilerini açıklama da yeterli değildir, yapılan çalışmalar bunu göstermiştir. Breeden, Gibbons ve Litzenberger kişi başına tüketim artış oranını ölçme de bazı problemlerin olduğunu belirtmişlerdir. Bunlar; tüketim tahminleri örneklem hatası içerirler, tüketim için istatistikler

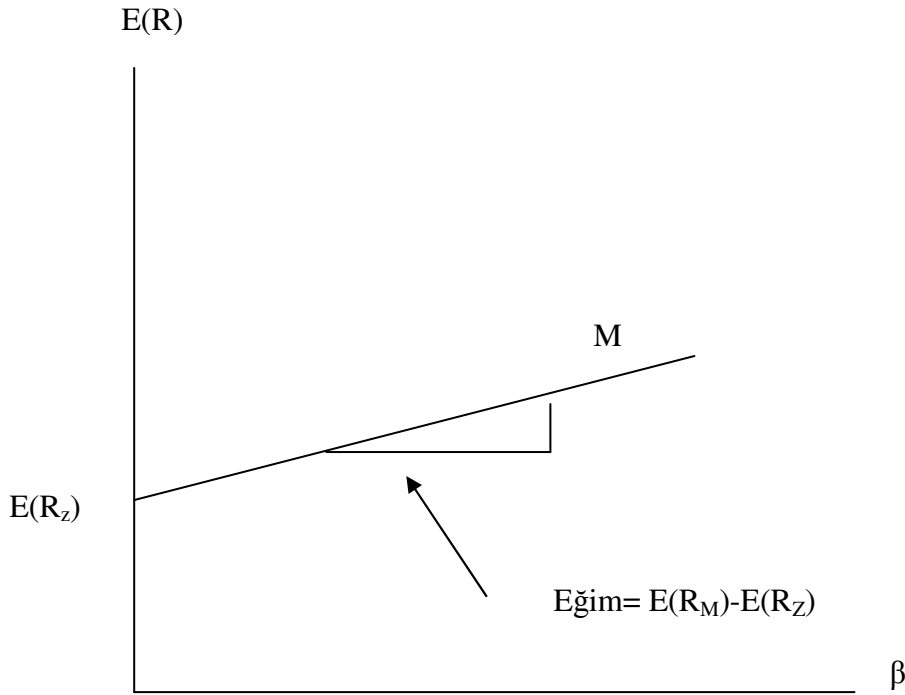
²² Elton ve Gruber, s. 330.

²³ Paul Evans ve Iftekhar Hasan, 'The Consumption - Based Capital Asset Pricing Model', Vol. 8, No. 1:4 (1998), s.1.

açıklanmaz; harcamalar için veriler açıklanır; fakat toplam harcama istatistikleri de gecikmeli olarak açıklanır.²⁴

5.11.2. Sıfır Beta Formu

Standart formdan sonra en çok kullanılan genel denge modelidir. Standart formdaki tek bir risksiz faiz oranından sınırsız miktarda borç alma ve verme varsayımının kaldırılması ile bu form oluşturulmuştur. Gerçek hayatta yatırımcılar hiçbir zaman borç verebildikleri oranlardan borç alamazlar. Sıfır beta modeli Black tarafından ortaya konulmuştur. Bu modelde risksiz finansal varlık yer almamakta, onun yerine pazar portföyü ile kovaryansı sıfır olan ve bu yüzden de betası sıfır olan bir portföy yer almaktadır.



Şekil 22 Sıfır Beta'lı Finansal Varlıkları Fiyatlama Doğrusu

Bu doğrunun denklemini şu şekilde yazabiliriz.

$$\text{Beklenen Getiri} = a + b (\text{Beta})$$

$E(R_z)$ betası sıfır olan portföyün beklenen getirisini göstermektedir.

²⁴ Elton ve Gruber, s. 357.

$$E(R_Z) = a + b(0) \text{ veya } a = E(R_Z)$$

Doğrunun üzerinde M; pazar portföyü de yer almaktadır ve sıfır betalı doğrunun denklemi pazar portföyü içinde geçerlidir. Pazar portföyünün betası 1'e eşit olduğundan denklemde yerine koyarsak;

$$E(R_M) = E(R_Z) + b(1) \text{ veya } b = E(R_M) - E(R_Z)$$

Bunları birleştirirsek herhangi bir menkul kıymet veya portföy için denklem şu hale gelir.

$$E(R_i) = E(R_Z) + [E(R_M) - E(R_Z)] \cdot \beta_i$$

Denklemdeki $E(R_i)$ ve β_i herhangi bir varlık veya portföy için beklenen getiri ve beta katsayısını göstermektedir.

Bu denklem FVFM'nin sıfır beta versiyonunu vermektedir. Sıfır beta formu iki-faktörlü model olarak da anılmaktadır.

Sıfır beta formu standart forma çok benzemekle birlikte standart formdaki risksiz faiz oranının yerini burada sıfır betalı $E(R_Z)$ almıştır. Bu yeni eşitlikte kesişim noktası standart formdaki FVFM eşitliğinin kesişim noktasından daha yukarıda çıkmakta, riskli araçların oluşturduğu etkin sınırdaki bir değişiklik olmadığından MDPD'nin eğimi de buna bağlı olarak azalmaktadır.

5.11.3. Çok Betalı Model

Merton tarafından ortaya atılan çoklu beta modeli FVFM'nin tüketim temelli formunda olduğu gibi çok dönemli bir modeldir. Çok betalı modelin denklemi şu şekildedir.

$$E(R_i) - R_f = \beta_{iM} [E(R_M) - R_f] + \beta_{iI1} [E(R_{I1}) - R_f] + \beta_{iI2} [E(R_{I2}) - R_f] + \dots$$

Yukarıdaki eşitlikteki $E(R_{Ij})$ 'lerin hepsi yatırımcıların karşı karşıya olduğu j risk unsurunu hedge edecek portföyün beklenen getiri oranını göstermektedir.

β_{ij} ise i varlığının getiri oranının j risk unsurunu hedge edecek portföyün beklenen getiri oranına duyarlılığını göstermektedir.²⁵

Enflasyon modeli çok betalı FVFM'nin en basit formudur. Bu modelde herhangi bir menkul kıymetin beklenen getiri oranı iki duyarlılık fonksiyonuyla ifade edilmiştir ve aşağıdaki şekilde gösterilebilir.

$$E(R_i) - R_f = \beta_{iM} [E(R_M) - R_f] + \beta_{iI} [E(R_{II}) - R_f]$$

Bu model standart forma benzemekle birlikte; standart forma yeni bir terimin eklenmesiyle; yani $\beta_{iI} [E(R_{II}) - R_f]$ ile ondan ayrılmıştır. Yeni terim enflasyon riskinin fiyatıyla β_{iI} 'nin çarpımından oluşmaktadır. β_{iI} i menkul kıymetin getiri oranının enflasyon riski unsurunu hedge edecek portföyün beklenen getirisine duyarlılığını göstermektedir. Model, yatırımcıların üzerinde durdukları risk unsurlarını oluşturacakları hedge portföyleriyle ortadan kaldırılacağını söylemekle beraber, bu risk kaynaklarının neler olduğunu ve portföylerin nasıl kurulacağı hakkında bir bilgi vermemektedir.²⁶

5.12. Finansal Varlıkları Fiyatlama Modeli'ni Test Etmek İçin Yapılan Bazı Çalışmalar

Yapılan çalışmaların birçoğu FVFM'nin standart formunu ve sıfır beta formunu (iki-faktörlü) test etmek amacıyla yapılmıştır. Standart form bilindiği gibi $E(R_i) = R_f + \beta_i [E(R_M) - R_f]$ şeklinde formüle edilir.

Ödünç verme veya ödünç almanın olmadığı iki-faktörlü model olarak da bilinen sıfır beta formu ise $E(R_i) = E(R_Z) + \beta_i [E(R_M) - E(R_Z)]$ denklemi ile ifade edilir.

Yapılan testler sonucunda standart formda kesişim terimi R_f 'ye ve eğimde $[E(R_M) - R_f]$ 'ye eşit olması gerekir. Sıfır beta formunda ise kesişim terimi $E(R_Z)$ 'ye, eğim ise $[E(R_M) - E(R_Z)]$ 'ye eşit olması gerekir. Katsayıların tahmin edilen değerleri teorik değerlerine eşit olması gerekir.

²⁵ Altay, s. 120.

²⁶ Mustafa Özçam, **Varlık Fiyatlama Modelleri Aracılığıyla Dinamik Portföy Yönetimi**, Ankara: Sermaye Piyasası Kurulu Yayınları, 1997, s.24.

FVFM'yi test etmek için yapılan çalışmaların bazılarında tek tek hisse senetleri, bazılarında ise portföyler kullanılmıştır. FVFM'yi test etmek için yapılan çalışmalardaki modeller farklı şekillerde formüle edilmişlerdir; yani denklemlerin formları birbirinden farklıdır.

Uygulamalar farklı yöntemler kullanılarak yapılmış olmasına rağmen, bunların odak noktası şöyle özetlenebilir.

1. Bir menkul kıymetin beklenen getirisi sistematik riski ile doğrusal ve pozitif olarak ilişkilidir. Riskten kaçınan yatırımcılar fazla riski ancak ek bir getiri karşılığında kabullenirler.

2. Sistematik olmayan risk ile beklenen getiri arasında bir ilişki yoktur; çünkü yatırımcılar çeşitlendirme ile sistematik olmayan riskten kaçınabilirler.²⁷

5.12.1. Sharpe ve Cooper'ın Çalışması

Sharpe ve Cooper'ın çalışması FVFM için yapılan ilk testlerdendir ve 1972 yılında yapılmıştır. Bu çalışma New York Menkul Kıymetler Borsası'ndaki hisse senetleri için 1931-1967 döneminde yapılmıştır. Yapılan çalışmada beklenen getiri ile sistematik risk arasındaki ilişki incelenmiştir.

²⁷ Ünvan, s. 18.

Tablo 5
Beta Sırasına Göre Portföylerdeki Ortalama Getiriler Ve Betalar

Strateji	Ortalama Getiri	Portföyün Betası
10	22.67	1.42
9	20.45	1.18
8	19.116	1.14
7	21.77	1.24
6	18.49	1.06
5	19.13	0.98
4	18.88	1.00
3	14.99	0.76
2	14.63	0.65
1	11.58	0.58

Çeşitli stratejilerde (portföylerde) elde edilen ortalama getiri ve portföy beta değerleri regresyona tutulmuş ve regresyon sonucunda aşağıdaki doğrusal denklem tahmin edilmiştir.

$$E(R_i) = 5.54 + 12.75\beta_i$$

Modelin belirlilik katsayısı 0.95'tir. Bunun anlamı beklenen getiri oranındaki değişimlerin %95'i beta katsayısından kaynaklanmaktadır.

Regresyon sonucunda kesişim terimi % 5.54 olarak bulunmuştur. Bu oran çalışılan dönem için yüksektir. Bu dönemde risksiz faiz oranı (hazine bonolarının faiz oranı) %2'nin altındadır. Kesişim teriminin risksiz faiz oranından yüksek olması FVFM'nin iki-faktörlü formunun geçerli olduğunu desteklemektedir. Sharpe ve Cooper

alışmaları sonucunda beklenen getiri ile sistematik risk arasında kuvvetli ve doęrusal bir iliřki olduęunu bulmuřlardır.

5.12.2. Lintner'in alışması

Lintner alışmasını 1954-1963 yılları arasında 301 hisse senedi iin gerekleřtirmiřtir. Lintner alışmasında yıllık veriler ile iki ařamalı regresyon modelini kullanmıřtır. İlk ařamada zaman dizisi regresyonu ile beta katsayısı tahmin edilmiřtir. İlk ařamada ařaęıdaki denklem ile tahmin yapılmıřtır.

$$R_{it} = \alpha_i + b_i R_{Mt} + e_{it}$$

Burada b_i i hisse senedine ait beta deęeridir ve regresyon ile bu katsayı tahmin edilmiřtir. Lintner, R_{Mt} ; yani pazar portföyü olarak Standard Poor's (S&P) 425 endeksini kullanmıřtır. Lintner 1. ařamada, alışmasında kullandıęı her bir hisse senedinin getirisini S&P endeksinin getirisi ile regresyona sokmuřtur. 1. ařamada yapılan regresyonlar sonucunda tahminin standart hatası her bir senet iin %8,5'ten daha fazla, hata terimlerinin varyanslarının ortalaması ise %8'in üzerinde bulunmuřtur. Bu rakamlar bu dönemdeki ortalama risksiz faiz oranının iki katıdır. Bu 301 senedin 103'ünün R^2 deęeri %25'in altındadır; yani toplam risk iindeki eřitlendirilemeyen riskin payı bu 103 senette %25'in altındadır. alışmada kullanılan dięer 150 senetten daha fazlasında R^2 deęeri %50'nin altında, 34 senette %75'in üzerinde ve sadece 2 senette %90'ın üzerindedir.²⁸

Lintner'in oluřturduęu apraz-kesitli regresyon ikinci ařamayı oluřturmaktadır ve řu formdadır.

$$E(R_i) = a_1 + a_2 b_i + a_3 S_{ei}^2 + \eta_i$$

Buradaki S_{ei}^2 birinci ařamadaki regresyon denkleminin artıęının (hata teriminin) varyansıdır. Bu modeldeki herbir parametrenin teorik bir deęeri vardır. Regresyon sonucunda bulunan tahmini deęerler bu teorik deęerlere eřit ise Lintner'in modeli test etmek iin yaptıęı alışma geerlidir. a_3 katsayısı sıfıra, a_2 katsayısı

²⁸ John Lintler, "Security Prices, Risk, and Maximal Gains From Diversification", **The Journal of Finance**, Vol.20, No.4 (December 1965), S. 611.

$E(R_M) - R_F$ veya $[E(R_M) - E(R_Z)]$ 'ye, a_1 katsayısı da R_F ya da $[E(R_Z)]$ 'ye eşit bulunmalıdır. Lintner yaptığı çalışma sonucunda katsayılara ait aşağıdaki değerleri bulmuştur.

$$a_1 = 0.108$$

$$a_2 = 0.063$$

$$a_3 = 0.237$$

Lintner'in bulduğu sonuçlar FVFM ile çelişir vaziyettedir. a_3 katsayısı istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif çıkmıştır. Kesişim terimi a_1 'in tahmin edilen değeri risksiz faiz oranının üzerinde çıkmıştır; çünkü bu dönemde risksiz faiz oranı %4 seviyesinde gerçekleşmiştir, oysa tahmin edilen değer %10.8'dir. a_2 'de istatistiksel olarak anlamlı çıkmasına rağmen risk priminin değerinden altında bulunmuştur. Bu dönemde risk primi %14 olarak gerçekleşmiştir; çünkü bu 10 yıllık dönemde S&P Endeksi'nde ortalama getiri oranı yıllık olarak %18'dir, bu dönemde risksiz faiz oranının getirisi %4 olduğundan; risk primi de bu iki değer arasındaki farka eşit olduğundan risk primi = %18 - %4 = %14 olarak bulunabilir; oysa Lintner'in tahmin ettiği değer bu rakamın altında; yani %6,3'tür. a_2 ve a_3 katsayıları istatistiksel olarak 0.01 hata payı düzeyinde sıfırdan farklıdır ve bu katsayıların t değerleri sırasıyla 6.9 ve 6.8'dir. Regresyon sonucunda tahmin edilen a_3 katsayısının sıfıra eşit olması gerekmektedir; Lintner ise sıfırdan farklı olarak 0.237 bulmuştur. Bu katsayının sıfıra eşit olmasının gereksinim nedeni FVFM'ye göre yatırımcıların sistematik olmayan risk karşılığında hiçbir getiri sağlamayacağındandır. Toparlayacak olursak Lintner'in tahmin ettiği risksiz faiz oranı gerçekleşme değerinden daha yüksek, tahmin ettiği risk primi ise gerçekleşen risk priminden daha düşük çıkmıştır.

5.12.3. Black, Jensen ve Scholes'un Testi

Black, Jensen ve Scholes 1972 yılında yaptıkları çalışmalarında aşağıdaki zaman serisi denklemini kullanmışlardır.

$$R_{it} - R_{Ft} = \alpha_i + \beta_i [R_{Mt} - R_{Ft}] + e_{it}$$

Bu eşitlik zaman serisi verileri ile regresyon sonucunda tahmin edildiğinde, eğer standart FVFM getirileri açıklıyabiliyorsa regresyon katsayısı α_i 'nin sıfıra eşit olması gereklidir.

Black, Jensen ve Scholes ekonometride enstrümental değişken denilen bir teknik kullanarak beta değerlerini geçmiş 5 yılın aylık verileri üzerinden hesaplamışlardır. Enstrümental değişken; gerçek beta ile yüksek korelasyona sahip; ancak tek başına; yani bağımsız olarak ölçülebilen bir değişkendir. Bu teknik diğer çalışmalara da örnek olmuş ve birçok araştırmada beta hesaplamasında kullanılmıştır.

Black, Jensen ve Scholes enstrümental değişken tekniğini şu şekilde uygulamışlardır. Hisselerin beş yıllık bir dönemde aylık veriler ile beta değerleri tahmin edilmiş ve bunun sonucunda tüm hisseler beta değerlerine göre %10'luk gruplara ayrılmıştır. Bu yolla oluşturulan on grup hisse izleyen yılda (altıncı yıl) on farklı portföyü oluşturmuştur. Daha sonra, ikinci yıldan altıncı yıla kadar olan beş yıllık dönem için betalar tahmin edilerek, hisseler betalarına göre yeniden sıralanmış ve yedinci yıldaki on portföy bu yeni sıralama ile elde edilmiştir. Bu işleme 1931-1965 yılları arasındaki 35 yıllık süre için devam edilmiştir. Böylece, her %10'luk grup için yıllık getiriler 35 yıllık bir dönemde hesaplanmış ve birbirinden farklı beta değerlerine sahip on portföyün getiri değerleri elde edilmiştir. Bu on portföy verisinin piyasaya göre regresyonu sonucunda kesişim, beta ve korelasyon katsayısı değerleri elde edilmiştir.

Tablo 6
Black, Jensen ve Scholes Tarafından Gerçekleştirilen FVFM Testi

	β	İlave Getiri	α_i , kesişim	p; korelasyon katsayısı
1	1.561	0.0213	-0.0829	0.963
2	1.384	0.0177	-0.1938	0.988
3	1.148	0.0171	-0.0649	0.988
4	1.163	0.0163	-0.0167	0.991
5	1.057	0.0145	-0.0543	0.992
6	0.923	0.0137	0.0593	0.983
7	0.853	0.0126	0.0462	0.985
8	0.753	0.0115	0.0812	0.979
9	0.629	0.0109	0.1968	0.956
10	0.490	0.0091	0.2012	0.898
Piyasa	1.000	0.0142		

Bu tablo beta, ilave getiri, kesişim ve korelasyon katsayılarını göstermektedir. İlave getiri; portföydeki ortalama getiriden risksiz faiz oranının çıkarılmasıyla elde edilmektedir. Model ilave getirileri çok iyi açıklamaktadır; yukarıda görüldüğü gibi korelasyon katsayılarının değerleri oldukça yüksektir; yalnız kesişim değerleri sıfırdan farklıdır. Beta değerleri 1'den büyük olan portföylerin kesişim terimi tabloda da görüldüğü gibi negatif, beta değerleri 1'den küçük olan portföylerin kesişim değerleri ise pozitifdir. Bu durum, FVFM'nin sıfır beta versiyonuna uygundur. Sıfır beta versiyonu aşağıdaki şekilde yazılabilir.

$$R_{it} = E(R_z)[1 - \beta_i] + \beta_i R_{Mt} + e_{it}$$

Test edilen model ise,

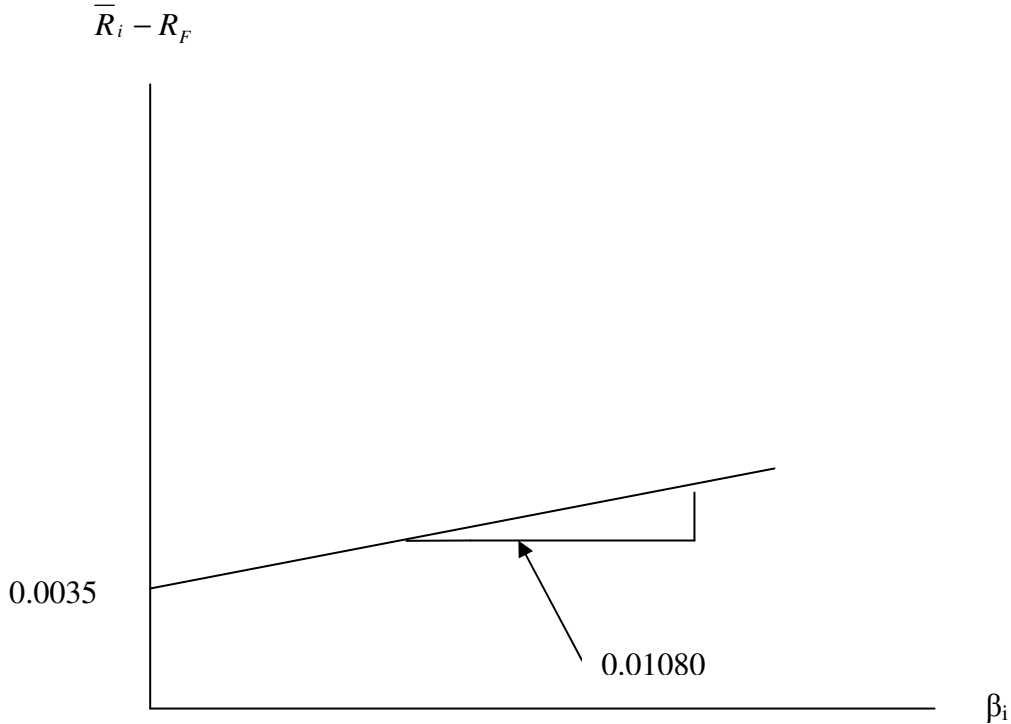
$$R_{it} = \alpha_i + R_F (1 - \beta_i) + \beta_i R_{Mt} + e_{it}$$

Sıfır beta versiyonu hisse senedi fiyatlarını doğru bir şekilde açıklıyorsa, yukarıdaki bu iki eşitlikten α_i değerini şu şekilde bulabiliriz.

$$\alpha_i = [E(R_Z) - R_F] (1 - \beta_i)$$

$E(R_Z) > R_F$ olduğundan $[E(R_Z) - R_F]$ pozitifdir. Dolayısıyla $\beta_i > 1$ olduğu zaman $\alpha_i < 0$ olur; $\beta_i < 1$ olduğu zaman ise $\alpha_i > 0$; yani pozitif bir sayı olur. Bu çalışma sıfır beta versiyonunun risk-getiri ilişkisini açıklama gücünün daha kuvvetli olduğunu göstermektedir. Yukarıdaki tablodaki 10 portföyün ilave getirileri her bir portföyün betasıyla regresyona tabi tutulduğunda aşağıdaki denklem tahmin edilmiştir.

$$\bar{R}_i - R_F = 0.00359 + 0.01080\beta_i, \quad p^2 = 0.98$$



Şekil 23 Black, Jensen ve Scholes'un Yaptığı Çalışma Sonucunda Elde Ettiği Regresyon Doğrusu

Görüldüğü gibi α_i 'nin değeri sıfırdan farklı çıkmıştır; bu da sıfır-beta versiyonunun risk-getiri ilişkisini açıklama gücünün tek-faktörlü FVFM'ye göre daha kuvvetli olduğunu göstermektedir. $p^2 = 0.98$ değerinin yüksek olması, bağımlı değişkendeki (ilave getirideki) değişimin beta katsayısı tarafından açıklanma gücünün oldukça kuvvetli olduğunu göstermektedir.

5.12.4. Fama ve Macbeth'in Testi

Fama ve Macbeth yaptıkları çalışmada geçmiş beş yıllık verileri kullanarak beta değerleri hesaplamışlar, daha sonra da bu beta değerleri ile 20 farklı portföy oluşturmuşlardır. Daha sonra 1935-1968 döneminde her ay için bu yirmi değer kullanıldığı bir yatay kesit regresyon denklemi tahmin etmişlerdir. Bu denklem şu formdadır.

$$R_{it} = \hat{\gamma}_{0t} + \hat{\gamma}_{1t}\beta_i - \hat{\gamma}_{2t}\beta_i^2 + \hat{\gamma}_{3t}S_{ei} + \eta_{it}$$

Bu eşitlikteki form; yani biçim FVFM ile ilgili hipotezleri test etmeye uygundur. Test edilecekler şunlardır.

a- $E(\hat{\gamma}_{3t}) = 0$ veya artık riskin getiri üzerinde herhangi bir etkisi yoktur.

b- $E(\hat{\gamma}_{2t}) = 0$ veya menkul değer pazar doğrusundaki doğrusallığı bozacak birşey olmamalıdır.

c- $E(\hat{\gamma}_{1t}) > 0$; sermaye piyasalarında riskin fiyatı pozitif olmalıdır.

Kesişim değeri ile beta değişkeninin katsayısının büyüklüklerine bakılarak FVFM'nin standart formu ile sıfır beta formunun karşılaştırılması yapılır.

Fama ve Macbeth yaptıkları çalışma sonucunda kesişim terimini R_F 'den; yani risksiz faiz oranından yüksek bulmuşlardır. Ayrıca betanın katsayısı olan $\hat{\gamma}_{1t}$ 'i istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde sıfırdan büyük bulmuşlardır; aynı zamanda $\hat{\gamma}_{1t}$ risk priminden; yani $[E(R_M) - R_F]$ 'den küçük çıkmaktadır. Kesişim değerinin risksiz getiri oranından büyük, betanın katsayısı olan $\hat{\gamma}_{1t}$ 'nin risk priminden düşük çıkması sıfır beta modelinin basit modele olan üstünlüğünü göstermektedir.

5.12.5. Gibbons'un Testi

Gibbons farklı bir yaklaşımla FVFM'yi test etmiştir. Pazar modeli bilindiği gibi şu şekilde yazılır.

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

Pazar modeli ve FVFM eş anlamlı olarak tutulursa;

$$R_{it} = y_1(1 - \beta_i) + \beta_i R_{Mt} + e_{it}$$

veya

$$\alpha_i = y_1(1 - \beta_i)$$

y_1 bütün menkul kıymetler için sabittir. FVFM'nin standart formu için y_1 R_F 'ye, sıfır beta formu için ise $[E(R_Z)]$ 'ye eşit olmalıdır. Bu model her bir hisse senedine ait getirinin ayrı bir denklem olarak tanımlandığı N tane denklem sistemi için eşanlı olarak görünüşte ilişkisiz regresyon denklemleri yöntemi ile tahmin edilmiştir. Gibbons yaptığı çalışmanın sonucunda FVFM'nin hem standart formunun hem de sıfır beta versiyonunun geçerli olmadığı kanısına varmıştır. Stambaugh'da Gibbons'ın testine benzer bir çalışma yapmıştır; fakat farklı bir istatistik testi kullanmıştır. Gibbons lagrange çarpanı testini olabilirlik oranı testi yerine kullanmış ve farklı sonuçlar elde etmiştir. Sıfır beta formunun geçerli olduğu yönünde güçlü kanıtlar bulmuştur; standart form için ise tam tersi kanıtlar bulmuştur.

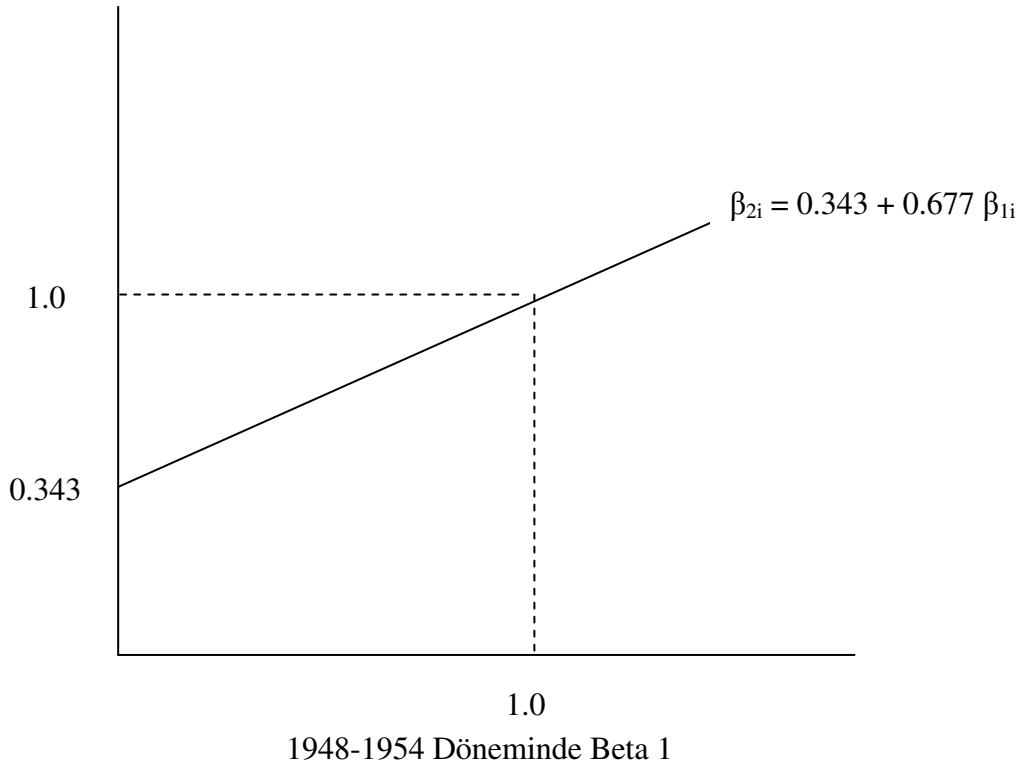
5.12.6. Blume'nin Çalışması

Blume yaptığı çalışmada zaman boyunca beta katsayısının hangi yönde eğilim göstereceğini araştırmıştır. Blume ardışık iki adet yedi yıllık periodların herbiri için aylık veriler kullanarak firmaların betalarını hesaplamış ve aşağıdaki zaman serisi regresyon modeli denklemini tahmin etmiştir.

İkinci Yedi Yıllık Perioddaki Beta = 0.343 + 0.667 (Birinci Yedi Yıllık Perioddaki Beta)

Bu denklem, ilk yedi yıllık dönemde betası 1'den büyük olan firmanın ikinci yedi yıllık dönemde daha düşük bir betaya sahip olduğunu; aynı şekilde ilk yedi yıllık dönemde betası 1'den küçük olan firmanın ikinci yedi yıllık dönemde daha büyük bir betaya sahip olacağını göstermektedir. Örneğin; ilk dönemde betası 1.5 olan bir firmanın ikinci dönemdeki betası $0.343 + 0.667 \times 1.5 = 1.3585$ olur; yani azalır, ilk dönemde betası 0.3 olan bir firmanın betası ikinci dönemde $0.343 + 0.667 \times 0.3 = 0.5641$ olacaktır; yani artacaktır. Blume yaptığı çalışma ile zaman içinde betaların 1'e doğru eğilim içinde olduğunu bulmuştur.

1955-1961 Döneminde Beta 2



Şekil 24 Blume'un Tahmin Ettiği Regresyon Doğrusu

Kaynak: Francis, *Investments Analysis and Management*, s. 291.

5.13. Finansal Varlıkları Fiyatlama Modeli'nin Kullanım Alanları

FVFM üzerine yapılan birçok eleştiriye rağmen finansal varlıkları fiyatlamada ve menkul kıymet yönetiminde çok yaygın olarak kullanılmaktadır. Sistemik riskin;

yani beta katsayısının tahmini finans alanında birçok çalışma için önem taşımaktadır. Sermaye maliyeti tahmininde, riskli varlıkları değerlemede, finansal varlıkları fiyatlandırmada ve buna bağlı olarak da getirisini hesaplamada, risk yönetimi gibi konularda FVFM'deki beta katsayısı büyük önem taşır.

FVFM değerlendirme amacıyla kullanıldığı zaman bir problem ortaya çıkmaktadır; bu problem FVFM'nin tek dönemlik analizler için geçerli olmasından kaynaklanmaktadır. FVFM'nin çok dönemli değerlendirme amacıyla kullanılabilmesi için varlığın gelecekteki bütün ömrü süresince beta katsayısının sabit olması gerekir.

FVFM portföylerin yanı sıra tek bir menkul kıymeti de değerlendirme olanağı vermektedir. Modelde yatırımcı tarafından istenen getiri veya kapitilizasyon oranı hesaplanırken aşağıdaki denklem kullanılır.

$$k_e = r_f + \beta [E(R_M) - r_f]$$

k_e = Pay senedinin istenen getiri veya kapitilizasyon oranı (Sermaye maliyeti)

r_f = Risksiz faiz oranı

β = Beta katsayısı

$E(R_M)$ = Pazar portföyünün beklenen getiri oranı

Sermaye bütçelemesi kararlarında herhangi bir projenin kabul veya red edilmesinde FVFM kullanılabilir. FVFM ile bulunan getiri herhangi bir projenin kabul veya red edilmesinde daha objektif bir kriter sunar; çünkü FVFM ile bulunan oran projenin riskini de dikkate almaktadır. Bu kritere göre eğer herhangi bir yatırımın getirisi FVFM ile elde edilen getiriden büyükse o proje kabul edilir, değilse red edilir.

FVFM, sistematik veya pazar riskinin ölçülmesinde de kullanılır. FVFM, her ne kadar menkul kıymetler için geliştirildiyse de, sabit varlıklara yatırım hatta, insan

sermayesi yatırımları için de kullanılmaktadır.²⁹ Modelin her türlü yatırım için geçerli olabileceği görünümü verilmektedir.

Hisse senedinin fiyatı genel olarak, gelecekteki nakit akışlarının belirlenen iskonto oranına göre bugünkü değere indirgenerek bulunmaktadır. Belirlilik varsayımı altında, nakit akımlarının bugünkü değerini bulmak için risksiz faiz oranı indirgeme (iskonto) oranı olarak kullanılır. Belirsizlik varsayımı altında ise bir hisse senedinin fiyatı, risk taşıyan nakit akımlarının beklenen değerinin riske göre düzeltilmiş indirgeme oranı ile iskonto edilmesiyle bulunur. Riske göre düzeltilmiş iskonto oranı doğal olarak risksiz faiz oranından büyük olur. Diğer bir yaklaşım ise, yatırımcının riskli nakit akımlarından vazgeçip kabul edebileceği risk taşımayan en az bir getiriye belirlemektir. Bir hisse senedinin fiyatı aşağıdaki gibi hesaplanabilir.

$$P_0 = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{E(D_t)}{[1 + E(R_t)]^t}$$

P_0 = Hisse senedinin fiyatı

$E(D_t)$ = t dönemindeki pay başına beklenen getiri

$E(R_t)$ = t dönemindeki riske göre düzeltilmiş indirgeme oranı

Riske göre düzeltilmiş indirgeme oranı, dönemden döneme değişebilir veya yapılan varsayımlara bağlı olarak sabit kalabilir.

i hisse senedinin beklenen getirisini; yani riske göre düzeltilmiş indirgeme oranını, $E(R_i) = R_F + \beta_i [E(R_M - R_F)]$ şeklinde formüle edilebilir.

$$R_i = \frac{d_1 + (P_1 - P_0)}{P_0} = \frac{d_1 + P_1}{P_0} - 1 = \frac{Y_i}{P_0} - 1$$

$$R_M = \frac{D_1 + (P_{M1} - P_{M0})}{P_{M0}} = \frac{D_1 + P_{M1}}{P_{M0}} - 1 = \frac{Y_M}{P_{M0}} - 1$$

i hisse senedinin beklenen getirisi,

²⁹ Ali Ceylan ve Turhan Korkmaz, **Sermaye Piyasası ve Menkul Değerler Analizi**, Bursa: Ekin Kitabevi, 2000, s.292.

$$\frac{E(Y_i)}{P_0} - 1 = R_F + \beta_i \left[\frac{E(Y_M)}{P_{M0}} - 1 - R_F \right]$$

Tanım gereği,

$$\beta = \frac{P_{M0}}{P_0} \cdot \frac{Cov(Y_i, Y_M)}{\sigma^2(Y_M)}$$

β eşitliğini i hisse senedinin beklenen getirisini veren yukarıdaki eşitlikte yerine koyduğumuzda ve bu eşitliği P_0 için çözdüğümüzde;

$$P_0 = \frac{E(Y_i) - [E(Y_M) - P_{M0} - R_F P_{M0}] \cdot [Cov(Y_i, Y_M) / \sigma^2(Y_M)]}{1 + R_F}$$

Yukarıdaki formülden de görülebileceği gibi FVFM’de risksiz faiz oranı indirgeme oranı olarak kullanılmaktadır. Eğer nakit akımları risk taşıyorsa, $Cov(Y_i, Y_M)$ sıfıra eşit olacağından hisse senedinin fiyatı beklenen getirisinin risksiz faiz oranı ile indirgenmesiyle bulunacaktır.

FVFM, yatırımcıların riskli nakit akımlarından vazgeçip kabul edebileceği ve belirli olan en az getiri düzeyinin fayda fonksiyonları bilinmeksizin hesaplanabilir değişkenlerle bulunarak, bir hisse senedinin değerinin belirlenmesini sağlamayı amaçlayan bir modeldir.

5.14. Finansal Varlıkları Fiyatlama Modeli’nin Eleştirisi

FVFM’nin temel eleştiri noktalarından birisi pazar portföyüdür. Pazar portföyü gerçekte tüm varlıkları içermesi gerekmektedir; bu özelliğinden dolayı gözlenmesi mümkün değildir. Bu nedenle FVFM’yi test etmek isteyen araştırmacılar pazar portföyünü temsilen bir endeks kullanırlar. Ülkemizde yapılan araştırmalarda genellikle Ulusal-100 Endeksi bu görevi yerine getirmektedir. İMKB Ulusal-100 Endeksi ulusal pazar için temel endeks olarak kullanılmaktadır. Richard Roll tarafından model 1977 yılında ciddi bir şekilde eleştiriye uğramıştır. Richard Roll; gerçek pazar portföyünün gözlenemez oluşu nedeniyle modelin test edilemez olduğunu ileri sürmüştür.

FVFM'nin pratikte uygulanmasında birçok problem vardır. Modeldeki parametreler zaman içinde değişmektedir. Beta katsayısının nasıl ölçüleceği konusunda, regresyon sonucunda tahmin edilen beta değerinin güvenilirliği konusunda, betanın zaman boyunca sabitliği konusunda ve pazar portföyü olarak hangi endeksin temel alınacağı konusunda sorunlar mevcuttur. Model hakkındaki eleştirilerden bir tanesi de modeldeki varsayımların gerçek hayata pek uygun olmamasıdır.

FVFM'nin menkul kıymet borsasında olan biten herşeyi kavrayabilmek için fazla basit kaldığı şeklinde küçük bir kuşku vardır. Örneğin; küçük şirketlerin hisse senetlerinin veya fiyat-kazanç oranları düşük hisse senetlerinin FVFM'nin tahmin ettiğinden daha yüksek getiri sağladığı çok açıktır.³⁰ Bu, iş dünyası yayınlarında “Beta Öldü mü?” gibi başlıkların atılmasına sebep olmuştur. Beta ilk kez ölü ilan edilmiyor; fakat FVFM *hâlâ* kullanılmaktadır. Birden fazla cenaze töreni sadece güçlü teorilere nasip olabilir.³¹

FVFM, birçok ülkede test edilmiştir ve yapılan araştırmalar sonucunda farklı bulgular elde edilmiştir. Yapılan araştırmalar sonucunda model ne açık bir şekilde onaylanmıştır ne de reddedilmiştir. Model hakkında yapılan eleştirilere rağmen, FVFM sistematik risk ile beklenen getiri arasındaki ilişkiyi rekebetçi bir sermaye piyasasında inceleyen önemli bir modeldir ve finans teorisinde birçok alanda kullanılmaktadır.

Kuramın ne kadar iyi çalıştığını belirlemek için aşağıdaki denklemin geçerliliği kanıtlanmalıdır.

$$\bar{R}_i = a_1 + a_2 \beta_i$$

Burada ;

$$\bar{R}_i = \text{Bir dönem boyunca } i \text{ menkul değerinin ortalama getirisi}$$

$$\beta_i = i \text{ menkul değerinin tahmini betası}$$

³⁰ Brealey , Myers ve Marcus, s. 276.

³¹ Brealey , Myers ve Marcus, s.276.

Bu denklem tahmin edildiğinde, a_1 incelenen döneme ilişkin ortalama risksiz faiz oranına; a_2 , incelenen döneme ilişkin ortalama pazar risk primine eşit olması gerekmektedir. Yapılan araştırmalar sonucunda model hakkında şu sonuçlar bulunmuştur.³²

1. Menkul değer pazar doğrusunun doğrusal olduğu gözlenmiştir
2. Kesişim terimi a_1 , genellikle R_F 'den yüksek bulunmuştur.
3. FVFM'nin eğimi olan a_2 ; yani pazar risk primi modelin ileri sürdüğünden daha az diktir.
4. Yatırımcılar sistematik riski üstlenmekten ötürü ödüllendirilmektedir.

Sermaye Pazarı Teorisi'nin test edilmesindeki en temel güçlük, olaydan önce (ex ante) formüle edilmesi; ama sadece olaydan sonra (ex post) sınavabilmesidir. Yatırımcıların beklentilerinin ne olacağını kesin olarak bilemeyiz; çünkü yatırımcı psikolojisini kestirmek zor bir iştir.

FVFM deneysel olarak kanıtlanamamıştır ve kanıtlanması da pek mümkün değildir. Roll FVFM'deki bütün riskli varlıklardan oluşan pazar portföyünün gözlenemez oluşu nedeniyle test edilemez olduğunu ileri sürmüştür. Roll; pazar portföyünün ortalama varyans etkin olması durumunda teoremin geçerli olduğunu ileri sürmüştür; çünkü teori, beta ile beklenen getiri oranı arasındaki pozitif ve tam bir ilişkinin; ancak beta katsayılarının hesaplandığı pazar endeksinin ortalama varyans etkin sınırın pozitif eğimli kısmında olması durumunda söz konusu olacağını ileri sürmektedir.³³

FVFM, beklenen getiri oranı ile sistematik risk arasındaki ilişkiyi görmede gene de mantıklı bir yol olarak kalmaktadır.

³² Charles P. Jones, **Investments Analysis and Management**, 4. Baskı, New York: John Wiley & Sons, Inc. , 1994, s. 614.

³³ Altay, s. 136.

6. FVFM'Yİ İMKB'DE BELLİ BİR DÖNEMDE TEST ETMEK İÇİN YAPILAN UYGULAMA

FVFM'yi; İMKB'de 1995 – 2004 yılları arasında test etmek amacıyla John Lintner'in bu modeli test etmek için kullandığı iki etaplı regresyon denklemi kullanılmıştır. Çalışma hakkındaki detaylı bilgiler aşağıda verilmiştir.

6.1. Çalışma Hakkında Genel Bilgiler

FVFM'yi test etmek amacıyla Lintner'in kullandığı iki aşamalı regresyon denklemi kullanılmıştır. Bu regresyon denklemlerinin yapısı ve değişkenlerinin tanımlanması aşağıda verilmiştir.

1. aşamalı regresyon denklemi zaman dizisi regresyonu olup; aşağıdaki formdadır.

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

R_{it} = i hisse senedinin t zamanındaki getiri oranı

α_i = sabit terim

β_i = i hisse senedine ait beta katsayısı

R_{Mt} = Pazar portföyünün t zamanındaki getiri oranı

e_{it} = hata terimi

1.aşamalı regresyon çalışmada incelenen her bir hisse senedine uygulanmıştır; yani incelenen hisse senedi sayısı kadar 1. aşamalı regresyon yapılmıştır. 1. aşamada tahmin edilen hisse senetlerine ait beta katsayısı ikinci aşamada regresyon denkleminin bağımsız değişkenlerinden bir tanesi olmaktadır. 2. aşama regresyon denklemi yatay kesit regresyon denklemi olup; şu formdadır.

$$\overline{R_i} = a_1 + a_2 \beta_i + a_3 S_{ei}^2 + u_i$$

$\overline{R_i}$ = i hisse senedinin ortalama getiri oranı

S_{ei}^2 = i hisse senedinin hata teriminin varyansı

β_i = i hisse senedine ait beta katsayısı

u_i = yatay kesit regresyon denkleminin hata terimi

Sadece bir tane yatay kesit regresyon denklemi tahmin edilecektir.

İkinci aşamanın amacı, FVFM'nin hisse senedi fiyatlarını doğru olarak açıklayıp açıklayamadığını belirlemektir. Regresyon sonucunda tahmin edilen katsayılarından a_1 ; rihsiz faiz oranına, a_2 risk primine ve a_3 sıfıra eşit olmazsa modelin hisse senedi fiyatlarını doğru olarak açıklayabildiğini söyleyemeyiz. Regresyon sonucunda tahmin edilen katsayıların değeri teorik değeriine eşit ise model geçerlidir.

Çalışma sırasında uygulanan testler Econometric Views programıyla yapılmış ve genel olarak hata payı 0,05 olarak kullanılmıştır. 1. aşamalı regresyon modelinde veriler zaman serisi verileri olup, aylık olarak İMKB'den alınmıştır. Veri aralığı Ocak 1995 ile Aralık 2004'tür. Çalışmada Amerika Birleşik Devletleri (ABD) doları bazında aylık getiriler kullanılmıştır. ABD doları bazında aylık getiriler, TL bazında hesaplanan aylık getirilerin ABD dolarının aylık değeri artışından arındırılması suretiyle bulunan getirilerdir.³⁴ EK 1'de çalışmada kullanılan tüm senetlerin 1995 – 2004 yılları arasındaki dolar bazlı aylık getiri oranları gösterilmiştir.

Çalışmada pazar portföyü olarak İMKB Ulusal – 100 Endeksi kullanılmıştır; bunun sebebi ise İMKB Ulusal – 100 Endeksi'nin Ulusal Pazar için temel endeks olarak kullanılmasıdır. İMKB Ulusal – 100 Endeksi 1986 yılında 40 şirketin hisse senedi ile başlayarak zamanla sayısı 100 şirketin hisse senedi ile sınırlanan Bileşik Endeksin (İMKB - 100) devamı niteliğindedir. Ulusal Pazar'da işlem gören menkul kıymet yatırım ortaklıkları hariç, hisse senetlerinin seçim kriterleri ve dönemsel değerieme ve değerişiklikler bölümlerinde belirtilen şartlara göre seçilmiş hisse

³⁴ İMKB, Şirketler, 2005, http://www.imkb.gov.tr/sirket/fiyat_getiri_aciklama.htm (21 Haziran 2005), s.1.

senetlerinden oluşmakta olup, İMKB Ulusal - 30 ve İMKB Ulusal – 50 hisse senetlerini otomatik olarak kapsamaktadır.³⁵

Çalışmada 1995 – 2004 yılları arasında İMKB’de sürekli olarak işlem gören, rastgele olarak seçilmiş olan 33 adet hisse senedi kullanılmıştır. Bu hisse senetlerinin kodları ve şirket unvanları aşağıdaki tabloda gösterilmektedir.

Tablo 7
Çalışmada Kullanılan Hisse Senetlerinin Kodları ve Şirket Unvanları

Hisse Senedi Kodu	Şirket Unvanı
Alctl	Alcatel Teletaş Telekomünikasyon End. Tic. A.Ş.
Anacm	Anadolu Cam Sanayi A.Ş.
Ansgr	Anadolu Anonim Türk Sigorta Şirketi
Arclk	Arçelik A.Ş.
Asels	Aselsan Elektronik Sanayi ve Ticaret A.Ş.
Atlas	Atlas Menkul Kıymetler Yatırım Ortaklığı A.Ş.
Aygaz	Aygaz A.Ş.
Dohol	Doğan Şirketler Grubu Holding A.Ş.
Finbn	Finansbank A.Ş.
Ffkr1	Finans Finansal Kiralama A.Ş.
Froto	Ford Otomotiv Sanayi A.Ş.
Garan	Garanti Bankası A.Ş.
Garfa	Garanti Faktoring Hizmetleri A.Ş.
Gents	Gentaş Genel Metal Sanayi ve Ticaret A.Ş.
Gima	Gima Gıda ve İhtiyaç Maddeleri T.A.Ş.
Glbyo	Global Yat. Ort.
Gusgr	Güneş Sigorta A.Ş.
Intem	İntema İnşaat ve Tesisat Malz. Yat. Ve Paz. A.Ş.
Kartn	Kartonsan Karton Sanayi ve Ticaret A.Ş.
Klbmo	Kelebek Mobilya Sanayi ve Ticaret A.Ş.
Kervt	Kerevitaş Gıda Sanayi ve Ticaret A.Ş.
Kchol	Koç Holding A.Ş.
Kotks	Koniteks Konfeksiyon Endüstri ve Ticaret A.Ş.
Kords	Kordsa Endüstriyel İplik ve Kord Bezi Sanayi ve Ticaret A.Ş.
Mrdin	Mardin Çimento Sanayi ve Ticaret A.Ş.
Merko	Merko Gıda Sanayi ve Ticaret A.Ş.
Ptofs	Petrol Ofisi A.Ş.
Sarky	Sarkuysan Elektrolitik Bakır San. ve Ticaret A.Ş.
Tuprs	Tüpraş-Türkiye Petrol Rafinerileri A.Ş.
Ucak	Usaş Uçak Servisi A.Ş.
Usak	Uşak Seramik Sanayi A.Ş.
Vkfyt	Vakıf Menkul Kıymetler Yatırım Ortaklığı A.Ş.
Yunsa	Yünsa Yünlü Sanayi ve Ticaret A.Ş.

³⁵ İMKB, Endeksler, 2005, <http://www.imkb.gov.tr/endeksler/hissex.htm> (23 Şubat 2005).

6.2. I. Etap Regresyonda Model Tahmini

Birinci etap regresyonda incelenen hisse senedi kadar model tahmini yapılması gerekmektedir. Çalışmada 33 senet kullanıldığından, birinci etap regresyonda 33 senet için de model tahmini yapılmıştır. Aşağıda Anadolu Cam hisse senedi için yapılan tüm ekonometrik işlemler çalışmada kullanılan tüm senetler için yapılmış ve Tablo 16’da özet olarak sunulmuştur. Yapılan ekonometrik işlemlerin uygulanış şekli Anadolu Cam hisse senedi özelinde aşağıda belirtilmektedir; bu senedin seçilmesinde herhangi bir neden yoktur; tamamen tesadüfidir.

6.2.1. Doğrusal Model Tahmini

İlk önce model doğrusal olarak kurularak tahmin edilmiştir. Tahmin edilen modelin belirlilik katsayısı % 56 olarak bulunmuştur. Bu değer bağımsız değişkenin; yani pazar portföyünün getirisinin bağımlı değişkeni; yani Anadolu Cam hisse senedinin getirisini % 56 oranında açıkladığını göstermektedir. Ayrıca F testi sonucunda F istatistiğinin olasılık değerinin 0.05’ten küçük olmasından dolayı modelin genel olarak anlamlı olduğu ortaya çıkmaktadır. Ancak, En Küçük Kareler (EKK) yöntemi ile tahmin edilmiş olan modelin sabit katsayısının t istatistiğinin olasılık değerinin 0.05’ten büyük olmasından dolayı sabit katsayının anlamsız olduğu görüldüğünden; çalışmanın devamında bu modelin kullanılması uygun bulunmamaktadır.

$$RI = 0.0134027822 + 0.9184196614 \cdot RM$$

Tablo 8

Doğrusal Model Tahmini

Dependent Variable: RI				
Method: Least Squares				
Date: 07/06/05 Time: 20:22				
Sample: 1995:01 2004:12				
Included observations: 120				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.013403	0.013298	1.007905	0.3156
RM	0.918420	0.074798	12.27868	0.0000
R-squared	0.560956	Mean dependent var		0.034466
Adjusted R-squared	0.557236	S.D. dependent var		0.217088
S.E. of regression	0.144451	Akaike info criterion		-1.015220

Sum squared resid	2.462215	Schwarz criterion	-0.968762
Log likelihood	62.91319	F-statistic	150.7660
Durbin-Watson stat	2.453603	Prob(F-statistic)	0.000000

6.2.2. Sabit Katsayı İhmal Edilerek Yapılan Model Tahmini

EKK ile tahmin edilmiş olan modelin sabit katsayısının t istatistiğinin olasılık değerinin 0.05'ten büyük olmasından dolayı sabit katsayının anlamsız olduğu görüldüğünden; 1. aşamalı regresyon denklemi sabit katsayı ihmal edilerek; yani $R_{it} = \beta_i R_{Mt} + e_{it}$ şeklinde kurulmuştur. Doğrusal olarak kurulan modelde sabit katsayının anlamsız olarak tahmin edilmesinden dolayı sabit katsayı ihmal edilerek bir model tahmini yapılmasının nedeni; yani doğrusal modelin sabit katsayının anlamsız çıkmasından sonra yarı logaritmik ya da tam logaritmik model kurulamamasının nedeni bağımsız ve bağımlı değişkenlerin negatif değerler de alması ve bilindiği gibi negatif sayıların logaritmasının alınamamasıdır. Sabit katsayı ihmal edilerek kurulan model EKK yöntemiyle tahmin edilmiştir. Bu modelde bağımsız değişken bağımlı değişkeni % 55 oranında açıklamaktadır. T testi istatistiğine bakıldığında bağımsız değişkenin katsayısına ait t istatistiğinin olasılık değerinin 0,05'den küçük olmasından dolayı bağımsız değişkenin katsayısının anlamlı olduğu görülmektedir. Bu sebepten ötürü, çalışmanın devamında bu modelin kullanılması uygun görülmektedir.

$$RI = 0.9281449208 * RM$$

Tablo 9

Sabit Katsayı İhmal Edilerek Yapılan Model Tahmini

Dependent Variable: RI				
Method: Least Squares				
Date: 07/06/05 Time: 20:22				
Sample: 1995:01 2004:12				
Included observations: 120				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RM	0.928145	0.074178	12.51242	0.0000
R-squared	0.557177	Mean dependent var		0.034466
Adjusted R-squared	0.557177	S.D. dependent var		0.217088
S.E. of regression	0.144461	Akaike info criterion		-1.023314
Sum squared resid	2.483413	Schwarz criterion		-1.000085
Log likelihood	62.39886	Durbin-Watson stat		2.437707

6.2.3. Normalliğin incelenmesi

Basit doğrusal regresyonun temel varsayımlarından biri olan normallik varsayımına göre hata terimlerinin normal dağılması beklenmektedir. X_i bağımsız değişkeninin alacağı herbir değer için hata terimleri ayrı ayrı normal dağılacaktır.³⁶

Anakütle dağılımı normal ise ve anakütle varyansı bilinmiyorsa, n (gözlem sayısı) ne olursa olsun örnek ortalamalarının dağılımı $(n-1)$ serbestlik derecesi ile t dağılımıdır. $n \geq 30$ ise t -dağılımı, normal dağılıma yaklaşacağından bu durumda dağılım normal kabul edilebilir.³⁷

Anakütle normal dağılıma sahip olmasa bile örnek birim sayısı arttıkça ortalamanın örnekleme dağılımı normal dağılıma yaklaşacaktır. Gözlem sayısı büyük olduğunda merkezi limit teoremi gereği dağılım normal dağılıma yaklaşır.³⁸

6.2.4. Otokorelasyonun İncelenmesi

Otokorelasyon; bir zaman serisinin farklı dönemlerdeki hata terimlerinin ilişkili olması durumu olarak tanımlanmaktadır. Regresyonun temel varsayımlarından birisi de otokorelasyon olmamasıdır. Otokorelasyon katsayısı (p) ± 1 aralığında değer alır. Otokorelasyon genellikle zaman serilerinde görülen bir problemdir. Zamana göre düzenlenen veriler zaman sırasını izlemektedir ve bu sıranın değiştirilmesi doğru değildir. Oysa yatay kesit verilerde böyle bir sıralama sözkonusu değildir, sıralamanın değiştirilmesi sonucu etkilemez. Bu nedenle otokorelasyon bulunsa bile bunun tesadüfi dizilişin bir sonucu olduğu söylenebilir.³⁹

6.2.4.1. Breusch- Godfrey Testi

Bu teste Lagrange Çarpanı (LM) testi adı da verilmektedir. Yüksek dereceden otokorelasyon için kullanılan bir testtir. LM test istatistiği nR^2 olarak hesaplanabilir. Burada R^2 yardımcı modelin belirlilik katsayısıdır. Test istatistiğinin dağılımı p serbestlik dereceli χ^2 – kare dağılımıdır.

³⁶ Güriş ve Çağlayan, s. 93.

³⁷ Turanlı ve Güriş, s. 377.

³⁸ Güriş ve Çağlayan, s. 576.

³⁹ Güriş ve Çağlayan, s. 399.

$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = \dots = \rho_{12} = 0$ 12. mertebeden otokorelasyon yok.

$H_1: \rho_1 \neq \rho_2 \neq \rho_3 \neq \dots \neq \rho_{12} \neq 0$ 12. mertebeden otokorelasyon var.

Tablo 10
Breusch – Godfrey (LM) Testi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	1.503882	Probability		0.133858
Obs*R-squared	16.44910	Probability		0.171521
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID				
Method: Least Squares				
Date: 12/06/05 Time: 13:26				
Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RM	0.040244	0.075504	0.533007	0.5951
RESID(-1)	-0.201695	0.096630	-2.087286	0.0392
RESID(-2)	-0.072126	0.098525	-0.732053	0.4657
RESID(-3)	-0.073925	0.098375	-0.751459	0.4540
RESID(-4)	0.057750	0.097846	0.590215	0.5563
RESID(-5)	0.101311	0.097173	1.042580	0.2995
RESID(-6)	0.058227	0.097209	0.598985	0.5504
RESID(-7)	0.140709	0.097530	1.442728	0.1520
RESID(-8)	0.122596	0.097976	1.251292	0.2136
RESID(-9)	-0.137829	0.101443	-1.358688	0.1771
RESID(-10)	0.141711	0.102885	1.377373	0.1713
RESID(-11)	-0.078588	0.103298	-0.760793	0.4485
RESID(-12)	-0.042836	0.101003	-0.424105	0.6723
R-squared	0.137076	Mean dependent var		0.013180
Adjusted R-squared	0.040299	S.D. dependent var		0.143854
S.E. of regression	0.140925	Akaike info criterion		-0.979172
Sum squared resid	2.125009	Schwarz criterion		-0.677194
Log likelihood	71.75031	Durbin-Watson stat		2.018125

$$N=120 \quad R^2=0.137$$

$$N \cdot R^2 = 120 \cdot 0.137 = 16.44$$

0.05 hata payı ile $p = 12$ serbestlik dereceli ki – kare tablo değeri 21.026’dır. $16.44 < 21.026$ olduğundan; yani test istatistiği tablo değerinden küçük olduğundan H_0 hipotezi kabul edilir ve onikinci dereceden otokorelasyon yoktur. Obs * R – squared probability değerinin 0.1715 olması; yani 0.05’den büyük olması da onikinci dereceden otokorelasyon olmadığını desteklemektedir. Breusch-Godfrey testi 1 gecikme için

yapıldığında test istatistiğinin olasılık değerinin 0.024708 olmasından; yani 0.05'ten küçük olmasından dolayı ve ayrıca 12 gecikme için yapılan testte Resid (-1) probability (olasılık) değerinin 0,0392 olması; yani 0.05'ten küçük olmasından dolayı 1. dereceden otokorelasyonun olduğu tespit edilmiştir.

6.2.4.2. Genelleştirilmiş Farklar Yöntemi

LM Testi ile 1.dereceden otokorelasyonun varlığı belirlenmiştir ve genelleştirilmiş farklar yöntemiyle bu otokorelasyon ortadan kaldırılmaya; yani düzeltilmeye çalışılmıştır. Genelleştirilmiş farklar yönteminde değişkenlerin değerlerinden bir önceki devre değerinin p (otokorelasyon katsayısı) ile çarpımının çıkartılması ile dönüşüm yapılmaktadır. Bu yöntemde p 'nin tahmin edilmesi gerekir. Genelleştirilmiş Farklar Yöntemi'nin uygulanması ile orijinal modelde varolan otokorelasyonun düzelmesi ve bu modelde otokorelasyonun olmaması beklenmektedir. Otokorelasyonun hala var olup olmadığını belirlemek için yine LM testi ile otokorelasyonun varlığı araştırılmıştır.

Çalışmanın ekler bölümünde yer alan EK 2'de, modelde yer alan değişkenlerin bir dönem gecikmelerine ait veriler gösterilmektedir.

Bu değişkenlerin tanımlamaları aşağıdaki şekildedir.

YRI : RI (-1)

YRM : RM (-1)

Otokorelasyon katsayısı olan ρ 'nun belirlenebilmesi amacıyla, tahmin edilmesi gerekmektedir. Bu yüzden EKK yöntemiyle ρ katsayısı tahmin edilecektir. Tahminde kullanılan denklem $u_t = \rho u_{t-1} + \epsilon_t$ ' dir. Bu deklemden u_t hata terimlerini, u_{t-1} ise bir dönem gecikmeli hata terimlerini belirtmektedir.

Tablo 11
Otokorelasyon Katsayısının Tahmin Edilmesi

Dependent Variable: HT				
Method: Least Squares				
Date: 12/05/05 Time: 20:48				
Sample(adjusted): 1995:02 2004:12				
Included observations: 119 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GHT	-0.224178	0.089630	-2.501159	0.0138
R-squared	0.040945	Mean dependent var		0.014264
Adjusted R-squared	0.040945	S.D. dependent var		0.143968
S.E. of regression	0.140990	Akaike info criterion		-1.071886
Sum squared resid	2.345630	Schwarz criterion		-1.048532
Log likelihood	64.77719	Durbin-Watson stat		2.016113

HT : Ana modelin hata terimleri

GHT: Bir dönem gecikmeli hata terimleri

GHT değişkenin katsayısı; yani otokorelasyon katsayısı – 0.224178 olarak bulunmuştur ($p = -0.224178$) .

Genelleştirilmiş farklar yönteminin işleyişi açısından, doğrusal modelin değişkenlerinden, bir dönem gecikmeli değerlerinin otokorelasyon katsayısıyla olan çarpımlarının çıkarılması gerekmektedir.

Çalışmanın EK 3 bölümünde; EK 2’de yer alan değişkenlerin p katsayısı ile çarpımları gösterilmektedir.

Bu değişkenlerin tanımlamaları aşağıdaki şekildedir.

TYRI : $p * YRI$

TYRM : $p * YRM$

EK 4’de ise doğrusal modelde yer alan değişkenlerin değerleriyle EK 2’de yer alan değişkenlerin değerleri arasındaki farkları göstermektedir. Bu değişkenlerin tanımlamaları şu şekildedir.

$$KTYRI : RI - TYRI$$

$$KTYRM : RM - TYRM$$

Aşağıdaki tablo, yapılan işlemler sonucunda elde edilen değişkenlerin EKK yöntemiyle olan tahmin değerlerini göstermektedir.

Tablo 12
Genelleştirilmiş Farklar Yöntemi

Dependent Variable: KTYRI				
Method: Least Squares				
Date: 12/05/05 Time: 20:51				
Sample(adjusted): 1995:02 2004:12				
Included observations: 119 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
KTYRM	0.963581	0.070804	13.60917	0.0000
R-squared	0.595084	Mean dependent var		0.044334
Adjusted R-squared	0.595084	S.D. dependent var		0.221333
S.E. of regression	0.140841	Akaike info criterion		-1.074006
Sum squared resid	2.340662	Schwarz criterion		-1.050652
Log likelihood	64.90336	Durbin-Watson stat		2.037592

Genelleştirilmiş farklar yöntemi ile birinci dereceden otokorelasyonun varlığını ortadan kaldırmak için oluşturulan modelin R^2 değeri % 59 olarak bulunmuştur.

6.2.4.3. Otokorelasyonun Düzeltilmesi Sonrası LM Testi

Şimdi de otokorelasyonun ortadan kalkıp kalkmadığını anlamak için modele tekrar LM testi uygulanacaktır.

$$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = \dots = \rho_{12} = 0 \quad 12. \text{ mertebeden otokorelasyon yok.}$$

$$H_1: \rho_1 \neq \rho_2 \neq \rho_3 \neq \dots \neq \rho_{12} \neq 0 \quad 12. \text{ mertebeden otokorelasyon var.}$$

Tablo 13
Otokorelasyonun Düzeltilmesi Sonrası LM Testi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	0.901516	Probability		0.548042
Obs*R-squared	9.524207	Probability		0.657623
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID				
Method: Least Squares				
Date: 12/06/05 Time: 13:38				
Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
KTYRM	0.033617	0.074125	0.453516	0.6511
RESID(-1)	0.009363	0.097209	0.096321	0.9234
RESID(-2)	-0.090888	0.097011	-0.936883	0.3509
RESID(-3)	-0.055660	0.096324	-0.577848	0.5646
RESID(-4)	0.054015	0.095799	0.563842	0.5741
RESID(-5)	0.084481	0.095453	0.885054	0.3781
RESID(-6)	0.037527	0.095413	0.393312	0.6949
RESID(-7)	0.114896	0.095645	1.201273	0.2323
RESID(-8)	0.098528	0.096046	1.025840	0.3073
RESID(-9)	-0.130873	0.099232	-1.318864	0.1901
RESID(-10)	0.181723	0.100515	1.807923	0.0735
RESID(-11)	-0.118176	0.100962	-1.170497	0.2444
RESID(-12)	-0.013537	0.101659	-0.133165	0.8943
R-squared	0.080035	Mean dependent var		0.016395
Adjusted R-squared	-0.024112	S.D. dependent var		0.139875
S.E. of regression	0.141551	Akaike info criterion		-0.969505
Sum squared resid	2.123900	Schwarz criterion		-0.665903
Log likelihood	70.68555	Durbin-Watson stat		2.013668

Obs * R- squared probability değerinin 0.65; yani 0.05'den büyük olmasından dolayı H_0 hipotezi kabul edilir ve onikinci dereceden otokorelasyon yoktur. Çalışmanın devamında, otokorelasyonsuz olması dolayısıyla bu modelin kullanılmasına karar verilmiştir.

6.2.5. Değişen Varyansın İncelenmesi

Regresyonun temel varsayımlarından biriside sabit varyans varsayıdır. Bu varsayım her bir gözleme ait hata teriminin varyansının aynı olmasıdır. Sabit varyans varsayımının geçerli olmaması durumuna değişen varyans denir. Sabit varyans varsayımının geçerli olmaması durumunda parametre tahmincileri sapmasız olurlar; ayrıca etkin tahminciler de değildir.

6.2.5.1. Arch Testi

Otoregresif koşullu değişen varyans testi olan Arch testi zaman serileri için en uygun testtir. Çalışmamızda sabit varyans varsayımının geçerli olup olmadığının belirlenmesi için bu test kullanılmıştır.

Tablo 14
Arch Testi

ARCH Test:				
F-statistic	1.007549	Probability		0.448444
Obs*R-squared	12.19423	Probability		0.430209
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 12/06/05 Time: 12:29				
Sample(adjusted): 1996:02 2004:12				
Included observations: 107 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.012344	0.006706	1.840916	0.0688
RESID^2(-1)	0.111540	0.103189	1.080921	0.2825
RESID^2(-2)	0.027045	0.103906	0.260285	0.7952
RESID^2(-3)	-0.133633	0.103237	-1.294422	0.1987
RESID^2(-4)	0.059362	0.094024	0.631352	0.5293
RESID^2(-5)	0.109863	0.091508	1.200592	0.2329
RESID^2(-6)	-0.086076	0.092111	-0.934488	0.3524
RESID^2(-7)	0.045230	0.092077	0.491219	0.6244
RESID^2(-8)	0.236123	0.091510	2.580296	0.0114
RESID^2(-9)	-0.110644	0.095482	-1.158796	0.2495
RESID^2(-10)	0.093979	0.095375	0.985367	0.3270
RESID^2(-11)	0.013057	0.095828	0.136255	0.8919
RESID^2(-12)	-0.034255	0.094661	-0.361871	0.7183
R-squared	0.113965	Mean dependent var		0.019132
Adjusted R-squared	0.000854	S.D. dependent var		0.036622
S.E. of regression	0.036607	Akaike info criterion		-3.663712
Sum squared resid	0.125965	Schwarz criterion		-3.338976
Log likelihood	209.0086	F-statistic		1.007549
Durbin-Watson stat	2.007560	Prob(F-statistic)		0.448444

Obs* R- squared testi 0.43 olduğundan ve bu değer 0.05 hata payından büyük olduğu için H_0 hipotezi kabul edilir; yani sabit varyans varsayımı geçerlidir.

6.2.6. Regresyon Modeli Varsayımlarını Taşıyan Model

Çalışma esnasında, ilk olarak tahmin edilen doğrusal modelin sabit katsayısının anlamsız olmasından dolayı, model sabit katsayısız olarak tahmin

edilmiştir; tam logaritmik ya da yarı logaritmik model tahmini yapılamamasının nedeni modeldeki değişkenlerin negatif değerler alması ve negatif değerlerin logaritmasının alınamamasıdır. EKK yöntemiyle yapılan sabit katsayısız model tahmini sonucunda modeldeki tek katsayı olan bağımsız değişkenin katsayısının anlamlı olduğu, bağımsız değişkenin; yani İMKB Ulusal – 100 Endeksi getirisinin bağımlı değişkeni; yani Anadolu Cam hisse senedi getirisini % 55 oranında açıkladığı ve modelin anlamlı olduğu görülmüştür.

Gözlem sayısı (n) > 30 olduğundan örnekleme dağılımı normal dağılmaktadır. Otokorelasyon için yapılan Breusch- Godfrey testi sonucunda, modelde 1. mertebeden otokorelasyon bulunmuş ve genelleştirilmiş farklar yöntemiyle model otokorelasyondan arındırılmıştır. Otokorelasyondan arındırılmış olan bu modelde yapılan Arch Testi sonucunda da modelde sabit varyans varsayımının geçerli olduğu görülmüştür.

Regresyon modeli varsayımlarını taşıyan modelin, EKK yöntemi ile tahmini aşağıdaki tabloda gösterilmektedir.

Tablo 15
Basit Doğrusal Regresyon Modeli Varsayımlarını Taşıyan Model

Dependent Variable: KTYRI				
Method: Least Squares				
Date: 12/05/05 Time: 20:51				
Sample(adjusted): 1995:02 2004:12				
Included observations: 119 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
KTYRM	0.963581	0.070804	13.60917	0.0000
R-squared	0.595084	Mean dependent var		0.044334
Adjusted R-squared	0.595084	S.D. dependent var		0.221333
S.E. of regression	0.140841	Akaike info criterion		-1.074006
Sum squared resid	2.340662	Schwarz criterion		-1.050652
Log likelihood	64.90336	Durbin-Watson stat		2.037592

6.2.7. Katsayı Yorumu

İMKB Ulusal 100- Endeksi getirisinde meydana gelecek 1 birimlik bir değişme, Anadolu Cam hisse senedinin getirisinde 0.96 birimlik bir artışa neden olmaktadır.

Yukarıda yapılan tüm bu işlemler çalışmada kullanılan 33 senet içinde yapılmıştır ve özet bilgi vermesi açısından aşağıdaki tablo düzenlenmiştir.

Tablo 16
Çalışmada Kullanılan Tüm Senetlerin Regresyon Çıktıları

Hisse Adları	LM Testinde Test	Arch Testinde Test	R^2	Regresyonun
	İstatistiğinin Olasılık Değeri	İstatistiğinin Olasılık Değeri		Standart Hatası
Merko Gıda	0.52079	0.195777	0.58	0.12331
Keravitaş Gıda	0.717301	0.999997	0.26	0.250745
Gentaş	0.370683	0.999968	0.49	0.141731
Kelebek Mobilya	0.371521	0.600136	0.396	0.159733
Kartonsan	0.607952	0.998095	0.36	0.139493
Aygaz	0.802819	0.392661	0.64	0.135805
Petrol Ofisi	0.601279	0.922382	0.44	0.175148
Tüpraş	0.161711	0.154131	0.52	0.15584
Uşak Seramik	0.384463	0.996859	0.46	0.176136
Sarkuysan	0.399893	0.988804	0.64	0.10487
Ford Otosan	0.745112	0.651199	0.66	0.122139
Intema	0.894182	0.817592	0.49	0.180395
Usaş	0.963016	0.985774	0.43	0.155416
Finansbank	0.989436	0.999919	0.62	0.157202
Finans Finansal Kiralama	0.051213	0.147309	0.54	0.146159
Garanti Faktoring	0.525422	0.697994	0.24	0.231232
Doğan Holding	0.879322	0.183118	0.69	0.164797
Global Yat. Ort.	0.466018	0.998909	0.48	0.222837
Vakıf Yat. Ort.	0.423385	0.880431	0.15	0.235013
Alcatel Teletaş	0.69749	0.998396	0.64	0.161951
Koniteks	0.604399	0.832764	0.18	0.217842
Anadolu Cam	0.657623	0.430209	0.595	0.140841
Aselsan	0.511837	0.306716	0.502	0.177856
Koç Holding	0.635032	0.877167	0.733	0.114424
Kordsa	0.15243	0.736532	0.751	0.10306
Yünsa	0.87121	0.998149	0.491	0.143618
Mardin Çimento	0.864231	0.263885	0.625	0.115274
Arçelik	0.121185	0.09425	0.685	0.128276
Gima	0.152837	0.051259	0.633	0.140634
Garanti Bankası	0.895489	0.583565	0.658	0.141448
Anadolu Sigorta	0.835114	0.991392	0.678	0.128329
Güneş Sigorta	0.594036	0.059203	0.477	0.155996
Atlas Yat. Ort.	0.698494	0.12524	0.632	0.157421

Yukarıdaki tabloda çalışmada kullanılan tüm senetlere ait regresyon sonucunda bulunan bazı istatistiki ya da ekonometrik değerler yer almaktadır. Breusch-Godfrey (LM) testi ile çalışmada kullanılan senetlerin otokorelasyon sorununa bakılmış

ve tüm senetlerde yapılan LM testi sonucunda bu testin test istatistiğinin olasılık değerinin 0.05'den büyük olmasından dolayı otokorelasyonun olmadığı anlaşılmıştır (Anadolu Cam ve Koniteks hisse senedinde 1. dereceden otokorelasyon çıkmış, genelleştirilmiş farklar yöntemi ile düzeltilmiş ve düzeltme sonrası yapılan LM testi sonucunda otokorelasyonun ortadan kalktığı anlaşılmış ve yukarıdaki tablodaki değerler bu iki hisse senedi için bulunmuştur) . Arch testi ile de tüm senetlerde değişen varyans olup olmadığına bakılmış ve tüm senetlerde bu testin test istatistiğinin olasılık değerinin 0.05'den büyük olmasından dolayı değişen varyans probleminin olmadığı; yani regresyonun temel varsayımlarından birisi olan sabit varyans varsayımının geçerli olduğu anlaşılmıştır.

Çalışmada kullanılan senetlerde, yapılan regresyonlar sonucunda bağımsız değişkenin bağımlı değişkendeki değişimleri açıklama oranını gösteren R^2 (Belirlilik Katsayısı) değeri çeşitli değerler almakla birlikte, ortalama olarak %52.62 değerini almıştır. Bu da bağımsız değişkenin; yani pazar portföyünün getirisinin bağımlı değişkendeki; yani hisse senedi getirisindeki değişimlerin %52.62'sini açıkladığını göstermektedir.

Regresyonun standart hatası da her bir senet için çeşitli değerler almakla birlikte; ortalama olarak %15.77 seviyesinde gerçekleşmiştir. Regresyonun standart hatası regresyon doğrusu etrafındaki dağılmanın bir ölçüsüdür. Bir başka ifadeyle; regresyonun (tahminin) standart hatası, fiili (gerçek) Y değerlerinin regresyon yüzeyi etrafında ne kadar uzağa dağıldıklarını ölçmektedir.⁴⁰

6.3. İkinci Etap Regresyon Hakkında Genel Bilgiler

İkinci etapta kullanılan çoklu doğrusal regresyon modelindeki veriler yatay kesit verisidir. Zamanın belirli bir anında farklı birimlerden toplanan verilere yatay kesit verisi adı verilir. Bu tür verilerde zaman sabittir; fakat sabit zamanda izlenen farklı birimler söz konusudur.⁴¹

İkinci etapta kullanılan regresyon denkleminde birden fazla bağımsız değişken olduğundan çoklu doğrusal regresyon denklemidir. Çoklu doğrusal regresyonda; basit

⁴⁰ Bilge Aloba Köksal, **İstatistik Analiz Metodları**, 2.Basım, İstanbul: Çağlayan Kitabevi, 1980, s. 326.

⁴¹ Güriş ve Çağlayan, s. 9.

doğrusal regresyonun varsayımları olan normallik, sıfır ortalama, sabit varyans, otokorelasyon olmaması, bağımsız değişkenin tesadüfi değişken olmaması varsayımları aynen geçerlidir; ancak çoklu doğrusal regresyonda bu beş varsayıma ek olarak iki tane daha varsayım vardır. Bu varsayımlar çoklu doğrusal bağıllığın olmaması ve gözlem sayısının tahmin edilecek parametre sayısından fazla olmasıdır. Çoklu doğrusal bağıllık; bağımsız değişkenlerden ikisi veya daha fazlası arasında kuvvetli ilişki olması durumudur. İkinci etapta kullanılan veriler diğer sayfadaki tabloda belirtilmiştir. Tabloda sırasıyla her bir senedin dolar bazlı ortalama getiri oranları, 1. etap regresyon sonucunda bulunan beta katsayıları ve hata terimlerinin varyansları bulunmaktadır. Model tahmini yapılırken değişkenler şu şekilde tanımlanmıştır.

RI : Her bir hisse senedine ait ortalama getiri oranı

BETA : Her bir hisse senedine ait beta katsayısı

HTV : Her bir hisse senedinin hata teriminin varyansı

Burada RI; bağımlı değişken, BETA ve HTV değişkenleri ise bağımsız değişkendir.

Tablo 17
İkinci Etap Regresyonun Verileri

	Ortalama Getiri	BETA	HTV
Koniteks	0.017111	0.570375	0.047443
Vakıf Yat. Ort.	0.031509	0.596803	0.054911
Kartonsan	0.022116	0.605485	0.019390
Kelebek Mobilya	0.010287	0.727524	0.025473
Garanti Factoring	0.033804	0.768489	0.053204
Gentaş	0.024821	0.791446	0.020042
Yünsa	0.016193	0.795348	0.020621
Sarkuysan	0.014630	0.795602	0.010984
Usaş	0.035109	0.796019	0.023867
Merko Gıda	0.005824	0.817977	0.015037
Güneş Sigorta	0.028203	0.850289	0.024258
Mardin Çimento	0.033417	0.855604	0.013096
Kerevitaş Gıda	0.026702	0.862296	0.062825
Petrol Ofisi	0.032572	0.904692	0.030536
Finans Finansal Kiralama	0.031239	0.906797	0.021252
Uşak Seramik	0.015167	0.931812	0.030985
Tüpraş	0.036630	0.933154	0.024052
Anadolu Cam	0.034466	0.963581	0.019565
Ford Otosan	0.041864	0.998446	0.014555
Kordsa	0.027905	1.015177	0.010599
Intema	0.031731	1.021982	0.032473
Aselsan	0.037116	1.022446	0.031445
Aygaz	0.035558	1.035051	0.018302
Gima	0.026008	1.044890	0.019774
Anadolu Sigorta	0.036198	1.062885	0.016327
Koç Holding	0.030388	1.077342	0.013060
Arçelik	0.034742	1.078840	0.016354
Garanti Bankası	0.039517	1.122160	0.019816
Finansbank	0.043043	1.155625	0.024436
Atlas Yat. Ort.	0.040043	1.179467	0.024611
Alcatel Teletaş	0.032219	1.229843	0.026211
Global Yat. Ort.	0.048525	1.242564	0.049251
Doğan Holding	0.053349	1.429189	0.026731

6.3.1. II. Etap Regresyonda Model Tahmini

6.3.1.1. Doğrusal Model Tahmini

İlk önce model doğrusal olarak kurularak tahmin edilmiştir. Tahmin edilen modelin belirlilik katsayısı % 53 olarak bulunmuştur. F testi sonucunda modelin genel

olarak anlamlı olduğu ortaya çıkmaktadır; ancak EKK ile tahmin edilmiş olan modelin sabit katsayısının ve HTV bağımsız değişkeninin katsayısının t istatistiğinin olasılık değerlerinin 0.05’den büyük olmasından dolayı bu iki katsayının anlamsız olduğu görüldüğünden, çalışmanın devamında bu modelin kullanılması uygun bulunmamaktadır.

Doğrusal model tahmini aşağıdaki tabloda gösterilmektedir.

$$RI = -0.01263324625 + 0.04016348088*BETA + 0.1999286871*HTV$$

Tablo 18
Doğrusal Model Tahmini

Dependent Variable: RI				
Method: Least Squares				
Date: 12/13/05 Time: 13:09				
Sample: 1 33				
Included observations: 33				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.012633	0.007684	-1.644008	0.1106
BETA	0.040163	0.006932	5.793596	0.0000
HTV	0.199929	0.101886	1.962275	0.0591
R-squared	0.532250	Mean dependent var		0.030546
Adjusted R-squared	0.501066	S.D. dependent var		0.010559
S.E. of regression	0.007458	Akaike info criterion		-6.872545
Sum squared resid	0.001669	Schwarz criterion		-6.736499
Log likelihood	116.3970	F-statistic		17.06838
Durbin-Watson stat	2.663063	Prob(F-statistic)		0.000011

6.3.1.2. Yarı Logaritmik Model Tahmini

Doğrusal olarak kurulan modelde sabit katsayısının ve HTV bağımsız değişkeninin katsayısının anlamsız olarak tahmin edilmesinden dolayı model yarı logaritmik olarak kurulmuş ve yeniden EKK yöntemiyle tahmin edilmiştir. BETA değişkeninin logaritması alınarak oluşturulan bu modelin belirlilik katsayısı % 50.57’dir. T testi istatistiklerine bakıldığında tüm katsayıların anlamlı olduğu görülmektedir. F testi sonucunda da model genel olarak anlamlıdır. Bu nedenlerden dolayı, çalışmanın devamında bu modelin kullanılması uygun bulunmuştur. Modelde LNBETA bağımsız değişkeni ile bağımlı değişken arasındaki ilişki yarı doğrusal; bir

başka ifade ediş tarzıyla doğrusal logaritmik denilebilir. HTV bağımsız değişkeni ile bağımlı değişken arasındaki ilişki ise doğrusaldır.

$$RI = 0.02746928466 + 0.0360992808 * LNBETA + 0.2255022198 * HTV$$

Tablo 19
Yarı Logaritmik Model Tahmini

Dependent Variable: RI				
Method: Least Squares				
Date: 02/03/06 Time: 12:45				
Sample: 1 33				
Included observations: 33				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.027469	0.002994	9.175043	0.0000
LNBETA	0.036099	0.006573	5.491838	0.0000
HTV	0.225502	0.105960	2.128175	0.0417
R-squared	0.505772	Mean dependent var		0.030546
Adjusted R-squared	0.472823	S.D. dependent var		0.010559
S.E. of regression	0.007666	Akaike info criterion		-6.817482
Sum squared resid	0.001763	Schwarz criterion		-6.681436
Log likelihood	115.4885	F-statistic		15.35035
Durbin-Watson stat	2.559020	Prob(F-statistic)		0.000026

6.3.2. Otokorelasyonun İncelenmesi

Çoklu doğrusal regresyon modeli varsayımlarından bir tanesi otokorelasyonun olmamasıdır. Otokorelasyon hakkındaki gerekli açıklamalar daha önceki sayfalarda yapıldığından; burada tekrarlanmamıştır. Aşağıda Breusch – Godfrey (LM) Testi ile otokorelasyonun varlığı araştırılacaktır.

6.3.2.1. Breusch – Godfrey Testi

Tablo 20

Breusch – Godfrey (LM) Testi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	0.824086	Probability		0.626620
Obs*R-squared	11.70130	Probability		0.469957
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID				
Method: Least Squares				
Date: 03/19/06 Time: 19:00				
Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.001221	0.004078	-0.299490	0.7680
LN BETA	-0.000775	0.007322	-0.105863	0.9169
HTV	0.032941	0.155250	0.212178	0.8344
RESID(-1)	-0.281389	0.255147	-1.102850	0.2846
RESID(-2)	-0.339386	0.263525	-1.287870	0.2141
RESID(-3)	0.079042	0.261781	0.301940	0.7662
RESID(-4)	-0.199349	0.278892	-0.714789	0.4839
RESID(-5)	-0.176623	0.274639	-0.643110	0.5283
RESID(-6)	0.154088	0.287270	0.536386	0.5983
RESID(-7)	-0.197937	0.273346	-0.724128	0.4783
RESID(-8)	-0.020050	0.282207	-0.071046	0.9441
RESID(-9)	-0.212429	0.268006	-0.792627	0.4383
RESID(-10)	0.155068	0.274281	0.565363	0.5788
RESID(-11)	-0.027853	0.289579	-0.096186	0.9244
RESID(-12)	-0.105539	0.259000	-0.407488	0.6885
R-squared	0.354585	Mean dependent var		-6.57E-18
Adjusted R-squared	-0.147404	S.D. dependent var		0.007423
S.E. of regression	0.007951	Akaike info criterion		-6.528071
Sum squared resid	0.001138	Schwarz criterion		-5.847841
Log likelihood	122.7132	F-statistic		0.706359
Durbin-Watson stat	2.090856	Prob(F-statistic)		0.742613

0.05 hata payı ile $p=12$ serbestlik dereceli ki-kare tablo değeri 21.026'dır.

$$\text{Test İstatistiği} = n \cdot R^2 = 33 \cdot 0.354585 = 11.70130$$

Test istatistiği tablo değerinden küçük olduğundan; yani $11.70130 < 21.026$ olduğundan H_0 hipotezi kabul edilir; yani 12. mertebeden otokorelasyon yoktur; ayrıca LM testinde test istatistiğinin olasılık değeri 0.4699 olduğundan; yani 0.05'den büyük olduğundan dolayı otokorelasyonun olmadığı hipotezi desteklenmektedir.

6.3.3. Değişen Varyansın İncelenmesi

Çoklu doğrusal regresyon modeli varsayımlarından bir tanesi değişen varyansın olmaması; yani sabit varyansın olmasıdır. Aşağıda yapılan White Testi ile çoklu doğrusal regresyonda sabit varyans varsayımının geçerli olup olmadığı incelenmiştir.

6.3.3.1. White Testi

Sabit varyans varsayımının geçerli olup olmadığının belirlenmesinde sık olarak kullanılan testlerden biridir. Bu test uygulanırken ilk önce model tahmin edilerek artıklar (hata terimleri) belirlenir. Elde edilen hata terimlerinin karelerinin bağımlı değişken olduğu, bağımsız değişkenlerin ise modelin bağımsız değişkenleri, bağımsız değişkenlerin kareleri ve bağımsız değişkenlerin birbirleri ile çarpımlarının olduğu yardımcı regresyon modeli tahmin edilir. White testi için test istatistiği, yardımcı regresyon modelinin belirlilik katsayısı ile $n \cdot R^2$ olarak hesaplanır. $N \cdot R^2$ dağılımı, yardımcı regresyon modelinin bağımsız değişken sayısı serbestlik derecesi olan ki-kare dağılımıdır.

White Testi'nde α hata payı ile ki-kare tablosundan bulunan tablo değeri ile $n \cdot R^2$ karşılaştırılarak hipotezlerden biri kabul edilip diğeri de reddedilir. $N \cdot R^2$; tablo değerinden büyükse H_1 hipotezi, küçükse H_0 hipotezi kabul edilecektir.

$H_0: \beta_2 = \beta_3 = \dots = \beta_k = 0$ Sabit varyans varsayımı geçerlidir.

$H_1: \beta_2 \neq \beta_3 \neq \dots \neq \beta_k \neq 0$ Sabit varyans varsayımı geçerli değildir.

Tablo 21
White Testi

White Heteroskedasticity Test:				
F-statistic	0.517785	Probability		0.760500
Obs*R-squared	2.887384	Probability		0.717343
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 03/19/06 Time: 19:18				
Sample: 1 33				
Included observations: 33				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.60E-05	7.97E-05	0.703130	0.4880
LNBETA	-0.000223	0.000171	-1.300707	0.2044
LNBETA^2	-7.81E-05	0.000260	-0.300165	0.7663
LNBETA*HTV	0.003775	0.005244	0.719878	0.4778
HTV	-0.000704	0.005450	-0.129209	0.8982
HTV^2	0.014926	0.077868	0.191679	0.8494
R-squared	0.087496	Mean dependent var		5.34E-05
Adjusted R-squared	-0.081486	S.D. dependent var		7.49E-05
S.E. of regression	7.79E-05	Akaike info criterion		-15.91985
Sum squared resid	1.64E-07	Schwarz criterion		-15.64776
Log likelihood	268.6776	F-statistic		0.517785
Durbin-Watson stat	2.349357	Prob(F-statistic)		0.760500

$$N = 33 ; R^2 = 0.087496$$

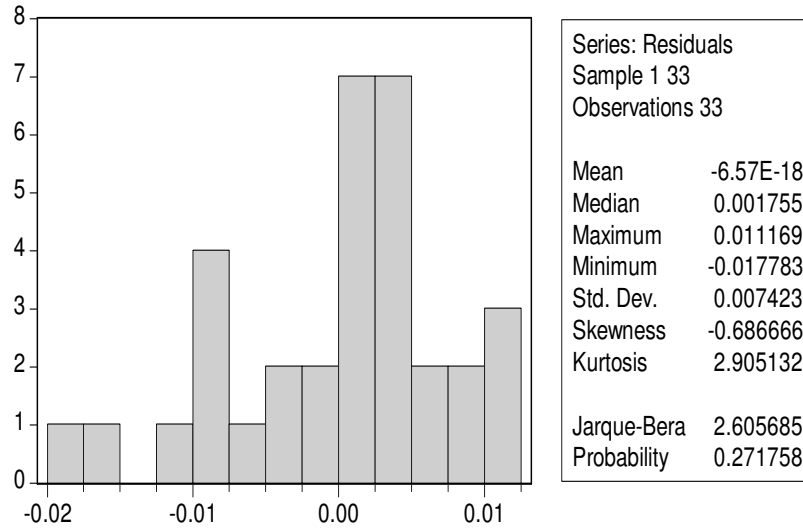
$$\text{Test İstatistiği} = n \cdot R^2 = 33 \cdot 0.087496 = 2.887384$$

Yardımcı regresyon modelinde yer alan bağımsız değişken sayısı 5'dir. 0.05 hata payı ile 5 serbestlik dereceli ki-kare tablo değeri 11.07'dir.

Test istatistiği tablo değerinden küçük olduğundan; yani $2.88 < 11.07$ olduğundan H_0 hipotezi kabul edilecektir; bu da sabit varyans varsayımının geçerli olduğunu gösterir. Ayrıca Obs*R-squared probability (olasılık) değerinin 0.7173 olmasından ve bu değer 0.05'den büyük olmasından dolayı da sabit varyans varsayımı geçerlidir hipotezi desteklenmektedir.

6.3.4. Normalliğin İncelenmesi

Normallik varsayımının geçerli olup olmadığının belirlenmesi için Jarque-Bera testi kullanılmıştır. Bu test EKK artıklarına dayanan bir testtir. Bu testte EKK artıklarının eğiklik ve basıklık ölçülerinin hesaplanması ile elde edilen test istatistiğinin ki-kare dağılımı ile karşılaştırılması sonucu normallik varsayımının geçerli olup olmadığı incelenir. Temel hipotez artıkların normal dağıldığı, alternatif hipotez ise artıkların normal dağılmadığı şeklinde kurulur. Hesaplanan test istatistiği 2 serbestlik dereceli ki-kare tablosu ile karşılaştırılır. Hesaplanan test istatistiği tablo değerinden küçükse H_0 hipotezi, büyükse H_1 hipotezi kabul edilir.⁴²



Şekil 25 Jarque-Bera Testi

H_0 : Artıklar normal dağılır.

H_1 : Artıklar normal dağılmaz.

Jarque – Bera sonucunun yukarıda 2.60 olduğu görülmektedir. 0.05 hata payı ile 2 serbestlik dereceli ki-kare tablo değeri 5.991’dir. $2.60 < 5,991$ olduğundan; yani test istatistiği tablo değerinden küçük olduğundan H_0 hipotezi kabul edilir; artıklar normal dağılmaktadır. Ayrıca test istatistiğinin olasılık değerinin 0.27 olmasından; yani

⁴² Güriş ve Çağlayan, s. 578.

0.05'den büyük olmasından dolayı da artıkların normal dağıldığı hipotezi desteklenmektedir.

6.3.5. Çoklu Doğrusal Bağlılığın İncelenmesi

Çoklu doğrusal regresyonda açıklayıcı değişkenlerden ikisi veya daha fazlası arasında doğrusal ilişki olmasına çoklu doğrusal bağlılık denir. Çoklu doğrusal bağlılık varsayımı yalnızca çoklu doğrusal regresyon modelleri için geçerlidir. Çoklu doğrusal bağlılık; anakütleden kaynaklanmayan, örnekten kaynaklanan bir durumdur.⁴³

Çoklu doğrusal bağlılığın etkili olduğuna karar verebilmek için bazı kriterlere bakılması gerekir. Aşağıda bu kriterlerden Varyans Büyütme Faktörü (VIF) ve Klein Kriteri'ne bakılacaktır.

6.3.5.1. Varyans Büyütme Faktörü (VIF)

Bu faktör ile parametre tahminlerinin ve varyanslarının çoklu doğrusal bağlılık nedeni ile gerçek değerlerinden ne derece uzaklaştığı belirlenir. İncelenen modelde kaç tane bağımsız değişken varsa o kadar VIF değeri hesaplanır. Bu testin işleyişinde tüm bağımsız değişkenler teker teker bağımlı değişken olarak alınır ve diğer bağımsız değişkenlerle regresyona tabi tutulurlar. Elde edilen R^2 değerleri aşağıdaki formülde yerine yerleştirilir.

$$VIF = \frac{1}{1 - R_i^2}$$

VIF kriterinin hangi değeri aldığında çoklu doğrusal bağlılığın etkili olacağı konusunda kesin bir kural olmamakla birlikte; genellikle 5 değeri ile karşılaştırılmakta ve $VIF > 5$ olması durumunda çoklu doğrusal bağlılığın önemli olduğu kararına varılmaktadır.

Çalışmada kullanılan modelde iki tane bağımsız değişken olduğundan iki tane VIF değeri hesaplanacaktır.

İlk önce LNBETA değişkeni bağımlı değişken olarak alınmıştır.

⁴³ Mustafa Tekin ve Ebru Çağlayan, **Excel ile Temel Ekonometri**, İstanbul: Der Yayınları, 2003, s. 153.

Tablo 22

LNBETA Değişkeninin Bağımlı Değişken Olması Durumu

Dependent Variable: LNBETA				
Method: Least Squares				
Date: 03/20/06 Time: 13:32				
Sample: 1 33				
Included observations: 33				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.030799	0.081617	0.377354	0.7085
HTV	-4.162100	2.797052	-1.488031	0.1468
R-squared	0.066665	Mean dependent var		-0.077856
Adjusted R-squared	0.036558	S.D. dependent var		0.213406
S.E. of regression	0.209468	Akaike info criterion		-0.229795
Sum squared resid	1.360189	Schwarz criterion		-0.139098
Log likelihood	5.791619	F-statistic		2.214235
Durbin-Watson stat	0.157491	Prob(F-statistic)		0.146846

Bu tahmin sonucunda R^2 değeri 0.066665 olarak bulunmuştur.

Daha sonra HTV değişkeni bağımlı değişken olarak alınmıştır.

Tablo 23

HTV Değişkeninin Bağımlı Değişken Olması Durumu

Dependent Variable: HTV				
Method: Least Squares				
Date: 03/20/06 Time: 13:33				
Sample: 1 33				
Included observations: 33				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.024859	0.002412	10.30504	0.0000
LNBETA	-0.016017	0.010764	-1.488031	0.1468
R-squared	0.066665	Mean dependent var		0.026106
Adjusted R-squared	0.036558	S.D. dependent var		0.013239
S.E. of regression	0.012994	Akaike info criterion		-5.789906
Sum squared resid	0.005234	Schwarz criterion		-5.699208
Log likelihood	97.53345	F-statistic		2.214235
Durbin-Watson stat	1.772371	Prob(F-statistic)		0.146846

Bu tahmin sonucunda da R^2 değeri 0.066665 olarak bulunmuştur.

Bu değerler formülde yerine yerleştirildiği takdirde;

$$VIF (1) = \frac{1}{1 - 0.066665} = \frac{1}{0.933335} = 1.0714$$

1.0714 < 5 olduğundan LNBETA değişkeninin çoklu doğrusal bağlılığa neden olmadığı görülmektedir.

$$VIF (2) = \frac{1}{1 - 0.066665} = \frac{1}{0.933335} = 1.0714$$

1.0714 < 5 olduğundan HTV değişkeninin de çoklu doğrusal bağlılığa neden olmadığı görülmektedir.

6.3.5.2. Klein Kriteri

Modeldeki değişkenler sırasıyla bağımlı değişken haline getirilerek diğer bağımsız değişkenlerle regresyona tabi tutulur. Yapılacak tahminler sonucu elde edilen R^2 değerleri, ana regresyon modelinin R^2 değeriyle karşılaştırılarak çoklu doğrusal bağlantının ciddiyeti sınanır.

Ana regresyon modelinin R^2 değeri % 50.57'dir.

LNBETA bağımsız değişkeninin bağımlı, HTV değişkeninin bağımsız değişken olarak alındığı model tahmininde R^2 değeri 0.066665'tir.

HTV bağımsız değişkeninin bağımlı, LNBETA değişkeninin bağımsız değişken olarak alındığı model tahmininde R^2 değeri 0.066665'tir.

Tüm yardımcı regresyon modellerinin belirlilik katsayıları, ana regresyon modelinin belirlilik katsayısından küçük olduğundan çoklu doğrusal bağlılığın zararlı olmadığına karar verilir.

0.066665 < 0.505772 olduğundan LNBETA değişkeni çoklu doğrusal bağlılık problemine neden olmamaktadır.

0.066665 < 0.505772 olduğundan HTV değişkeni çoklu doğrusal bağlılık problemine neden olmamaktadır.

6.3.6. Çoklu Doğrusal Regresyon Modeli Varsayımlarını Taşıyan Model

Çalışma sırasında, ilk olarak tahmin edilen doğrusal modelin sabit ve HTV bağımsız değişkeninin katsayısının anlamsız olmasından dolayı, model BETA bağımsız değişkeninin logaritması alınarak yarı logaritmik olarak tahmin edilmiştir. EKK yöntemiyle yapılan tahmin sonucunda tüm katsayıların anlamlı olduğu, modeldeki bağımsız değişkenlerin bağımlı değişkendeki değişmelerin % 50.5'ini açıkladığını; yani modelin R^2 değerinin % 50.5 olduğu görülmüştür. F testi sonucunda da modelin genel olarak anlamlı bir model olduğu görülmüştür.

İkinci aşamada modelde otokorelasyonun olup olmadığına bakılmıştır. Otokorelasyon için yapılan Breusch – Godfrey (LM) testi sonucunda modelde otokorelasyonun olmadığı sonucuna varılmıştır.

Çalışmanın üçüncü aşamasında modelde değişen varyansın varlığı araştırılmıştır. Değişen varyans problemi için yapılan White testi sonucunda modelde değişen varyansın olmadığı; sabit varyans varsayımının geçerli olduğu görülmüştür.

Dördüncü aşamada Jarque – Bera normallik testi sonucunda artıkların normal dağıldığı bulunmuştur.

Beşinci aşamada modelde çoklu doğrusal bağıllık sorunu araştırılmış ve yapılan testler sonucunda böyle bir sorunun olmadığı görülmüştür.

Çoklu doğrusal regresyon modeli varsayımlarını taşıyan modelin, EKK yöntemiyle tahmini diğer sayfadaki tabloda gösterilmektedir.

Tablo 24**Çoklu Doğrusal Regresyon Modeli Varsayımlarını Taşıyan Model**

Dependent Variable: RI				
Method: Least Squares				
Date: 02/03/06 Time: 12:45				
Sample: 1 33				
Included observations: 33				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.027469	0.002994	9.175043	0.0000
LN BETA	0.036099	0.006573	5.491838	0.0000
HTV	0.225502	0.105960	2.128175	0.0417
R-squared	0.505772	Mean dependent var		0.030546
Adjusted R-squared	0.472823	S.D. dependent var		0.010559
S.E. of regression	0.007666	Akaike info criterion		-6.817482
Sum squared resid	0.001763	Schwarz criterion		-6.681436
Log likelihood	115.4885	F-statistic		15.35035
Durbin-Watson stat	2.559020	Prob(F-statistic)		0.000026

6.4. İkinci Etap Regresyon Sonucunda Tahmin Edilen Risksiz Faiz Oranı ve Risk Primi Değerlerinin Gerçekleşen Değerleri

Risksiz faiz oranı olarak hazine iskontolu ihaleleri aylık bileşik faiz oranı kullanılmıştır. Bu oranların 1995 – 2004 yılları arasındaki değerleri kullanılmıştır; oranları gösteren tablo aşağıdadır.

Tablo 25**1995 – 2004 Yılları Arasında Hazine İskontolu İhaleleri Aylık Bileşik Faiz Oranları**

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
Ocak	168.1	201.2	107.8	120.0	130.2	38.2	64.9	71.4	56.8	25.5
Şubat	138.1	146.6	106.5	126.6	124.8	42.1	124.2	69.9	55.3	24.0
Mart	119.3	126.7	110.4	113.5	103.8	39.2	193.7	68.4	59.9	24.4
Nisan	96.8	126.6	-	104.0	100.6	34.4	130.4	58.7	57.4	23.1
Mayıs	110.4	114.2	112.6	92.6	100.5	40.5	82.2	55.3	51.1	28.8
Haziran	99.6	125.9	119.4	91.3	111.5	41.8	88.4	72.3	46.0	27.5
Temmuz	94.7	128.9	123.3	77.3	102.9	35.6	95.0	72.5	46.1	26.3
Ağustos	91.3	126.7	137.8	92.3	115.2	33.4	92.6	64.2	38.7	24.8
Eylül	116.6	124.8	137.5	137.3	112.1	36.0	87.4	62.2	32.2	25.4
Ekim	127.6	127.4	130.7	141.3	109.2	38.0	86.4	64.4	29.3	22.8
Kasım	133.5	133.1	135.6	145.2	94.6	41.0	79.3	52.9	28.6	22.9
Aralık	182.2	128.2	147.9	145.2	-	-	74.1	49.8	27.9	23.1
Yıl Ortalaması	123.2	134.2	124.5	115.5	109.6	38.2	99.9	63.5	44.1	24.7

Kaynak: Hazine, İstatistikler, 2005, [http:// www.hazine.gov.tr/stat/egosterge/VI-Kamu Maliyesi/VI-10-2.xls](http://www.hazine.gov.tr/stat/egosterge/VI-Kamu_Maliyesi/VI-10-2.xls) (4 Nisan 2005).

Bu faiz oranlarının ortalama değeri % 87.74'dür. Efektif yıllık faiz oranı formülünden hareketle aylık faiz oranı şu şekilde bulunabilir. Efektif yıllık faiz oranı şu şekilde hesaplanır.⁴⁴

$$\text{Efektif Yıllık Faiz} = \left[1 + \left(\frac{i}{m} \right) \right]^m - 1$$

Burada i ; kote edilen yıllık faiz oranını, m ise faizin bir yılda kaç kez bileşik hesaplandığı sayısını belirtmektedir. Bu formülden hareketle aylık faiz oranı;

$$0.8774 = \left[1 + \frac{i}{12} \right]^{12} - 1$$

$$1.8774 = \left[1 + \frac{i}{12} \right]^{12}$$

$$\text{Aylık Faiz Oranı} = \frac{i}{12} = \sqrt[12]{1.8774} - 1 = 0.0538$$

Çalışmada hisse senetleri için dolar bazlı getiri kullandığımızdan; bu aylık faiz oranı değeri de dolardaki değişim ile arındırılmıştır. 1995 – 2004 yılları arasında dolardaki ortalama artış 0.031331'dir. Bu aylık faiz oranını dolardaki değişim ile arındırdığımızda aşağıda görüldüğü gibi % 2.17 değeri bulunur.

$$\frac{1 + 0.0538}{1 + 0.031331} - 1 = 0.0217 = \%2.17$$

Regresyon sonucunda tahmin edilen ikinci katsayı risk primidir. Risk primi bilindiği gibi pazar portföyünün getirisinden risksiz faiz oranının çıkarılmasıyla bulunmaktadır. Pazar portföyü çalışmamızda İMKB – 100 endeksidir. Çalışmamızda hisse senetleri için dolar bazlı getiri kullandığımızdan; İMKB – 100 endeksindeki 1995 – 2004 yılları arasındaki aylık getiriler bu dönem arasındaki dolardaki aylık değişim ile arındırılmıştır. EK 5 bölümünde 1995 – 2004 yılları arasında İMKB -100, ABD Doları ve bu iki değişkenden hesaplanan İMKB-100'de dolar bazında artış

⁴⁴ Konuralp, s. 71.

değerleri aylık olarak gösterilmiştir; ayrıca bu üç değişkeninin ortalamaları da EK 5’te mevcuttur. İMKB-100’de dolar bazında ortalama artış % 2.29’dur. Dolayısıyla risk primi de; $\% 2.29 - \% 2.17 = \% 0.12$ ’dir.

7. SONUÇ

FVFM, sistematik risk; yani beta katsayısı ile beklenen getiri oranı arasındaki ilişkiyi rekabetçi bir sermaye piyasasında inceleyen bir denge modelidir. FVFM'nin geçerliliği konusunda birçok tartışma yapılmasına rağmen, bu model varlık fiyatlandırma teorilerinin özünü oluşturmaktadır.

Yapılan bu çalışmada modelin kurucularından olan John Lintner'in modeli test etmek için kullandığı iki etaplı regresyon denklemiyle modelin geçerliliği İMKB'de sınanmıştır; yalnız bu iki regresyon denkleminin formunda, birinci etapta sabit katsayıların, ikinci etapta ise sabit katsayının ve HTV bağımsız değişkeninin katsayısının istatistiksel olarak anlamsız çıkmasından dolayı zorunlu olarak değişiklik yapılmıştır. Birinci etap regresyonda sabit katsayısız, ikinci etap regresyonda ise BETA değişkeninin logaritması alınarak tahmin yapılmıştır. Çalışmadaki veriler dolar bazlıdır ve aylık veriler kullanılmıştır. Çalışmada, İMKB'de 1995 – 2004 yılları arasında sürekli olarak işlem gören, rastgele olarak seçilen 33 adet hisse senedi kullanılmıştır.

Regresyonun ikinci aşaması sonucunda tahmin edilen aylık risksiz faiz oranı, ele alınan dönemde gerçekleşen ortalama aylık risksiz faiz oranından daha büyüktür. Tahmin edilen aylık risk primi, gerçekleşen risk priminden; yani pazar portföyünün ortalama aylık getiri oranı ile ortalama aylık risksiz faiz oranı arasındaki farktan daha büyüktür. Tahmin edilen hata teriminin varyansının katsayısı da sıfırdan farklı olarak 0.22 bulunmuştur. Bu durum FVFM'nin geçerli olmaması anlamına gelir; çünkü FVFM'ye göre yatırımcılar sistematik olmayan; yani çeşitlendirilebilir risk karşılığında hiçbir getiri elde edemezler. Tahmin sonuçlarına göre, hisse senetlerine yatırımda bulunan bir yatırımcı aylık % 2.74'lük risksiz faiz oranına ek olarak, aylık olarak % 3.60 risk primi beklemektedir. Oysa, gerçekleşen ortalama aylık risksiz faiz oranı % 2.17, aylık risk primi ise % 0.12'dir.

Araştırma sonucunda tahmin edilen değerlerle gerçekleşen değerlerin birbirinden farklı olduğu görülmektedir. Bu durum Lintner'in FVFM'yi test etmek için kullandığı yöntemin ülkemizde uygulanmasının pek de başarılı olmadığını göstermektedir; yani bu yöntemin ülkemizde uygulanması sonucunda hisse senetlerinin fiyatlarının oluşumunda; buna bağlı olarak da beklenen getirilerinin belirlenmesinde

başarılı sonuçlar alınamamıştır. Çalışma sonucunda bulunan bu bulgular ihtiyatla karşılanmalıdır. Her çalışmada olduğu gibi bu çalışmada da elde edilen bulgular kullanılan örnekleme ve yöntemle bağımlıdır.

Bu çalışmada ele alınan FVFM hakkında şu ana kadar birçok araştırma yapılmıştır ve modelin geçerli olup olmadığı hakkında kesin bir yargıya varılamamıştır. FVFM, finans dünyasında çok önemli bir yere sahiptir. Model üzerine yapılan birçok eleştiriye rağmen finansal varlıkları fiyatlamada, menkul kıymet yönetiminde ve sermaye maliyeti tahmininde yaygın olarak kullanılmaktadır.

EKLER

EK 1 Çalışmada Kullanılan Senetlerin Dolar Bazlı Aylık Getiri Oranları

Tarih	Alcatel Teletaş	Anadolu Cam	Anadolu Sigorta	Arçelik	Aselsan	Atlas Yat. Ort.	Aygaz	Doğan Holding
95/01	-0.1308855	-0.2269406	-0.2131755	-0.1725374	-0.227226	-0.1621205	-0.1586366	0.125476
95/02	-0.0552711	0.1590423	0.0788759	-0.0295078	0.1220309	-0.0580247	0.067149	1.0741769
95/03	-0.0731651	0.2164708	0.4574479	0.1336215	0.2309526	0.3176394	1.2321274	0.6084447
95/04	0.2357588	0.289426	0.2851891	0.1733467	0.5209339	0.2529293	0.2851891	-0.0719199
95/05	-0.1037997	-0.1841818	0.0723764	0.0805252	0.1451448	-0.0381689	0.2273544	-0.0258692
95/06	0.1125145	0.0544611	-0.0310357	0.0259622	0.0447962	-0.1564311	0.0055289	-0.0310357
95/07	0.0250084	-0.048724	0.0724774	0.032017	0.009239	0.0173368	0.0132531	-0.0222997
95/08	-0.218968	-0.3471312	-0.2216589	-0.1206324	-0.1773853	-0.3528968	-0.125843	-0.4024945
95/09	0.017501	-0.02865	-0.118057	0.0209385	-0.1064421	-0.1484258	-0.1114008	-0.2245658
95/10	0.6078839	0.4753682	-0.0540853	0.0574092	-0.0233296	0.0411829	0.5366125	0.0360833
95/11	-0.2826752	-0.245203	-0.4019893	-0.4050424	-0.2435902	-0.1571434	-0.3310662	-0.3285419
95/12	-0.1731843	-0.1772978	-0.1869219	-0.1937519	-0.0268609	-0.2102059	-0.1114817	-0.1465548
96/01	0.3730081	0.2526508	0.1905025	0.2981872	0.2764784	0.198826	0.2356493	0.3271878
96/02	0.2967202	0.3153352	0.3719272	0.0694824	0.0475068	0.3409641	-0.0477211	0.5390366
96/03	-0.0710273	-0.2213023	0.3333491	0.1962114	-0.099178	-0.0844907	0.1890851	-0.0361908
96/04	-0.2578167	-0.1166717	-0.1555604	-0.1207497	-0.2132857	-0.2176515	-0.0796927	-0.2216912
96/05	-0.0263714	-0.0836223	-0.1322383	0.0477973	-0.0949901	-0.250006	-0.1427634	-0.1016115
96/06	0.0138059	0.2057197	0.0532317	0.1550593	0.0861005	0.0227663	0.0478119	0.0472474
96/07	0.0329525	-0.1269472	-0.0747908	-0.1501748	-0.1501748	-0.1046973	-0.0664059	-0.3079995
96/08	-0.1342937	0.2758955	0.1908358	0.1288131	0.1288131	0.0800604	0.0491551	-0.0031261
96/09	0.0359388	0.0220647	0.0466335	0.1762423	-0.0197981	0.0024096	0.231719	0.0174399
96/10	0.1243117	-0.1928019	0.0211418	-0.0559757	0.1924518	-0.102154	0.0757437	0.3294753
96/11	0.2112253	0.0088794	0.0023545	-0.0496194	0.2038154	0.1168209	-0.0240294	-0.0208693
96/12	-0.1392576	-0.0337252	0.1261277	0.0887367	-0.0498298	0.150206	0.0883768	0.0376859
97/01	0.8607881	0.7894772	0.3673291	0.9328186	0.4588054	0.4468737	0.7314	0.98243
97/02	-0.0366286	-0.0840585	-0.0652735	-0.1549724	0.1029641	0.0358649	-0.1804734	-0.083878
97/03	0.1300852	-0.0547794	0.030821	-0.2021613	-0.1402514	0.0599402	0.1318819	-0.1833341
97/04	-0.2015139	-0.2295786	-0.2371711	-0.1034738	-0.2407441	-0.1414568	-0.1246226	-0.1520317
97/05	0.1666643	0.0059469	0.0752527	0.4201364	0.2482605	-0.267419	-0.035435	-0.1085082
97/06	0.3957813	-0.0075451	0.1196107	0.2084686	0.3548066	0.1102806	0.0750336	0.185686
97/07	0.0747184	0.0880604	-0.0879587	-0.1918621	-0.0313609	0.1610797	-0.1218361	0.0086533
97/08	0.1832722	0.0254794	0.1042104	-0.0824826	-0.117196	0.2200367	-0.0744549	0.1087425
97/09	0.2255937	0.2920701	0.2851999	0.2590996	0.3072264	0.1469355	0.0613433	0.6975787
97/10	-0.0032461	0.0206393	0.0688066	-0.1065892	-0.2542804	-0.0125973	-0.0102892	0.2351373
97/11	-0.1130949	-0.1534088	-0.0687497	-0.2163869	-0.0909223	-0.0687497	-0.1415036	-0.0559928
97/12	0.153243	0.0240546	-0.0825212	0.0685787	0.1527819	0.1507771	0.233672	0.0474737
98/01	0.9319156	0.1029848	-0.1454653	-0.0685906	-0.101435	-0.0895998	-0.205469	0.0025504
98/02	-0.5741401	-0.1124922	-0.1578316	-0.1118343	-0.2340358	-0.2382746	-0.1357346	-0.1715044
98/03	-0.1017156	-0.0909734	0.2177526	0.1073191	-0.1398503	0.401793	0.1100003	0.0989934
98/04	0.4443087	0.2254578	0.0402142	0.2919555	0.2251302	-0.0806122	0.1796115	0.5690653
98/05	-0.1763957	-0.0288845	0.2504774	-0.2439172	0.0858837	-0.0054842	-0.0520063	0.0392639
98/06	0.0236273	-0.098601	-0.0656679	0.1222492	-0.1054853	0.0332614	-0.0395737	0.0284218
98/07	-0.0684733	0.0179217	0.0422676	-0.0910558	0.1309803	0.1074093	-0.024367	0.0031826
98/08	-0.4635468	-0.4008669	-0.242168	-0.451725	-0.2529693	-0.3807056	-0.3123874	-0.4826533
98/09	-0.2584754	-0.2521543	-0.3049809	0.0024314	0.0473164	-0.3497742	-0.1139222	0.1619091
98/10	-0.2457083	-0.0920987	0.0071038	-0.0152763	-0.1410311	-0.1716261	-0.1085644	-0.1174787
98/11	0.2817636	-0.0340777	0.1543368	0.2592765	-0.0403094	-0.0785782	0.3907394	-0.0918679
98/12	-0.1043807	0.0274274	0.0653721	-0.00395	-0.0062086	0.4207394	0.2076105	-0.1523724
99/01	-0.0704241	-0.2104563	-0.1044628	-0.3128367	-0.0671238	-0.4058349	-0.0412684	-0.1494461
99/02	0.5224394	0.4372552	0.21564	0.2566166	0.2517079	0.3500138	0.3748864	0.622467
99/03	0.0486672	0.349888	0.204917	0.3328539	0.0025365	0.2645945	0.0038083	-0.0566018
99/04	-0.0059396	-0.133921	-0.0235077	0.1929561	0.191767	0.239135	-0.0136651	0.3790503

99/05	0.1797129	0.4079853	-0.2941823	-0.1921267	0.4213046	0.1516923	0.2408715	0.1204962
99/06	-0.0871844	-0.186251	-0.1417734	0.1106987	0.0063603	-0.0373945	-0.1605184	-0.0542823
99/07	0.0355004	-0.0060851	0.1677125	0.4401787	-0.060753	-0.01806	0.1259579	0.1046825
99/08	-0.2047574	0.0651141	-0.2137942	-0.2749436	0.0045962	-0.2574723	-0.2290308	-0.1916085
99/09	0.2049279	0.2992266	0.2718683	0.3871365	0.3201818	0.1567308	0.1315844	0.200381
99/10	-0.0206911	0.0409364	0.2370217	0.1591708	-0.0673249	0.2040683	0.094067	0.2609879
99/11	0.7702783	0.1115489	0.4192749	0.2718233	0.1903596	0.3872567	0.1535341	0.4653405
99/12	0.9814146	0.4125835	1.3169768	0.40197	1.3082634	1.2681983	0.7641543	0.8026988
00/01	0.0837716	0.6328008	-0.0152397	-0.0095108	0.1068305	0.6055875	0.3395187	-0.0215951
00/02	0.1494559	-0.2435144	-0.0512304	-0.0965749	0.0057739	-0.0591129	-0.0965749	0.0146159
00/03	-0.1325092	0.0864122	-0.1342002	-0.054623	0.0783846	0.1735238	-0.1548903	0.2318548
00/04	0.2427126	0.1041769	0.2856969	0.5290163	0.4398553	0.3972857	0.1512476	-0.1424927
00/05	-0.1744085	-0.1117953	-0.1145256	-0.2323977	-0.205302	-0.1766642	-0.1136202	-0.2589978
00/06	-0.1223636	-0.2870802	-0.0712109	0.1339185	-0.1157747	-0.1407831	-0.2084757	0.0435833
00/07	0.012147	-0.069751	-0.0897988	-0.2400008	-0.0535768	0.0323065	0.0844432	0.0247989
00/08	-0.2871025	0.0694888	0.0441027	-0.1492817	-0.2240719	-0.0793979	0.0091215	-0.0571978
00/09	-0.1762863	-0.2233904	-0.1285574	-0.2666432	-0.2107485	-0.1692869	-0.2163209	-0.1952854
00/10	0.1876007	0.2112887	0.108141	0.3806086	0.1743591	0.1495563	0.2826833	0.2800752
00/11	-0.3531677	-0.3265767	-0.2786551	-0.4098088	-0.3845869	-0.318137	-0.3091736	-0.5409838
00/12	0.0606616	-0.1211229	0.0314733	-0.101368	-0.0341147	-0.1272318	0.1749532	-0.021779
01/01	-0.1217312	0.0412129	0.0047919	0.1619333	-0.0784667	0.0546996	0.0310365	0.0468986
01/02	-0.4906523	-0.4443093	-0.4605056	-0.4371805	-0.5027517	-0.5687433	-0.2992078	-0.5775128
01/03	-0.274148	-0.0242264	0.0659866	-0.1153868	-0.1176967	-0.0883736	-0.1928308	-0.1551478
01/04	0.4096397	0.0832223	0.0386819	0.3988549	0.0583097	0.4016304	0.2242005	0.5812291
01/05	-0.1253539	-0.2041364	-0.242545	-0.1076595	-0.0477709	0.0218496	-0.1478262	-0.1111722
01/06	-0.0372179	-0.0372179	-0.0765585	0.0069914	-0.0142946	-0.0224059	-0.0187029	-0.0568666
01/07	-0.2573797	-0.1442015	-0.2549449	-0.1871024	-0.2601429	-0.1822738	-0.1246188	-0.3446086
01/08	-0.103791	-0.0258598	0.278559	-0.0369296	-0.1070381	-0.0600401	-0.0755608	-0.1130962
01/09	-0.3583951	-0.307348	-0.3611726	-0.3318012	-0.3030973	-0.4015929	-0.3460605	-0.4252648
01/10	0.4930284	0.3404282	0.4031568	0.5454349	0.8735332	0.3518556	0.1958722	0.1226556
01/11	0.4115484	0.5626466	0.1422294	0.2308105	0.7643799	0.4704635	0.1656499	0.802736
01/12	0.3841578	0.1831468	0.2725584	0.3012031	0.1435739	0.5286357	0.2687426	0.2100607
02/01	0.0121856	0.2359292	0.0014196	-0.0598834	0.0515348	0.1444453	0.0254376	0.1876621
02/02	-0.2971875	-0.246585	-0.2370481	-0.1850078	-0.1156562	-0.2637081	-0.2359235	-0.250429
02/03	0.2225648	0.0360719	0.0846378	0.2202625	0.0091609	0.1324507	0.0601666	0.1954676
02/04	-0.0806844	0.0817018	0.0644038	-0.0524175	0.1838969	-0.0276191	0.0318312	0.0155978
02/05	-0.2110149	-0.1564965	-0.1734644	0.0314162	-0.2301715	-0.0843853	-0.1664201	-0.1959364
02/06	-0.2429494	-0.1015395	-0.1668821	0.0533675	-0.198124	-0.3454074	-0.1252262	-0.0951707
02/07	-0.0411673	0.0967872	-0.0601918	0.0689027	0.8257656	-0.0705194	0.0917709	0.0724777
02/08	0.0306044	0.1471169	0.0526713	-0.0719479	0.1122221	0.0412292	0.0975118	-0.0628937
02/09	-0.1898039	-0.062977	-0.0603486	-0.0415972	0.0241655	0.031481	-0.042826	-0.1389165
02/10	0.1912991	0.1848943	0.2691397	0.1168429	-0.0680313	0.040023	0.1756241	-0.161057
02/11	0.4381335	0.4486509	0.4197104	0.5400248	0.3653073	0.8211231	0.383616	0.9238279
02/12	-0.3978127	-0.3015267	-0.2223718	-0.2392336	-0.0152414	-0.2787745	-0.2590797	-0.3676747
03/01	0.088163	0.2625045	-0.0178836	0.1182591	0.0683199	-0.015012	0.0356291	0.0025771
03/02	0.1105315	0.0901173	0.0724534	0.0295553	0.0137159	0.0295553	0.0186025	0.0691535
03/03	-0.1921177	-0.0785599	-0.1792819	-0.2589098	-0.3137867	-0.082268	-0.206247	-0.2732304
03/04	0.3003679	0.228341	0.3061022	0.4337287	0.0708814	0.404231	0.4691899	0.3533285
03/05	-0.0292305	0.1588242	-0.0177129	0.1347693	-0.1062498	-0.0077271	0.2426653	0.1291838
03/06	-0.0547926	0.0939901	-0.0778464	-0.0922551	-0.1071361	-0.0985589	-0.1226514	-0.1494596
03/07	-0.1002264	-0.0418627	-0.065269	-0.1338789	-0.0152628	-0.1145112	-0.183521	-0.0823644
03/08	0.1437935	0.0393887	0.1150274	0.1433157	0.2227289	0.0136613	0.1501157	0.1393943
03/09	0.1145157	0.1106684	0.2398112	0.0786797	0.0737544	0.1011386	0.0231284	0.1930462
03/10	0.082816	0.1753461	0.1969537	0.2871089	0.0358643	0.0101574	0.0608898	0.3063195
03/11	-0.0407501	0.1132854	-0.1140515	-0.0974696	-0.1049673	0.0636593	-0.0285989	-0.0707156
03/12	0.4478273	0.2949717	0.5053145	0.2830127	0.3382707	0.5700824	0.2453701	0.6339463
04/01	0.0793098	-0.0093691	-0.0536101	-0.1249097	-0.0680476	0.0420923	-0.0789249	-0.0163428
04/02	0.0118784	0.1608129	0.1028338	0.1740879	-0.0341161	0.0933432	0.0266503	0.2423061
04/03	-0.012403	0.2463065	0.1852025	0.1013464	0.037275	0.1666518	0.0955232	0.03286

04/04	-0.1666949	0.0744278	-0.0755521	-0.1535176	-0.1868283	-0.0755521	-0.1735069	-0.2356927
04/05	-0.1539763	-0.0738267	-0.1875673	-0.1250725	-0.0600779	-0.1144802	-0.1310683	-0.0953131
04/06	-0.0985527	-0.0418182	0.0397916	0.057875	-0.0246543	0.0075	0.0159663	0.0427625
04/07	0.0918923	0.0050372	0.1445448	0.0813583	0.0402974	-0.03354	0.0715434	0.1592185
04/08	-0.0439793	-0.0262752	0.0486267	-0.0262752	0.0570381	-0.0170017	0.0197275	0.0579499
04/09	0.0867868	0.3004287	0.2130384	0.1245928	-0.026463	0.1262203	0.06353	0.0518863
04/10	-0.0163217	-0.0268972	0.1860998	0.0358596	0.0236688	0.0065164	-0.0349543	0.0034099
04/11	-0.0055406	0.1000124	0.0757774	-0.1130345	0.3746045	0.0870597	-0.0307804	-0.0388104
04/12	0.070277	0.0637729	0.1934284	0.1296255	-0.0814662	0.4964501	0.0878941	0.2158657

Tarih	Finansbank	Finans Kiralama	Finansal	Ford Otosan	Garanti Bankası	Garanti Faktoring	Gentaş	Gima	Global Yat.Ort.
95/01	-0.203127	-0.3056923		-0.1578745	-0.0974194	-0.1353577	-0.2418716	-0.2305655	-0.2255276
95/02	0.0134473	0.5331861		-0.0990752	-0.0710067	0.0603192	0.1424315	0.0090486	0.0678978
95/03	0.91567	0.1920804		0.2625155	0.566667	0.1488891	0.4771431	0.317452	0.3183105
95/04	0.4516255	0.146211		0.4581954	-0.240891	-0.105546	0.1842688	-0.0812945	0.3072243
95/05	-0.0213905	-0.0415636		-0.1223651	0.0189357	0.1040908	0.1256622	0.0390728	0.0171927
95/06	-0.0140364	0.0696359		0.2112053	0.0746694	-0.0310357	0.024866	0.2919523	-0.2248286
95/07	-0.0728704	0.137192		0.1732404	0.0265853	0.0120056	0.0665822	0.2221254	0.0034293
95/08	-0.2478951	-0.3474384		-0.0056306	-0.3583232	-0.1236066	-0.1068755	-0.1421304	-0.3370871
95/09	-0.1637827	-0.0853578		-0.0901956	-0.1899712	-0.2507493	0.0052603	-0.0591601	-0.1080349
95/10	-0.0463714	-0.0943602		0.0330168	0.3086643	0.003502	0.0947295	0.0126248	0.0153616
95/11	-0.2808961	-0.3426439		-0.2984709	-0.2276228	-0.2848489	-0.2244549	-0.1394257	-0.1871823
95/12	0.002166	0.0467476		-0.1373608	0.1328609	-0.2318019	-0.2455976	-0.1114817	-0.1307973
96/01	0.1299685	0.0013924		0.3945527	0.0745779	0.3441471	0.3700868	0.345621	0.1743601
96/02	0.4284183	0.3851329		0.0191055	0.0032938	0.1861719	0.3603984	0.2617695	0.2168008
96/03	0.0395647	0.1467007		0.492448	0.0549351	0.0205616	0.1147672	-0.1937218	0.0366797
96/04	-0.2622382	-0.1341821		-0.0112301	0.4792267	-0.1109025	-0.1203754	0.2184713	-0.2227317
96/05	-0.1631449	-0.2128968		-0.0173875	-0.1595917	0.1042564	-0.0836437	0.2133956	-0.1515219
96/06	0.1392556	0.1718453		0.0617637	0.3239276	-0.072438	0.1130744	-0.2467798	0.0280347
96/07	-0.1528653	-0.0214134		-0.1087872	-0.3534338	-0.2002948	-0.084548	-0.2867928	-0.0406014
96/08	-0.0324459	0.0973479		-0.079875	-0.1893466	0.1967117	0.000918	0.1025617	0.2094426
96/09	0.0735746	0.0550345		0.0309804	0.262998	0.2445436	0.027306	-0.0565557	5.096E-05
96/10	0.0262312	0.0273431		0.1699527	0.1033771	-0.1075845	0.0902416	0.0214312	-0.0280393
96/11	0.0332042	-0.0595192		0.2153906	0.0188542	-0.0919496	0.0244523	-0.0360072	0.0798113
96/12	0.0354419	-0.0667971		-0.0045836	-0.1046473	0.0010722	-0.0031001	0.0596715	0.0114715
97/01	0.5225272	0.697519		0.4706229	0.7733225	0.2064093	0.2565947	0.8264187	0.4286051
97/02	0.0022558	0.0137883		-0.0248322	0.1094551	-0.0642329	-0.0192278	0.296354	0.0410288
97/03	-0.1289098	-0.0379004		0.0422746	-0.2390667	0.4431494	-0.0165204	0.0195384	0.0909522
97/04	-0.1040914	-0.1055171		-0.1942343	-0.106679	1.4498866	-0.1538471	-0.2074048	-0.2055398
97/05	-0.0957204	-0.100988		0.1942233	0.5278986	-0.5719743	-0.0121925	-0.1801198	-0.1426089
97/06	0.0785583	0.0508012		-0.0361301	-0.0650269	0.1125145	0.0300418	0.1151322	0.1003673
97/07	0.0458255	-0.0067092		0.0989506	-0.0104434	0.3219522	-0.006141	-0.0624201	0.060876
97/08	0.0083977	-0.0750348		0.0452822	0.070437	-0.0849725	0.0409043	-0.0413997	0.2630968
97/09	0.2071671	0.1329295		0.2625894	0.3449473	-0.0565837	0.0923954	0.4307945	0.1126986
97/10	0.4475734	0.0030339		0.1363346	-0.0310178	0.0051751	0.1544522	0.3932306	0.0767863
97/11	0.0038153	-0.0961394		-0.112402	0.0292767	-0.212019	-0.1318853	0.0514117	-0.0942634
97/12	0.2044712	-0.0117515		0.0692525	-0.0772255	-0.0375319	0.0655897	0.0803213	0.1183608
98/01	0.0406219	0.0113358		-0.1272033	-0.067395	0.7217884	0.0021744	0.2944752	-0.1123599
98/02	-0.2151094	-0.178075		-0.2113026	-0.1656177	-0.5352719	-0.1778774	-0.221147	-0.2067238
98/03	0.1336839	0.0826022		0.0744876	0.0237814	0.0060785	-0.0675207	-0.0332928	0.3086499
98/04	0.3745806	0.1149753		0.2338175	0.3373758	0.078661	0.1419964	0.4798763	-0.0330565
98/05	0.133521	0.1921986		-0.2177125	-0.1937909	0.0369538	-0.1171678	-0.0828354	-0.0903475
98/06	-0.1267833	0.0918691		-0.051506	0.0748086	0.1336498	-0.0348657	0.1638384	-0.0609504
98/07	-0.077016	0.0761956		-0.0293502	-0.052343	0.0680895	0.3041373	-0.0361143	0.1800906
98/08	-0.4261824	-0.2526037		-0.50113	-0.4633904	-0.4786116	-0.2945273	-0.4373855	-0.2905282
98/09	-0.2004416	-0.3814785		-0.1228725	-0.259743	-0.2540045	-0.2064085	-0.1876849	-0.0211552
98/12	0.1076951	0.1624986		-0.0664242	0.2117843	0.0836148	-0.075836	0.2434206	0.4448197
99/01	-0.0010556	0.0828027		0.3835813	0.0689207	0.0527249	-0.0392032	0.0878157	-0.4228164
99/02	0.1659329	0.1073934		0.30613	0.3922741	0.4002299	0.0995395	0.3376886	0.1558502
99/03	0.2606803	0.2426852		0.2578642	0.1416092	0.2705006	1.0973343	0.2331165	0.0458614
99/04	0.0705185	-0.0726359		-0.0571799	0.0796811	0.147781	-0.0059396	-0.1459159	0.3146365

99/05	-0.0985122	-0.0945605	-0.1184256	-0.1045998	-0.0711676	-0.1757898	0.0132717	0.2648521
99/06	-0.2351901	-0.0988374	-0.1033264	-0.0443952	-0.0492785	-0.222957	-0.1324666	-0.1928923
99/07	0.06659	0.0042568	-0.0469406	0.1378035	0.0064885	-0.0034042	-0.0369434	0.126078
99/08	-0.1305979	-0.1244968	-0.242913	-0.2102043	-0.0390819	-0.2934425	-0.1992349	-0.3696377
99/09	0.0484986	0.1520286	0.1863905	0.0764022	-0.0007915	0.3495192	0.1794118	0.2343164
99/10	0.1030819	0.0812042	0.0987123	0.1789086	-0.0367454	0.1008624	-0.0552695	0.1696663
99/11	0.1407075	0.3540687	0.4984022	0.2715035	0.1828188	-0.0341682	0.0769492	0.2777364
99/12	0.9814146	0.6759466	0.95612	0.4023226	0.7244692	0.3269112	1.028991	1.2710786
00/01	0.1132073	0.2248339	0.1239112	0.1160791	0.4628686	0.1308921	0.17529	1.2052647
00/02	-0.291261	-0.1718106	-0.0474654	-0.1220275	-0.1839038	-0.2456696	-0.125542	-0.11922
00/03	0.0893698	0.0893698	0.0448629	-0.1505598	-0.0542078	0.1131712	0.0979915	-0.2892252
00/04	0.0616631	0.0959103	0.3157115	0.3325965	0.2020596	0.2533523	0.0798915	0.3476906
00/05	-0.1925997	-0.0377263	-0.1478474	-0.2422113	-0.0715153	-0.1649781	-0.2410992	0.0143497
00/06	-0.2192693	-0.1835495	-0.0517004	-0.0587936	-0.1865402	-0.0276613	-0.139536	-0.0858482
00/07	-0.0394931	-0.0356201	0.0499382	-0.063041	0.0217489	-0.0240011	-0.1088709	-0.1064799
00/08	-0.0105812	0.1496861	0.0285708	-0.0939053	-0.0117532	0.0691759	-0.1280176	-0.1161675
00/09	-0.1273317	-0.2286236	-0.1753285	-0.1647783	0.2127522	-0.0182482	-0.1327859	-0.1347272
00/10	0.1637679	0.4148386	0.4358927	0.1945457	-0.1365908	0.1116589	0.1011715	0.2532885
00/11	-0.3142669	-0.4649365	-0.3771017	-0.4007289	-0.0897148	-0.4256985	-0.4673146	-0.3440814
00/12	0.0379285	-0.1703933	-0.0366988	-0.0929956	-0.1393536	0.1483464	0.4285319	-0.0765046
01/01	0.1372113	0.3331933	0.0257875	0.3329239	0.2007349	0.1420712	0.0007927	-0.1339294
01/02	-0.4808947	-0.3964469	-0.4111534	-0.5398655	-0.5215075	-0.4006383	-0.5379392	-0.5700403
01/03	-0.0313969	0.0357793	-0.1077832	-0.1265087	-0.1542528	-0.0978697	-0.1295234	0.0392188
01/04	0.2092497	-0.117425	0.4352695	0.7352644	0.0764521	0.4628708	0.0764521	0.9086031
01/05	0.0642282	-0.0876803	-0.0993313	-0.0087925	-0.2314293	-0.1991309	-0.1567954	-0.3019981
01/06	0.9055061	0.2238755	0.0503077	-0.0216892	0.0284263	-0.0586131	0.2401938	-0.0632391
01/07	-0.1902019	0.1362088	-0.0373784	-0.046221	-0.0733046	0.1189938	-0.2649525	-0.1452131
01/08	-0.2057011	-0.1734568	-0.1057073	-0.0922784	0.1859098	0.0490741	0.0401836	-0.1007937
01/09	-0.563975	-0.5208794	-0.4122788	-0.4546595	-0.5144912	-0.3531872	-0.3682706	-0.4395354
01/10	0.1352814	0.4669366	0.1438778	0.2245732	0.3648049	0.2519749	-0.0218034	0.3230927
01/11	0.3915764	0.1940199	0.1993409	0.4135089	0.2426452	0.1988791	0.4675048	0.429042
01/12	0.1351907	0.2045853	0.2746479	0.2920612	0.4220799	0.0933143	0.1064699	1.4039333
02/01	-0.0269155	-0.1544977	0.0666708	0.2276777	0.0807726	0.0678187	0.0534487	0.3887478
02/02	-0.3386691	-0.2056385	0.1013906	-0.1859287	-0.2927125	-0.1354254	-0.2936734	0.0710311
02/03	0.0360719	0.2016298	-0.0540213	0.0970173	0.1486884	-0.0009307	0.0252795	0.5183812
02/04	0.0934382	0.4508541	-0.0274495	-0.0699653	0.2309282	-0.088566	0.0150105	-0.1534027
02/05	-0.2245768	-0.0453017	-0.1345345	-0.0738001	-0.0182281	-0.1484632	-0.2236266	-0.2543306
02/06	-0.2108522	-0.1656386	-0.0192594	-0.2760205	-0.1873171	-0.1368511	-0.1800366	-0.2282697
02/07	-0.0705194	-0.1009941	-0.0095698	-0.164644	-0.1100717	0.1016067	0.0206062	-0.1286119
02/08	0.1755813	0.1294689	-0.0548843	-0.0320968	-0.074463	0.2364596	-0.0331443	-0.1253675
02/09	-0.1299072	-0.0636854	-0.1008883	-0.0886576	-0.0176372	-0.2244504	-0.0743119	-0.3201425
02/10	0.329003	0.1717696	0.0295177	0.2837275	0.1416616	0.3677879	0.1548308	0.0163861
02/11	0.7341996	0.6242449	0.4502187	0.6459015	0.7654836	0.1352249	0.4437733	0.5864718
02/12	-0.2909362	-0.3064238	-0.3008752	-0.2936474	-0.463172	-0.1356974	-0.2977541	-0.3609191
03/01	0.0154307	0.0151093	0.2174151	0.0025771	0.2357346	0.1696733	-0.0062174	-0.0440544
03/02	0.2511051	-0.0085764	0.0446958	0.0774416	-0.0287215	-0.0145685	0.06993	0.1551108
03/03	-0.1921177	-0.1733994	-0.1739202	-0.3355249	-0.2337772	-0.2329404	-0.2595177	-0.2280894
03/04	0.2154192	0.2387919	0.2803358	0.2813361	0.407502	0.270119	0.3016748	0.5300388
03/05	0.1395134	0.17675	0.0977708	0.1447889	0.0375034	0.1861821	0.0600979	-0.044382
03/06	0.0401244	0.1693714	-0.0082985	-0.0119783	0.3474969	-0.0438653	-0.0497436	-0.095733
03/07	-0.1338789	-0.0900319	0.0367017	0.0729318	-0.0566866	-0.0819877	-0.1079058	-0.1371714
03/08	0.0725951	0.0864121	0.0690526	0.1002555	-0.1210658	0.0539392	0.033537	0.0249242

03/09	0.0502994	-0.0882434	0.324059	0.187729	-0.0453291	-0.0323725	0.0254239	0.0945226
03/10	0.2119762	0.2104473	0.2235366	0.2756374	0.0368877	0.0042704	0.0950361	0.0779094
03/11	0.0823316	-0.0321571	-0.0694716	-0.0861196	-0.0472797	-0.0276764	0.0244304	-0.0729084
03/12	0.4997756	0.4623055	0.2918865	0.3703892	0.168297	0.1523237	0.1865565	0.4763662
04/01	-0.1304835	0.0793098	0.014377	0.0420923	0.0696974	-0.0066606	-0.0606493	0.2831204
04/02	0.1354666	0.1374909	0.0118784	0.1784681	0.1293868	0.3098548	-0.0215721	-0.027255
04/03	0.1799689	0.0517699	0.2123584	-0.002098	0.2940954	0.0036823	0.2325644	0.0664193
04/04	-0.0916762	-0.1843107	-0.058744	-0.148921	-0.0838805	-0.1151713	-0.0755521	-0.1710114
04/05	-0.1962204	-0.0690771	-0.1015509	-0.1155905	-0.1018926	-0.0453527	-0.1497208	-0.1537065
04/06	0.085	-0.0130613	0.04625	0.100787	0.1189062	-0.1321535	-0.0161133	0.0280612
04/07	0.0979512	0.1601356	0.0406065	0.0410831	-0.0181993	0.0462314	0.0205818	0.0327316
04/08	0.0203703	-0.1172755	-0.0010499	0.0539768	0.0758789	0.0758088	0.0510045	0.2346575
04/09	0.193077	0.075787	0.0569301	0.0286495	0.0639871	0.1057034	0.0474461	0.15832
04/10	0.0049188	0.0934803	0.0098674	0.1599915	0.0863987	0.0589689	0.0400164	0.009405
04/11	0.128476	0.0250622	-0.1188433	-0.0841785	-0.0279583	0.0637863	-0.1112471	0.2910137
04/12	0.5749675	0.11491	0.1281193	0.2832545	0.0623044	0.0608252	0.256746	0.1529223

Tarih	Güneş Sigorta	Intema	Kartonsan	Kelebek Mobilya	Kerevitaş Gıda	Koç Holding	Koniteks	Kordsa
95/01	0.098692	0.1150904	-0.203127	-0.0488935	-0.1255957	-0.1156378	-0.14901	-0.2359964
95/02	0.2015779	0.5427925	0.0292824	0.0063215	0.2056911	-0.1108434	0.0828423	0.1621034
95/03	0.2489665	0.7065479	0.4241175	0.4411152	0.3786669	0.2925002	-0.0152379	0.7657803
95/04	0.034235	0.1344671	0.3041199	0.3593347	0.049134	0.0827601	0.265417	0.2547705
95/05	0.0689971	0.6785974	0.0279	0.2673539	0.4362184	0.0679359	-0.0457127	0.1202504
95/06	-0.1903175	-0.2445363	0.0658607	0.4073052	0.5503428	0.1391877	0.3102082	0.1680665
95/07	-0.0222997	-0.0222997	0.1619047	0.1860627	0.0184378	-0.0560135	0.1700348	0.0665822
95/08	-0.2756367	-0.3459958	-0.0598689	-0.4028897	-0.3014588	-0.2501335	-0.2788036	-0.2655226
95/09	-0.0188384	-0.1568142	-0.1863538	-0.2192459	-0.0504887	-0.2229786	-0.1064421	-0.2150707
95/10	-0.0013505	0.0301818	0.1128408	-0.052638	-0.0900061	0.1157222	0.2020559	0.0536771
95/11	-0.0921612	-0.2606521	-0.2176015	-0.282011	-0.2606521	-0.2051108	-0.1220244	-0.1486297
95/12	-0.0460119	-0.1904611	-0.1384065	-0.2144983	0.1057117	-0.1114817	-0.2299508	-0.1707162
96/01	0.0745779	0.551492	0.1315449	0.4278422	0.0310602	0.2935959	0.1668322	0.2058162
96/02	0.1223287	0.2892391	0.3126006	0.1769739	0.0329805	0.0764892	0.0751536	0.352512
96/03	0.1823289	-0.1554794	-0.0163818	-0.0710273	-0.1290881	0.5363779	-0.0975694	-0.0141514
96/04	-0.1065527	-0.1925046	-0.0781534	-0.1147778	-0.1608381	-0.0279125	-0.0080939	-0.0682745
96/05	-0.2387863	-0.0286174	-0.2409699	0.1361328	-0.2165586	-0.2667414	0.1293124	-0.0679219
96/06	0.2333684	0.2889199	0.0445273	-0.0106006	0.092513	0.1432637	0.0158665	0.0593433
96/07	-0.1244225	-0.2311105	-0.1301452	-0.0056297	-0.0983809	-0.1804337	-0.0326615	-0.0778703
96/08	0.2379001	-0.0852216	-0.0778	0.4436522	-0.008847	0.0253185	-0.1562028	-0.0126999
96/09	-0.0348673	-0.0565557	0.082641	0.3549466	-0.0228613	0.1737687	-0.0313972	0.0943954
96/10	0.1361788	-0.0460386	0.2265218	0.095289	0.3815993	0.3679447	-0.0212604	0.2500184
96/11	0.0292054	0.2660318	-0.0072703	-0.3022239	-0.0744475	0.0394788	0.5952459	-0.071894
96/12	-0.0825943	0.3302383	0.0501881	-0.0498298	-0.0191791	-0.1403222	0.1487132	0.1021974
97/01	0.4030943	0.414885	0.29855	0.1856326	0.0832713	0.8001308	-0.098433	0.3812747
97/02	0.1042341	-0.0645613	-0.0519202	-0.1001277	0.200901	-0.0903559	-0.1599293	-0.1540211
97/03	0.0447041	-0.0379004	-0.2172749	-0.0722611	-0.1391741	-0.0921032	-0.1890875	-0.0544883
97/04	-0.1886037	-0.2648858	-0.0230163	-0.1663072	-0.2386423	-0.2300785	0.510185	-0.1772769
97/05	0.0008658	-0.0520655	-0.1357498	-0.0253875	-0.2311439	0.0575139	-0.2202254	-0.035435
97/06	0.0288314	0.0852366	0.2788053	0.0785583	0.0208814	0.1102806	-0.023287	0.2516517
97/07	-0.0302345	-0.1474589	-0.0119776	0.1137362	0.0331642	0.0291389	-0.0053688	-0.0764138
97/08	0.2096622	-0.0254231	-0.1247563	-0.006329	0.2636094	0.0569182	-0.0984593	-0.0989158
97/09	0.2299438	0.1157856	0.2097031	0.1278031	0.652815	0.4713897	0.0557094	0.20339
97/10	0.0292811	-0.0412176	-0.1859395	-0.0891568	0.1185794	0.0023634	-0.1293815	0.007534
97/11	-0.0687497	-0.1343307	-0.0894441	-0.2157892	0.1840183	-0.0586274	-0.0569617	-0.1288303
97/12	-0.1194641	-0.0260739	0.0956668	0.0279933	0.083356	-0.0140616	-0.0310868	0.1734525
98/01	-0.1003104	-0.0721951	-0.1003104	-0.0440798	-0.0347081	-0.0736444	0.1540987	0.2214535
98/02	-0.2822203	-0.2471525	-0.0038975	-0.0840437	-0.0533898	-0.2519881	0.5388392	-0.0115402
98/03	0.0459808	0.5221907	0.0794035	0.0272944	-0.0326168	-0.0255592	0.372589	0.0763338
98/04	0.1125172	0.2254578	0.2863867	0.0321601	-0.012751	0.3339021	0.525607	0.1821393
98/05	0.127747	-0.1779395	0.1754281	0.1197556	0.0430499	-0.0985117	-0.278225	0.1503983
98/06	-0.1957214	0.0181636	-0.0897029	-0.0693348	0.0483355	0.0242241	-0.0173178	0.065408
98/07	0.1197139	-0.0428916	-0.0239206	0.0062788	0.0977587	-0.0690162	-0.1619788	-0.0236405
98/08	-0.4436621	-0.4993419	-0.2902256	-0.5061691	-0.3209825	-0.4358018	-0.4281958	-0.5473217
98/09	-0.3445641	-0.1646405	-0.2648836	-0.0870714	-0.0793997	0.0200179	0.5573488	-0.151002
98/10	-0.0872437	-0.1877895	-0.2506063	-0.0682279	-0.1379523	-0.1138001	0.3332013	-0.111987
98/11	0.0428383	0.0995175	0.0444587	-0.0169933	0.2041831	0.0157372	-0.1274035	0.23028
98/12	0.3266898	0.1854931	0.1271643	0.0576458	-0.1954337	-0.0705838	0.2011835	-0.1340811
99/01	-0.0136112	-0.2598028	0.0335844	-0.0863852	-0.1859916	-0.1386796	-0.0525476	-0.1696485
99/02	0.0788715	0.3068813	0.1191742	0.1518986	0.3441678	0.5267892	-0.0219729	0.3593208

99/03	0.2326163	0.049544	0.0246702	-0.028014	0.1665833	0.0993274	-0.2862431	0.255361
99/04	0.1111809	0.0255236	0.0819247	-0.0571799	-0.110547	0.4395748	-0.287136	-0.0411999
99/05	-0.0805498	0.0253777	0.0072671	-0.0008249	-0.1234575	-0.1697198	-0.0989105	-0.0035515
99/06	-0.0985123	-0.1249041	-0.0090825	-0.1789541	0.0049179	-0.1636378	-0.153571	-0.245959
99/07	0.0651553	-0.0835226	0.0099955	-0.06885	-0.214448	0.5562823	0.1359698	0.3162175
99/08	-0.2042397	0.0123959	-0.0924662	-0.1089668	-0.3045987	-0.2221139	-0.0716553	-0.1458505
99/09	-0.0178701	0.8380256	-0.0360577	0.3797605	0.2618881	0.2616304	0.1499662	0.2565676
99/10	0.1416351	-0.1437737	-0.0367454	0.0399521	-0.0635025	0.0498393	-0.1075729	-0.0895265
99/11	0.2218354	0.2101989	0.1773428	0.0940735	0.07721	0.266822	-0.0690778	0.4503498
99/12	1.3258034	0.7496145	0.5144766	0.8481616	0.7261954	0.451036	0.5505356	0.5812918
00/01	0.2278022	0.156023	0.1191889	0.05093	0.2536779	0.1319392	0.001131	0.180446
00/02	-0.0599882	-0.0982065	-0.214296	-0.1756246	-0.2955802	-0.0920521	-0.3046334	-0.0635898
00/03	-0.1032788	-0.0259752	0.2479692	0.0695174	-0.1530219	0.1511202	0.1278181	-0.0607618
00/04	0.1041769	0.1351115	-0.0414961	0.0916294	0.2614384	-0.0856437	0.0806029	0.2695845
00/05	0.0104576	-0.2669655	-0.0101054	0.0664159	-0.0879973	-0.1599958	-0.0019154	-0.1907785
00/06	-0.2839859	-0.1379095	-0.0953437	-0.0814932	-0.0085959	-0.1611196	0.2417587	-0.1238754
00/07	-0.0540318	-0.082561	-0.0507408	-0.0859693	-0.1188899	-0.1570918	-0.1971622	0.0145252
00/08	0.2673734	0.2689354	0.0559994	0.0397282	-0.1311478	-0.0775344	-0.0549249	-0.1495412
00/09	0.0895051	-0.2867273	-0.0054982	-0.1896652	-0.0013214	-0.2091444	-0.0777483	-0.2231355
00/10	0.3468175	0.1748923	0.0225836	0.0475247	0.1540526	0.4590523	0.1365616	0.2559607
00/11	-0.2390208	-0.4053744	-0.3057225	-0.0725566	-0.4649365	-0.4145052	-0.5462662	-0.2349731
00/12	-0.3862604	0.0317175	0.229707	-0.1599744	-0.1196011	0.1353561	-0.3099921	0.1287166
01/01	0.0239259	0.0050226	0.0184847	-0.102279	-0.1015707	0.2329025	0.3609681	-0.0695927
01/02	-0.4959214	-0.4746853	-0.2727138	-0.5271308	-0.7799475	-0.3454424	-0.4858622	-0.3564954
01/03	0.0671542	0.1516557	0.0052309	-0.042354	0.3070638	-0.1551478	-0.1240184	-0.0978697
01/04	0.1282402	0.3156637	0.0810524	-0.0016775	-0.0677784	0.4900044	0.285316	0.318982
01/05	-0.0103651	-0.2496908	-0.0469976	-0.0977649	0.3169847	-0.138267	-0.1157071	-0.2373757
01/06	-0.1575657	0.0177982	0.0255722	-0.0663932	0.2229934	-0.0659577	-0.1014034	-0.0270834
01/07	-0.2729614	-0.1171348	-0.082144	0.1539624	-0.2848329	-0.125993	-0.247036	-0.1320625
01/08	0.121394	0.2000278	0.1074436	0.0240961	-0.2316641	-0.1070381	-0.0616081	-0.0258598
01/09	-0.3820796	-0.4423412	-0.1718904	-0.367405	-0.5719856	-0.3576881	-0.0417589	-0.4206997
01/10	0.2336366	0.3357667	0.1289034	0.1216457	1.998605	0.3805512	0.275597	0.4098704
01/11	0.362683	0.2079407	-0.1147031	0.5362506	0.0384963	0.2658994	0.8308306	0.1731162
01/12	0.3046436	0.0979142	0.0766757	0.097787	0.0618197	0.161436	0.9674894	0.2588904
02/01	0.3680665	0.1523945	0.0595809	0.0604126	0.2341183	0.0302746	0.2378694	0.1763511
02/02	-0.2119894	-0.2101294	-0.1255004	-0.2277496	-0.288664	-0.2306678	-0.1438466	-0.2936734
02/03	-0.0271032	0.0227889	0.0702281	-0.2974927	0.0214793	0.1611151	-0.077896	0.0706076
02/04	0.239241	-0.1129644	-0.0062481	-0.0816572	0.0044374	-0.0882799	0.0834381	-0.0020428
02/05	-0.0796498	0.0351646	-0.0339887	-0.093096	0.0717456	-0.0738001	-0.2185189	-0.2015518
02/06	-0.0525049	0.1093623	-0.0738211	-0.1323166	-0.2193377	-0.0369722	-0.3126777	-0.1477204
02/07	-0.0095698	0.5407152	0.0175367	-0.1227374	0.064188	0.1243717	-0.1227374	-0.0205473
02/08	0.0412292	0.3314078	0.0412292	0.0536248	-0.1169322	-0.0976014	0.4874702	-0.0331443
02/09	0.2090619	-0.5365263	-0.0459746	0.184614	-0.10561	-0.062977	-0.0176372	-0.0716131
02/10	0.0423867	0.00354	0.0025785	0.5012306	0.0252984	0.136858	-0.0072507	0.1774468
02/11	-0.0331876	0.3389833	0.1465258	-0.144215	0.1343933	0.3420991	-0.1247125	0.3800774
02/12	-0.2509377	-0.2916476	-0.1416995	-0.3197292	-0.3190343	-0.2658338	-0.285688	-0.3445705
03/01	-0.0141325	-0.0319945	0.0937205	-0.0086878	0.0652382	0.0171072	0.0025771	0.0796984
03/02	0.0993556	0.0908383	0.0486211	0.0295553	0.1506794	0.0589711	0.1408585	0.1556233
03/03	-0.1990702	-0.2335672	0.0193652	-0.2142393	0.0327779	-0.2862084	-0.1909307	-0.1760131
03/04	0.2695347	0.3521964	0.1927168	0.407216	0.3085619	0.2464522	0.148896	0.4381046
03/05	0.2345834	0.0553804	0.0858068	0.1154026	0.1155236	0.0899301	0.0628008	0.0567282
03/06	0.0086055	-0.0899364	0.0254156	-0.1369664	-0.1700017	-0.0379455	-0.1507653	-0.0094053

03/07	-0.0512952	-0.0347067	-0.0192986	-0.0149662	-0.0281953	-0.0351164	-0.0029536	0.0333027
03/08	0.0394871	0.0603431	0.0221085	0.0383847	-0.0192498	0.1657105	-0.0752564	0.0936872
03/09	0.1810461	0.0377139	0.2887754	0.0180534	0.066846	0.1883365	0.1028144	-0.0184622
03/10	-0.1233544	-0.0068428	-0.0216462	-0.0308827	0.0249475	0.1715347	-0.0392871	0.1232951
03/11	-0.0526623	0.098001	0.016235	0.016235	0.0338576	-0.0983405	-0.0445654	-0.0896228
03/12	0.2407441	0.3111858	0.1541124	0.1988057	0.1988057	0.3792069	0.2249183	0.1270926
04/01	-0.1014613	-0.0727145	0.0537358	-0.030132	0.7153251	-0.0725639	-0.0467683	0.0420923
04/02	0.0418156	0.0070599	-0.0104836	0.377877	0.0347027	0.0118784	0.0890556	0.0380477
04/03	0.0722151	0.0904898	0.1110172	0.1108837	0.4682017	0.0561593	0.0164024	0.0910878
04/04	-0.0555641	-0.1573617	-0.2554146	-0.0624394	-0.2529714	-0.2186924	0.1122264	-0.1886399
04/05	-0.1361551	-0.1423041	-0.0991069	-0.1364352	-0.0975748	-0.1002578	-0.0685837	-0.1509553
04/06	-0.0535606	-0.0033334	-0.0267687	-0.008	0.1201809	0.0976016	0.1009106	0.0174752
04/07	0.23022	0.0895186	0.0552629	-0.0033381	-0.0893653	0.1409312	0.0063457	0.0273714
04/08	0.025427	0.0278206	-0.0460129	-0.0340032	-0.0454935	0.0511069	-0.0797114	0.0819164
04/09	0.0790592	0.2767846	0.224581	0.1075194	-0.0035449	0.0831967	-0.0097565	0.0598898
04/10	-0.0053723	0.1946301	1.0024722	0.0037379	0.0405204	0.0358596	-0.0147855	0.0729864
04/11	0.2866298	-0.1540896	-0.2119724	0.0840171	0.0036795	-0.095756	-0.0944329	-0.0455627
04/12	0.12866	0.1449225	0.1890794	-0.0415299	-0.0316327	0.1819096	-0.0511146	0.1343918

Tarih	Mardin Çimento	Merko Gıda	Petrol Ofisi	Sarkuysan	Tüpraş	Usaş	Uşak Seramik	Vakıf Yat. Ort.	Yünsa
95/01	-0.154572	-0.223263	-0.1007721	-0.0911649	-0.1629279	-0.1206751	-0.1834403	-0.0488935	-0.1380597
95/02	0.0554103	0.1621034	0.038418	0.1187692	0.840832	-0.018223	0.2272213	-0.2286038	0.4557384
95/03	0.2137765	0.3073566	0.1100954	0.1656368	0.2120149	0.3867058	0.4323812	0.4323812	0.6718054
95/04	0.4176252	0.232549	-0.0432835	0.0226969	-0.2091144	0.0172623	-0.011393	0.050395	-0.0926483
95/05	0.0481875	0.0165235	-0.1535886	0.0621633	0.0061508	-0.1974309	-0.1753713	0.0153032	-0.048809
95/06	0.0174125	0.0876129	-0.0120364	0.0843171	0.0488788	0.0110931	-0.0493181	0.0062321	-0.0461758
95/07	0.2104861	0.1332435	0.1845215	-0.0014975	0.0475361	-0.0019309	-0.0222997	-0.0222997	0.0863337
95/08	-0.2045045	-0.3105705	-0.2389415	-0.2165574	-0.222825	-0.3476641	-0.3129811	-0.2439083	-0.1941734
95/09	0.0148779	-0.1793921	-0.081802	-0.1169545	0.0022619	-0.0765538	0.1324671	-0.1057767	-0.0351911
95/10	0.0692707	0.0099474	0.044969	0.0323907	0.0587186	0.6164365	-0.1646323	-0.0421117	0.0715361
95/11	-0.3522491	-0.2179681	-0.2898153	-0.1793492	-0.2240368	-0.1848918	-0.2133338	-0.2455913	-0.0776822
95/12	-0.1757119	-0.122451	-0.0724259	-0.0592159	0.0314983	-0.2060049	-0.0550678	-0.1421202	-0.1934987
96/01	0.0803096	0.186593	0.5452107	0.2232918	0.3080744	0.5728037	0.2561564	0.1184382	-0.0877146
96/02	0.3443937	0.178077	0.1903486	0.3755139	0.110992	-0.0124515	0.3951993	0.1903486	0.1600488
96/03	-0.0516737	0.1921816	0.1395399	-0.2282381	0.0174463	-0.0046721	0.7326078	-0.0013543	-0.0848926
96/04	-0.2244942	-0.1980565	-0.1119616	-0.0500054	-0.0362374	-0.0500054	-0.337025	-0.1825628	-0.0068238
96/05	-0.0980572	-0.0160918	-0.0146772	-0.1868752	-0.195461	-0.1765393	0.0457958	-0.2386632	-0.0731299
96/06	0.0771687	-0.0139351	0.0382349	0.0740465	0.0061689	0.0445273	0.1408131	-0.0191634	0.1146821
96/07	-0.0866525	-0.0923255	0.1525576	-0.1161153	-0.1161153	-0.1029623	-0.322517	-0.0214134	-0.0841433
96/08	-0.0324459	0.2245607	-0.0141902	-0.0670014	-0.0151681	0.0775034	-0.2743344	-0.0693051	-0.0191917
96/09	-0.157639	0.188041	-0.0390845	-0.0041421	-0.0234524	0.11673	0.1647461	-0.0191916	-0.018308
96/10	-0.1732334	-0.0647437	-0.0286938	0.0543784	0.0509744	0.266466	-0.1700536	-0.0006118	0.1513328
96/11	0.0128255	-0.0030904	0.0916295	0.0897634	0.5915829	0.1236913	0.2755946	0.025979	0.1017061
96/12	-0.0226821	-0.0856853	-0.1521558	-0.0628458	-0.0671056	-0.0911415	-0.1303527	0.1481223	0.0081074
97/01	0.6690402	0.3231486	0.6894052	0.8295249	0.7118361	0.3445695	0.1982853	0.4662762	0.1262701
97/02	-0.0081627	0.0130167	-0.0161436	-0.1350851	0.1945805	0.0073348	-0.0383762	0.6694448	0.1090745
97/03	-0.1510886	-0.0872389	0.5307652	0.0361072	0.0537281	-0.0520489	-0.0650018	-0.2041892	-0.2473898
97/04	-0.1871496	-0.239537	-0.1353694	-0.1290888	-0.2252094	-0.0014874	-0.3203592	-0.3000714	-0.2168015
97/05	0.0175418	0.0931736	-0.1506447	0.0869905	0.0830203	-0.1144977	-0.035435	-0.0064209	-0.0878312
97/06	0.1544838	0.0636301	0.1460961	0.1420029	0.2490656	0.1895863	0.046836	-0.0483309	0.0298884
97/07	-0.0389712	-0.1007187	0.0225418	0.035536	0.0962088	0.2138561	-0.0596214	0.8228674	0.1340235
97/08	0.0955432	-0.0543538	-0.0723223	-0.10617	-0.1612248	-0.0622389	0.112661	0.3009575	-0.150107
97/09	0.1765037	0.0242924	0.3261085	0.1253514	0.7803178	0.0651474	0.4158267	0.3118131	0.7835027
97/10	0.1008242	-0.0289256	-0.20294	-0.0530545	-0.391542	-0.1083324	-0.2809132	0.2415002	-0.1970198
97/11	-0.1438505	-0.1276896	-0.1902171	-0.1385935	0.0300193	-0.0887766	0.0993927	0.0879954	-0.1104475
97/12	-0.0878866	-0.1952336	0.5597139	-0.0547188	0.2172114	0.0387705	0.0787326	-0.1668708	-0.158109
98/01	0.1644846	-0.0440798	-0.0537356	-0.0828334	0.3830334	0.2235778	0.4535899	-0.2187191	-0.0608504
98/02	-0.1184624	0.071438	-0.1007574	-0.1549222	-0.4347377	-0.0038975	-0.0307118	-0.2720524	-0.0624918
98/03	0.0696552	-0.0640517	-0.0407722	-0.021209	0.2732241	-0.0508693	-0.222024	-0.007727	0.1355671
98/04	0.2692098	0.1054408	0.5299473	0.174505	0.2508478	0.1257112	0.0852426	-0.0029474	0.1858995
98/05	0.129731	0.0430499	-0.1365423	0.0657992	-0.0152069	-0.0879112	-0.1155913	-0.0124713	-0.0661896
98/06	0.0005882	-0.0681462	0.0254552	-0.1046345	0.1527993	-0.0499459	0.0029827	-0.0509513	0.1048248
98/07	0.1743947	0.411404	0.002512	0.0649685	0.0224474	-0.0433817	0.3421654	0.9759657	0.0334073
98/08	-0.4149056	-0.2563142	-0.3111417	-0.3688994	-0.48229	-0.3957221	-0.407207	-0.5763815	-0.3817423
98/09	0.055191	-0.1936965	-0.0077975	-0.1275134	0.1607101	0.0288112	-0.3894281	-0.0120966	-0.282743
98/10	-0.1029317	-0.2136727	-0.4201174	-0.133367	0.0050692	-0.0426298	-0.0301964	-0.1870764	-0.018512
98/11	-0.0300168	-0.0555426	0.4329698	0.0568928	0.114294	-0.0310113	0.0149393	-0.1383898	-0.1117603
98/12	0.2293642	0.2842842	-0.0696236	0.0451888	-0.0192739	0.0973315	0.1237487	-0.0923568	-0.0002091
99/01	0.0158253	-0.1709792	0.1369429	-0.0153926	-0.01871	0.0632521	-0.0525476	-0.1878979	-0.0178847
99/02	0.2143266	0.1848099	0.3305352	0.1736325	0.4786911	0.13842	0.1219791	0.0995395	0.2085695

99/03	0.3004562	0.5450225	-0.0425213	0.1025513	0.1153049	0.0673533	-0.2052927	0.1138018	0.7744101
99/04	-0.0675405	-0.1634131	0.5713669	-0.1192075	0.1008777	-0.1126399	-0.0798984	-0.0075578	0.0735081
99/05	-0.0595608	-0.128503	0.05153	-0.054066	-0.1630922	-0.2500595	-0.1200088	0.0183947	-0.3910689
99/06	-0.0373945	-0.1302775	0.1324771	-0.1276387	0.0170926	-0.0248931	-0.1934927	0.1872135	-0.1886611
99/07	0.0600489	0.0868074	0.4467034	0.0045134	0.2449597	0.007118	0.0611287	0.4065627	0.1317275
99/08	0.0519525	-0.1739476	0.2011477	-0.1146597	-0.0390819	-0.2793114	-0.2542128	-0.1297345	0.0880985
99/09	0.1678532	0.0229592	0.5324211	0.2695825	-0.1989775	0.1888622	0.2234652	0.9680489	0.2268357
99/10	0.0244136	0.0743994	-0.4841927	0.1773112	0.0448864	0.0283394	0.1092023	0.1991537	-0.1743532
99/11	0.0559715	0.3161314	-0.0129981	0.311754	0.0618332	0.2019502	0.0166651	-0.0843388	0.0417463
99/12	0.5751377	0.6350698	0.3875532	0.4931628	0.6005126	0.6900301	0.8461373	-0.1859688	0.5027484
00/01	0.2523582	0.1525824	-0.0555368	0.5612954	-0.0998182	0.7554423	0.2342954	0.2278022	0.1756166
00/02	-0.0599882	-0.2617534	-0.0689407	-0.2261808	-0.2343263	-0.2075588	0.230058	-0.2241173	-0.0840273
00/03	0.0204069	0.2223056	-0.3100658	-0.0259752	-0.1810183	0.0757885	-0.1009002	-0.0915346	-0.0975947
00/04	0.0732518	0.167437	0.2100676	0.2290939	0.1480046	0.0293443	0.3948598	0.3604729	0.1668691
00/05	-0.1517142	-0.0289342	-0.1651596	-0.1867176	-0.223712	-0.0911965	-0.2537775	-0.20088	-0.0251704
00/06	-0.1428485	-0.193658	-0.0794105	-0.1129542	-0.0236172	-0.0386384	-0.1897178	0.0274552	-0.0621853
00/07	-0.000483	-0.1520009	-0.0840626	-0.0096482	-0.0240011	-0.0163761	0.1023047	0.0102445	0.0038846
00/08	0.0539019	-0.1181461	-0.0262863	-0.1391806	-0.1161675	-0.0715753	-0.0972862	0.2047644	0.0413327
00/09	-0.156974	-0.1102874	-0.1470025	-0.2113797	-0.1014475	-0.2576998	-0.0734028	-0.1258374	-0.1712485
00/10	0.1204536	0.0509648	0.1011715	0.0521057	0.1168054	0.1714255	-0.0157187	-0.1170863	0.0924186
00/11	-0.286582	-0.4474805	-0.3674361	-0.2273549	-0.2348017	-0.2687466	-0.4007289	-0.3821075	-0.3706285
00/12	0.0783585	0.0158449	0.4435691	0.0108896	0.0693104	0.1149517	-0.0439107	-0.0815649	-0.0504058
01/01	-0.0245499	0.1230366	0.0997722	-0.0296127	0.1085704	0.0117904	0.0928986	0.1997515	-0.010205
01/02	-0.262324	-0.4248628	-0.2131456	-0.3508451	-0.2754968	-0.1741236	-0.5601781	-0.4419481	-0.3412382
01/03	-0.0448032	-0.0194236	-0.1683486	-0.0978697	-0.1388756	0.0597842	-0.0407728	0.0541748	-0.1448556
01/04	0.3393357	0.1661565	0.3075549	0.3761462	0.2814906	0.2528954	0.2013975	0.2506856	0.1829144
01/05	-0.1293271	-0.1293116	-0.0457862	-0.01064	-0.2126287	-0.2657797	0.0480509	-0.2193828	-0.1463625
01/06	-0.0704173	0.0590603	-0.0593509	-0.0897333	0.0810184	-0.0723429	0.1360828	0.002898	-0.056096
01/07	0.0144724	-0.1679277	0.0408344	-0.1077845	-0.127131	0.15725	-0.1975925	-0.0720959	-0.1099696
01/08	0.0228472	-0.160224	0.1561224	0.0536619	0.0566945	0.1660163	-0.2323775	0.9482804	-0.0465862
01/09	-0.2617994	-0.3918363	-0.3209501	-0.2237644	-0.1947979	-0.31508	-0.4398968	0.0221239	-0.3097886
01/10	0.2326683	0.2099413	0.2367069	0.1646756	0.1680612	0.1306428	0.5276303	-0.1458055	0.4148348
01/11	0.3019954	0.5027337	0.1582391	0.1346534	0.1538848	0.5062366	0.1966213	-0.0199672	0.2820942
01/12	0.1629453	0.0750924	0.1137131	0.1106685	0.1149106	0.2798719	0.1635199	0.1251621	0.4334565
02/01	0.1028291	0.015303	-0.0038963	0.1028291	0.0578157	0.2925157	0.3013384	0.2792818	0.055565
02/02	-0.1298876	-0.2368426	-0.3861686	-0.1465221	-0.2946753	-0.2253711	-0.297664	-0.1556556	-0.1144563
02/03	0.0238828	0.1683364	-0.1768196	-0.0353813	-0.1287577	0.1908378	-0.0345694	-0.0137393	-0.0132649
02/04	0.016395	0.0233891	0.0390732	0.0230381	0.065871	-0.1043464	-0.0396598	0.0348749	0.074748
02/05	-0.1034538	-0.1767112	-0.1664201	-0.1580001	-0.1499261	-0.1217563	0.0396121	-0.1736844	-0.1036775
02/06	-0.1252262	-0.1408472	-0.1853958	-0.0835703	-0.1109264	-0.1480144	-0.1460541	-0.018111	-0.114118
02/07	-0.0815846	0.0740665	0.0650299	0.0456657	0.1439762	-0.0095698	-0.1566663	-0.3136143	0.121787
02/08	0.0537741	-0.0188417	-0.053428	0.0026651	-0.0238477	-0.0388654	-0.0371429	0.106306	0.100728
02/09	-0.0644164	-0.1740133	-0.2730515	-0.0365288	-0.1224225	-0.197737	-0.0861741	-0.1717333	-0.0176372
02/10	0.0920242	0.0361218	-0.0072507	0.0706119	0.2150066	0.2966521	0.017568	0.085098	0.1939822
02/11	0.6980742	0.359833	0.9900658	0.3781472	0.3865505	0.2012645	0.2544981	0.3132193	0.4113289
02/12	-0.145092	-0.3272311	-0.0499026	-0.2910661	-0.3044422	-0.2746756	-0.3494985	-0.0143917	-0.2008926
03/01	0.0503189	0.012913	0.0752276	0.0971599	0.0282842	0.0208058	0.2608167	-0.1478095	-0.0703376
03/02	0.1543498	0.2344157	0.1297282	0.136061	0.1196413	0.1030949	-0.0820833	-0.0108195	0.0901173
03/03	-0.1792274	-0.1053444	-0.1461352	-0.1823842	-0.1622459	-0.0603492	-0.1918546	-0.1800005	-0.082886
03/04	0.6807024	0.3113168	0.2100438	0.2881157	0.5957587	0.2022413	0.4237068	0.3723083	0.3712612
03/05	-0.1025174	-0.074669	0.004053	0.0707035	0.1039036	0.0292034	0.1564704	0.1363714	0.0477729
03/06	-0.0266957	0.0528426	-0.108415	-0.0166097	-0.1348201	0.0086055	-0.0945474	0.3328001	-0.0994594

03/07	-0.0287838	-0.0699819	-0.1151213	-0.0199971	0.0397008	0.0372499	0.2242216	-0.2832045	-0.0508118
03/08	0.0136613	0.1689067	0.2349536	0.0048469	0.185204	0.0686662	-0.1117401	0.1051195	-0.0587431
03/09	0.0756454	0.0217962	-0.0288165	0.0060763	0.0502024	0.0948477	-0.0057599	-0.0078006	0.0607049
03/10	0.0245643	0.0368877	-0.0022629	-0.0146535	-0.0481884	-0.0069971	0.0809486	0.0342693	0.1650771
03/11	0.034712	0.1150356	-0.0522752	-0.0345768	-0.1433391	-0.0161292	-0.0780549	-0.0159243	0.0155341
03/12	0.175067	0.2163844	0.2458541	0.2552372	0.1981075	0.2987582	0.4836704	0.3858451	0.076942
04/01	-0.0323429	-0.0711786	0.0526184	0.2550746	0.0688126	-0.0571546	0.0337555	0.1550284	-0.0144067
04/02	0.0724181	0.0488983	0.0725911	0.0118784	-0.0724448	0.0296306	-0.077885	0.0703425	-0.0525725
04/03	0.0816566	0.2101541	0.1131135	0.106252	0.0176296	0.0722151	0.0352351	0.112274	0.0016015
04/04	-0.1520102	-0.0392993	-0.1545648	0.0623489	-0.1438447	-0.1654984	-0.0755521	-0.1195735	-0.1325386
04/05	-0.1980173	-0.1128094	-0.1654897	-0.0866141	-0.055356	-0.0582253	-0.0582677	-0.0994746	-0.0847474
04/06	-0.0022816	-0.0230303	0.0021409	-0.083175	0.0975558	0.0075	-0.0888696	-0.0095043	-0.0382955
04/07	0.0621134	0.044122	0.0936971	-1.782E-05	0.111134	0.0757621	0.0416882	0.0559361	0.0848021
04/08	0.219431	-0.1934805	0.0366312	-0.0019321	0.0556268	0.0481861	0.0465266	0.0418454	0.0386397
04/09	0.0930256	0.0154219	0.1158453	0.0888258	0.0637251	0.0415612	0.1078683	0.0900022	0.0310542
04/10	0.116163	-0.0060434	-0.05593	0.1272149	0.126145	0.4071365	0.6680925	0.0888022	0.0253805
04/11	0.2629179	-0.083597	-0.0417695	-0.0056795	0.0991782	0.659344	0.0309534	0.0036433	0.0378725
04/12	0.0441612	0.0543171	0.0543171	0.0987094	-0.0038521	0.0168857	0.1100743	0.0686616	0.0332308

EK 2 Modelde Yer Alan Değişkenlerin Bir Dönem Gecikmeli Değerleri

Obs	YRI	YRM
1995:01		
1995:02	-0.226940649	-0.119658601
1995:03	0.159042342	0.133310587
1995:04	0.216470814	0.347044167
1995:05	0.28942602	0.156811921
1995:06	-0.184181795	0.011927588
1995:07	0.054461102	-0.013403707
1995:08	-0.048724016	0.052923627
1995:09	-0.347131193	-0.183014073
1995:10	-0.028649986	-0.093436214
1995:11	0.475368178	0.063924792
1995:12	-0.245203032	-0.209270405
1996:01	-0.177297831	-0.090787272
1996:02	0.252650804	0.210057938
1996:03	0.315335211	0.165035961
1996:04	-0.22130229	0.02867153
1996:05	-0.116671692	-0.082907
1996:06	-0.083622311	-0.098156938
1996:07	0.205719748	0.103712876
1996:08	-0.126947231	-0.120300759
1996:09	0.275895524	-0.014626628
1996:10	0.022064663	0.059231249
1996:11	-0.192801873	0.079742183
1996:12	0.008879388	0.052332468
1997:01	-0.033725215	0.00262048
1997:02	0.789477154	0.532311823
1997:03	-0.084058522	-0.047785297
1997:04	-0.054779352	-0.037303576
1997:05	-0.229578557	-0.170248277
1997:06	0.005946886	0.078122704
1997:07	-0.007545127	0.092996295
1997:08	0.088060401	-0.014470258
1997:09	0.025479354	-0.029005019
1997:10	0.292070129	0.25542148
1997:11	0.020639284	0.052331118
1997:12	-0.153408797	-0.057951623
1998:01	0.024054605	0.133089729
1998:02	0.102984801	-0.01743817
1998:03	-0.112492221	-0.135165466
1998:04	-0.090973426	-0.054683575
1998:05	0.225457796	0.247086745
1998:06	-0.02888454	-0.136947036
1998:07	-0.098600995	0.061511791
1998:08	0.017921706	0.041555599
1998:09	-0.400866925	-0.40861583
1998:10	-0.252154343	-0.138015652
1998:11	-0.092098741	-0.059967488
1998:12	-0.034077689	0.108358595
1999:01	0.027427376	-0.029174673
1999:02	-0.210456335	-0.063397365
1999:03	0.437255245	0.427855429
1999:04	0.349888038	0.120692792

1999:05	-0.133921046	0.108434268
1999:06	0.407985307	-0.088006079
1999:07	-0.186250996	-0.059993547
1999:08	-0.006085096	0.15158826
1999:09	0.065114093	-0.169374238
1999:10	0.299226575	0.166178324
1999:11	0.040936433	0.040194459
1999:12	0.111548928	0.201198582
2000:01	0.412583525	0.721760841
2000:02	0.632800833	0.058756109
2000:03	-0.24351435	-0.074767536
2000:04	0.086412231	-0.027553014
2000:05	0.104176885	0.170596671
2000:06	-0.111795312	-0.166290074
2000:07	-0.287080185	-0.115056198
2000:08	-0.069751035	-0.06420454
2000:09	0.069488846	-0.078107063
2000:10	-0.223390356	-0.151452429
2000:11	0.211288665	0.160221399
2000:12	-0.32657666	-0.354648458
2001:01	-0.121122933	0.095918215
2001:02	0.041212923	0.120673258
2001:03	-0.444309348	-0.393045407
2001:04	-0.024226387	-0.176766576
2001:05	0.083222272	0.382830163
2001:06	-0.204136351	-0.170206574
2001:07	-0.037217948	-0.008510135
2001:08	-0.144201491	-0.162142341
2001:09	-0.025859789	-0.029370369
2001:10	-0.307347958	-0.309611926
2001:11	0.340428216	0.235568778
2001:12	0.56264663	0.272167006
2002:01	0.183146798	0.213015194
2002:02	0.235929205	0.060385919
2002:03	-0.246585001	-0.214334962
2002:04	0.036071894	0.094526986
2002:05	0.081701843	-0.016024686
2002:06	-0.156496542	-0.157001473
2002:07	-0.101539515	-0.174545338
2002:08	0.09678716	0.014357418
2002:09	0.147116885	-0.028870598
2002:10	-0.062976992	-0.09018383
2002:11	0.184894275	0.151018968
2002:12	0.44865087	0.404816988
2003:01	-0.301526667	-0.26997347
2003:02	0.262504517	0.066590757
2003:03	0.090117334	0.080175234
2003:04	-0.078559944	-0.235064897
2003:05	0.228340983	0.317684191
2003:06	0.158824178	0.091576464
2003:07	0.09399007	-0.035437078
2003:08	-0.041862711	-0.031569443
2003:09	0.039388742	0.113358709
2003:10	0.110668384	0.131192945
2003:11	0.175346094	0.129551403

2003:12	0.113285436	-0.066505296
2004:01	0.294971749	0.344277448
2004:02	-0.009369083	-0.03432421
2004:03	0.160812871	0.107439389
2004:04	0.246306515	0.077953538
2004:05	0.074427761	-0.174821564
2004:06	-0.073826739	-0.099708112
2004:07	-0.041818217	0.059789916
2004:08	0.005037235	0.092119761
2004:09	-0.026275239	0.015802575
2004:10	0.300428709	0.089281914
2004:11	-0.026897167	0.062404116
2004:12	0.100012435	0.012329029

**EK 3 YRI ve YRM Değişkenlerinin p (Otokorelasyon Katsayısı)
Katsayısıyla Olan Çarpım Değerleri**

Obs	TYRI	TYRM
1995:01		
1995:02	0.0508751008115	0.026824825855
1995:03	-0.0356537941449	-0.0298853007725
1995:04	-0.0485279941409	-0.0777996672697
1995:05	-0.0648829463116	-0.0351537828259
1995:06	0.0412895064395	-0.00267390282266
1995:07	-0.0122089809242	0.00300481622785
1995:08	0.0109228524588	-0.0118643128536
1995:09	0.0778191765844	0.041027728857
1995:10	0.00642269656151	0.0209463435821
1995:11	-0.106567087408	-0.014330532021
1995:12	0.0549691253077	0.0469138208521
1996:01	0.0397462731579	0.0203525090624
1996:02	-0.0566387519391	-0.047090368425
1996:03	-0.0706912169316	-0.0369974316651
1996:04	0.0496111047676	-0.00642752625234
1996:05	0.0261552265692	0.018585925446
1996:06	0.0187462824354	0.022004626047
1996:07	-0.0461178416671	-0.0232501451159
1996:08	0.0284587763511	0.0269687835511
1996:09	-0.0618497067793	0.00327896821178
1996:10	-0.00494641202201	-0.0132783429383
1996:11	0.0432219382854	-0.0178764431006
1996:12	-0.00199056344306	-0.0117317880113
1997:01	0.00756045124827	-0.00058745396544
1997:02	-0.176983409429	-0.119332599856
1997:03	0.0188440713449	0.0107124123109
1997:04	0.0122803255727	0.00836264106053
1997:05	0.0514664617511	0.0381659182413
1997:06	-0.00133316100971	-0.0175133915373
1997:07	0.00169145148061	-0.0208477234205
1997:08	-0.0197412045754	0.00324391349792
1997:09	-0.00571191062101	0.00650228714938
1997:10	-0.065475697379	-0.0572598765434
1997:11	-0.00462687340855	-0.011731485371
1997:12	0.0343908772939	0.0129914789409
1998:01	-0.00539251323969	-0.0298357892678
1998:02	-0.0230869267186	0.00390925407426
1998:03	0.0252182811193	0.0303011238369
1998:04	0.0203942406938	0.0122588544763
1998:05	-0.0505426777917	-0.0553914123206
1998:06	0.00647527840812	0.0307005126364
1998:07	0.0221041738571	-0.0137895902828
1998:08	-0.00401765220767	-0.00931585107262
1998:09	0.0898655455126	0.0916026795377
1998:10	0.0565274563051	0.0309400728341
1998:11	0.0206465115599	0.0134433915249
1998:12	0.00763946816464	-0.0242916131099
1999:01	-0.00614861429693	0.00654031984379
1999:02	0.0471796802676	0.014212294491

1999:03	-0.0980230063136	-0.0959157743624
1999:04	-0.0784372005828	-0.027056668725
1999:05	0.0300221522502	-0.0243085773317
1999:06	-0.0914613301526	0.0197290267781
1999:07	0.0417533757813	0.0134492333794
1999:08	0.00136414465109	-0.0339827529503
1999:09	-0.0145971471406	0.0379699779264
1999:10	-0.0670800151304	-0.0372535243177
1999:11	-0.00917704767707	-0.0090107134297
1999:12	-0.0250068155812	-0.0451042957156
2000:01	-0.0924921494674	-0.161802901814
2000:02	-0.14186002514	-0.0131718270034
2000:03	0.0545905599543	0.0167612366854
2000:04	-0.0193717211211	0.00617677957249
2000:05	-0.0233541657255	-0.0382440205114
2000:06	0.0250620494535	0.0372785762092
2000:07	0.0643570617129	0.0257930683552
2000:08	0.0156366475242	0.0143932453681
2000:09	-0.0155778705186	0.0175098851692
2000:10	0.0500792032274	0.0339523026284
2000:11	-0.0473662703424	-0.035918112785
2000:12	0.0732113024855	0.0795043820175
2001:01	0.0271530968741	-0.0215027536023
2001:02	-0.00923903065229	-0.0270522896319
2001:03	0.0996043810159	0.0881121332504
2001:04	0.00543102298489	0.0396271774745
2001:05	-0.0186566024924	-0.085822100281
2001:06	0.0457628788945	0.0381565693462
2001:07	0.00834344514674	0.00190778504403
2001:08	0.0323268018494	0.0363487457207
2001:09	0.00579719577844	0.00658419058168
2001:10	0.0689006505285	0.0694081823468
2001:11	-0.0763165166064	-0.0528093375145
2001:12	-0.12613299622	-0.0610138550711
2002:01	-0.041057482882	-0.0477533201605
2002:02	-0.0528901373185	-0.0135371945496
2002:03	0.0552789323542	0.0480491831112
2002:04	-0.00808652505313	-0.0211908706675
2002:05	-0.0183157557601	0.00359238205811
2002:06	0.0350830817925	0.0351962762142
2002:07	0.0227629253937	0.0391292247822
2002:08	-0.0216975519545	-0.0032186172524
2002:09	-0.0329803690455	0.00647215291844
2002:10	0.0141180561126	0.0202172306417
2002:11	-0.0414492287809	-0.0338551302083
2002:12	-0.100577654735	-0.0907510627359
2003:01	0.0675956451547	0.0605221125577
2003:02	-0.058847737612	-0.0149281827227
2003:03	-0.0202023237015	-0.0179735236077
2003:04	0.017611411126	0.0526963784797
2003:05	-0.051189024887	-0.07121780657
2003:06	-0.0356048865757	-0.0205294285466
2003:07	-0.0210705059125	0.00794421327188
2003:08	0.00938469882656	0.00707717459285
2003:09	-0.00883008940408	-0.0254125286662

2003:10	-0.0248094169884	-0.0294105720242
2003:11	-0.0393087366607	-0.0290425744217
2003:12	-0.0253961024716	0.0149090242467
2004:01	-0.0661261767473	-0.0771794297377
2004:02	0.00210034228877	0.00769473274938
2004:03	-0.036050707795	-0.0240855473472
2004:04	-0.0552165019197	-0.0174754682418
2004:05	-0.0166850666055	0.0391911485744
2004:06	0.0165503306955	0.0223523651319
2004:07	0.00937472425063	-0.013403583789
2004:08	-0.00112923726783	-0.0206512237815
2004:09	0.00589033052854	-0.00354258965835
2004:10	-0.0673495071262	-0.0200150409167
2004:11	0.00602975310373	-0.0139896299166
2004:12	-0.0224205876534	-0.00276389706316

EK 4 RI – TYRI ve RM – TYRM Değerleri

Obs	KTYRI	KTYRM
1995:01		
1995:02	0.108167	0.106486
1995:03	0.252125	0.376929
1995:04	0.337954	0.234612
1995:05	-0.119299	0.047081
1995:06	0.013172	-0.010730
1995:07	-0.036515	0.049919
1995:08	-0.358054	-0.171150
1995:09	-0.106469	-0.134464
1995:10	0.468945	0.042978
1995:11	-0.138636	-0.194940
1995:12	-0.232267	-0.137701
1996:01	0.212905	0.189705
1996:02	0.371974	0.212126
1996:03	-0.150611	0.065669
1996:04	-0.166283	-0.076479
1996:05	-0.109778	-0.116743
1996:06	0.186973	0.081708
1996:07	-0.080829	-0.097051
1996:08	0.247437	-0.041595
1996:09	0.083914	0.055952
1996:10	-0.187855	0.093021
1996:11	-0.034343	0.070209
1996:12	-0.031735	0.014352
1997:01	0.781917	0.532899
1997:02	0.092925	0.071547
1997:03	-0.073623	-0.048016
1997:04	-0.241859	-0.178611
1997:05	-0.045520	0.039957
1997:06	-0.006212	0.110510
1997:07	0.086369	0.006377
1997:08	0.045221	-0.032249
1997:09	0.297782	0.248919
1997:10	0.086115	0.109591
1997:11	-0.148782	-0.046220
1997:12	-0.010336	0.120098
1998:01	0.108377	0.012398
1998:02	-0.089405	-0.139075
1998:03	-0.116192	-0.084985
1998:04	0.205064	0.234828
1998:05	0.021658	-0.081556
1998:06	-0.105076	0.030811
1998:07	-0.004182	0.055345
1998:08	-0.396849	-0.399300
1998:09	-0.342020	-0.229618
1998:10	-0.148626	-0.090908
1998:11	-0.054724	0.094915
1998:12	0.019788	-0.004883
1999:01	-0.204308	-0.069938
1999:02	0.390076	0.413643
1999:03	0.447911	0.216609
1999:04	-0.055484	0.135491

1999:05	0.377963	-0.063698
1999:06	-0.094790	-0.079723
1999:07	-0.047838	0.138139
1999:08	0.063750	-0.135391
1999:09	0.313824	0.128208
1999:10	0.108016	0.077448
1999:11	0.120726	0.210209
1999:12	0.437590	0.766865
2000:01	0.725293	0.220559
2000:02	-0.101654	-0.061596
2000:03	0.031822	-0.044314
2000:04	0.123549	0.164420
2000:05	-0.088441	-0.128046
2000:06	-0.312142	-0.152335
2000:07	-0.134108	-0.089998
2000:08	0.053852	-0.092500
2000:09	-0.207812	-0.168962
2000:10	0.161209	0.126269
2000:11	-0.279210	-0.318730
2000:12	-0.194334	0.016414
2001:01	0.014060	0.142176
2001:02	-0.435070	-0.365993
2001:03	-0.123831	-0.264879
2001:04	0.077791	0.343203
2001:05	-0.185480	-0.084384
2001:06	-0.082981	-0.046667
2001:07	-0.152545	-0.164050
2001:08	-0.058187	-0.065719
2001:09	-0.313145	-0.316196
2001:10	0.271528	0.166161
2001:11	0.638963	0.324976
2001:12	0.309280	0.274029
2002:01	0.276987	0.108139
2002:02	-0.193695	-0.200798
2002:03	-0.019207	0.046478
2002:04	0.089788	0.005166
2002:05	-0.138181	-0.160594
2002:06	-0.136623	-0.209742
2002:07	0.074024	-0.024772
2002:08	0.168814	-0.025652
2002:09	-0.029997	-0.096656
2002:10	0.170776	0.130802
2002:11	0.490100	0.438672
2002:12	-0.200949	-0.179222
2003:01	0.194909	0.006069
2003:02	0.148965	0.095103
2003:03	-0.058358	-0.217091
2003:04	0.210730	0.264988
2003:05	0.210013	0.162794
2003:06	0.129595	-0.014908
2003:07	-0.020792	-0.039514
2003:08	0.030004	0.106282
2003:09	0.119498	0.156605
2003:10	0.200156	0.158962
2003:11	0.152594	-0.037463

2003:12	0.320368	0.329368
2004:01	0.056757	0.042855
2004:02	0.158713	0.099745
2004:03	0.282357	0.102039
2004:04	0.129644	-0.157346
2004:05	-0.057142	-0.138899
2004:06	-0.058369	0.037438
2004:07	-0.004337	0.105523
2004:08	-0.025146	0.036454
2004:09	0.294538	0.092825
2004:10	0.040452	0.082419
2004:11	0.093983	0.026319
2004:12	0.086193	0.173618

**EK 5 1995 - 2004 Arası İMKB 100'deki Değişimin Dolardaki
Değişim İle Arındırılması**

Yıl	Ay	İMKB 100'deki Aylık Değişim	ABD Doları'ndaki Aylık Değişim	İMKB 100'de Dolar Bazında Aylık Artış
1995	Ocak	-0.07440291	0.051407	-0.1196586
	Şubat	0.154346189	0.018561	0.133310587
	Mart	0.367887924	0.015474	0.347044167
	Nisan	0.170143334	0.011524	0.156811921
	Mayıs	0.016217956	0.00424	0.011927588
	Haziran	0.018196787	0.03203	-0.01340371
	Temmuz	0.076939025	0.022808	0.052923627
	Ağustos	-0.13098722	0.063681	-0.18301407
	Eylül	-0.07603013	0.0192	-0.09343621
	Ekim	0.110698187	0.043963	0.063924792
	Kasım	-0.15566109	0.067797	-0.20927041
	Aralık	0.023290893	0.125469	-0.09078727
1996	Ocak	0.236477202	0.021833	0.210057938
	Şubat	0.223418872	0.050113	0.165035961
	Mart	0.107321585	0.076458	0.02867153
	Nisan	-0.03463346	0.052638	-0.082907
	Mayıs	-0.05520449	0.047627	-0.09815694
	Haziran	0.152722813	0.044405	0.103712876
	Temmuz	-0.10105123	0.021882	-0.12030076
	Ağustos	0.018416817	0.033534	-0.01462663
	Eylül	0.122727907	0.059946	0.059231249
	Ekim	0.131850993	0.04826	0.079742183
	Kasım	0.118930322	0.063286	0.052332468
	Aralık	0.063536002	0.060756	0.00262048
1997	Ocak	0.644652574	0.073315	0.532311823
	Şubat	0.004361371	0.054764	-0.0477853
	Mart	0.000620347	0.039393	-0.03730358
	Nisan	-0.11531308	0.066207	-0.17024828
	Mayıs	0.117729502	0.036737	0.078122704
	Haziran	0.164263323	0.065203	0.092996295
	Temmuz	0.051696284	0.067138	-0.01447026
	Ağustos	0.013824885	0.044109	-0.02900502
	Eylül	0.30959596	0.043152	0.25542148
	Ekim	0.097570382	0.04299	0.052331118
	Kasım	0.011595221	0.073825	-0.05795162
	Aralık	0.198680097	0.057886	0.133089729
1998	Ocak	0.027870183	0.046112	-0.01743817
	Şubat	-0.07751792	0.066657	-0.13516547
	Mart	-0.00401869	0.053596	-0.05468357
	Nisan	0.287027548	0.032027	0.247086745
	Mayıs	-0.11127667	0.029744	-0.13694704
	Haziran	0.099859164	0.036125	0.061511791
	Temmuz	0.05422439	0.012163	0.041555599
	Ağustos	-0.3903413	0.030901	-0.40861583

	Eylül	-0.14010641	-0.00243	-0.13801565
	Ekim	-0.03069808	0.031137	-0.05996749
	Kasım	0.173540098	0.058809	0.108358595
	Aralık	0.007902884	0.038192	-0.02917467
1999	Ocak	-0.01145151	0.055462	-0.06339737
	Şubat	0.515026322	0.06105	0.427855429
	Mart	0.170462344	0.04441	0.120692792
	Nisan	0.175658257	0.060648	0.108434268
	Mayıs	-0.05319544	0.03817	-0.08800608
	Haziran	-0.02347698	0.038847	-0.05999355
	Temmuz	0.172768428	0.018392	0.15158826
	Ağustos	-0.13559156	0.040671	-0.16937424
	Eylül	0.209800968	0.037406	0.166178324
	Ekim	0.079874883	0.038147	0.040194459
	Kasım	0.290331831	0.074204	0.201198582
	Aralık	0.797838638	0.044186	0.721760841
2000	Ocak	0.099032927	0.038042	0.058756109
	Şubat	-0.04600792	0.031084	-0.07476754
	Mart	-0.00161985	0.026668	-0.02755301
	Nisan	0.206381241	0.03057	0.170596671
	Mayıs	-0.15616658	0.012143	-0.16629007
	Haziran	-0.10738337	0.00867	-0.1150562
	Temmuz	-0.04119211	0.024591	-0.06420454
	Ağustos	-0.05321974	0.026996	-0.07810706
	Eylül	-0.13568016	0.018587	-0.15145243
	Ekim	0.19278257	0.028065	0.160221399
	Kasım	-0.35386352	0.001216	-0.35464846
	Aralık	0.078824328	-0.0156	0.095918215
2001	Ocak	0.132227639	0.01031	0.120673258
	Şubat	-0.17720707	0.355609	-0.39304541
	Mart	-0.08745621	0.108487	-0.17676658
	Nisan	0.541542021	0.114773	0.382830163
	Mayıs	-0.1202787	0.060169	-0.17020657
	Haziran	0.029817561	0.038657	-0.00851013
	Temmuz	-0.11510196	0.056144	-0.16214234
	Ağustos	-0.00360377	0.026546	-0.02937037
	Eylül	-0.2280633	0.11812	-0.30961193
	Ekim	0.291493298	0.045262	0.235568778
	Kasım	0.181258351	-0.07146	0.272167006
	Aralık	0.184703707	-0.02334	0.213015194
2002	Ocak	-0.03848576	-0.09324	0.060385919
	Şubat	-0.16575588	0.061832	-0.21433496
	Mart	0.056419918	-0.03482	0.094526986
	Nisan	-0.02037171	-0.00442	-0.01602469
	Mayıs	-0.08983088	0.079681	-0.15700147
	Haziran	-0.09927115	0.091191	-0.17454534
	Temmuz	0.091316344	0.07587	0.014357418
	Ağustos	-0.06732406	-0.0396	-0.0288706
	Eylül	-0.07384915	0.017954	-0.09018383
	Ekim	0.159425666	0.007304	0.151018968
	Kasım	0.297356983	-0.07649	0.404816988
	Aralık	-0.22033022	0.068002	-0.26997347

2003	Ocak	0.063849094	-0.00257	0.066590757
	Şubat	0.049166835	-0.02871	0.080175234
	Mart	-0.18137811	0.070185	-0.2350649
	Nisan	0.21475891	-0.07811	0.317684191
	Mayıs	-0.01116686	-0.09412	0.091576464
	Haziran	-0.04366678	-0.00853	-0.03543708
	Temmuz	-0.02870063	0.002962	-0.03156944
	Ağustos	0.098353771	-0.01348	0.113358709
	Eylül	0.124360997	-0.00604	0.131192945
	Ekim	0.206683568	0.068286	0.129551403
	Kasım	-0.07215853	-0.00606	-0.0665053
	Aralık	0.274156441	-0.05216	0.344277448
2004	Ocak	-0.07332985	-0.04039	-0.03432421
	Şubat	0.094439214	-0.01174	0.107439389
	Mart	0.068908689	-0.00839	0.077953538
	Nisan	-0.10738241	0.081727	-0.17482156
	Mayıs	-0.05224581	0.052719	-0.09970811
	Haziran	0.051900699	-0.00744	0.059789916
	Temmuz	0.078656025	-0.01233	0.092119761
	Ağustos	0.043213253	0.026984	0.015802575
	Eylül	0.085820469	-0.00318	0.089281914
	Ekim	0.043107893	-0.01816	0.062404116
	Kasım	-0.01806515	-0.03002	0.012329029
	Aralık	0.110533572	-0.05152	0.170854541

**İMKB-
100'deki
Ortalama
Artış**

0.051910628

**Dolardaki
Ortalama
Artış**

0.031331

**Dolar
Bazında
İMKB-
100'deki
Ortalama
Artış**

0.022933907

KAYNAKÇA

Kitaplar:

- Alexander, Gordon J. ve William F. Sharpe. **Fundamentals Of Investments**. London: Prentice-Hall, 1993.
- Alpan, Fulya, Gürman Tevfik ve Arman T. Tevfik. **Excel İle Finans**. İstanbul: Literatür Yayınları, 2001.
- Altay, Erdiñç. **Sermaye Piyasası'nda Varlık Fiyatlama Teorileri**. 1. Basım. İstanbul: Derin Yayınları, 2004.
- Armutlulu, İsmail Hakkı. **İşletme İstatistiğine Giriş**. 1.Basım. İstanbul: Alfa Yayıncılık, 1999.
- Berk, Niyazi. **Finansal Yönetim**. 6. Basım. İstanbul: Türkmen Kitabevi, 2002.
- Blake, David. **Financial Market Analysis**. 2. Basım. New York: John Wiley& Sons Ltd. , 2000.
- Bodie, Zvi ve Robert C. Merton. **Finance**. New Jersey: Prentice-Hall, Inc. , 2000.
- Bolgün, K. Evren ve Barış Akçay. **Risk Yönetimi**. İstanbul: Scala Yayıncılık, 2003.
- Brealey, Richard A. , Stewart C. Myers ve Alan J. Marcus. **İşletme Finansının Temelleri**. Ü. Bozkurt, T. Arıkan ve H. Doğukanlı (çev.) . İstanbul: Literatür Yayıncılık, 2001.
- Ceylan, Ali ve Turhan Korkmaz. **Sermaye Piyasası ve Menkul Değerler Analizi**. Bursa: Ekin Kitabevi, 2000.
- Elton, Edwin J. ve Martin J. Gruber. **Modern Portfolio Theory and Investment Analysis**. New York: John Wiley& Sons, Inc. ,1995.
- Fischer, Donald E. ve Ronald J. Jordan. **Security Analysis and Portfolio Management**. New Jersey: Prentice Hall, 1995.
- Francis, Jack Clark. **Management of Investments**. 3. Basım. New York: Mcgraw-Hill, 1993.
- Francis, Jack Clark. **Invstments Analysis and Management**. 5. Basım. New York: Mcgraw- Hill, Inc. , 1991.
- Freund, Rudolf J. ve William J. Wilson. **Regression Analysis: Statistical Modeling of a Response Variable**. United States of America: Academic Press, 1998.

- Güriş, Selahattin ve Ebru Çağlayan. **Ekonometri – Temel Kavramlar**. İstanbul: Der Yayınevi, 2000.
- Güriş, Selahattin ve Ebru Çağlayan. **Econometric Views Paket Programı**. İstanbul: Marmara Üniversitesi İstatistik ve Ekonometri Araştırma ve Uygulama Merkezi, 1998.
- Haugen, Robert A. . **Modern Investment Theory**. 2. Basım. New Jersey: Prentice Hall, 1989.
- İMKB. **Sermaye Piyasası ve Borsa Temel Bilgiler Kılavuzu**. Ağustos. İstanbul. 2003.
- Jones, Charles P. . **Investments Analysis and Management**. 4. Basım. New York: John Wiley& Sons, Inc. , 1994.
- Konuralp, Gürel. **Sermaye Piyasaları: Analizler, Kuramlar ve Portföy Yönetimi**. 1. Basım. İstanbul: Alfa Yayınları, 2001.
- Köksal, Bilge Aloba. **İstatistik Analiz Metodları**. 2. Basım. İstanbul: Çağlayan Kitabevi, 1980.
- Özçam, Mustafa. **Varlık Fiyatlama Modelleri Aracılığıyla Dinamik Portföy Yönetimi**. Ankara: Sermaye Piyasası Kurulu Yayınları, 1997.
- Sarıkamış, Cevat. **Sermaye Pazarları**. 4. Basım. İstanbul: Alfa Yayınları, 2000.
- Seyidoğlu, Halil. **Uluslararası Finans**. Geliştirilmiş 4. Basım. İstanbul: Güzem Can Yayınları, 2003.
- Sharpe, William F. ve Gordon J. Alexander. **Investments**. New Jersey: Prentice- Hall, 1990.
- Tekin, Mustafa ve Ebru Çağlayan. **Excel ile Temel Ekonometri**. İstanbul: Der Yayınevi, 2003.
- Turanlı, Münevver ve Selahattin Güriş. **Temel İstatistik**. İstanbul: Der Yayınevi, 2000.
- Ünvan, Hayal. **Finansal Varlıkları Fiyatlandırma Modeli ve Türkiye Üzerine Bir Deneme**. 1. Basım. Ankara: Sermaye Piyasası Kurulu Yayınları, 1989.
- Yörük, Nevin. **Finansal Varlıkları Fiyatlama Modelleri ve Arbitraj Fiyatlama Modeli'nin İMKB'de Test Edilmesi**. 1. Baskı. İstanbul: İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Yayınları, 2000.

Süreli Yayınlar:

- Evans, Paul ve Iftekhar Hasan. “The Consumption- Based Capital Asset Pricing Model: International Evidence”, **Journal of Multinational Financial Management**, Vol. 8, No. 1:4 : 1-21, 1998.
- Jagannathan, Rovi ve Ellen R. Mcgrattan. “ The CAPM Debate”, **Federal Reserve Bank of Minneapolis Quaterly Review**. Vol. 19, No. 4 : 2-17, Fall 1995.
- Lintner, John. “Security Prices, Risk, and Maximal Gains From Diversification”, **The Journal Of Finance**. Vol. 20, No. 4: 587-615, December 1965.
- 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**. Vol. 47, No.1: 13-37, February 1965.
- Markowitz, Harry. “Portfolio Selection”, **The Journal of Finance**. Vol. 7, Issue 1: 77-91, March 1952.
- Mossin, Jan. “Equilibrium in a Capital Asset Market”, **Econometrica**. Vol. 34, No. 4: 768-783, October 1966.
- Sharpe, William F. . “ Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk”, **The Journal of Finance**. Vol. 19, Issue 3: 425- 442, September 1964.
- Sharpe, William F. . “ Risk- Aversion in the Stock Market: Some Empirical Evidence”, **The Journal Of Finance**. Vol. 20, Issue 3: 416-422, September 1965.
- Tobin, James. “ Liquidity Preference as Behaviour Towards Risk”, **The Review of Economic Studies**. Vol. 25, Issue 2: 65-86, February 1958.
- Wagner, Wayne H..“ Ten Myths and Twenty Years Of Betas”, **The Journal of Portfolio Management**. Vol. 21, No : 1-4, 1994.

Diğer Yayınlar:

- Hazine. İstatistikler. 2005. [http:// www.hazine.gov.tr/stat/egosterge/VI-Kamu Maliyesi/VI-10-2.xls](http://www.hazine.gov.tr/stat/egosterge/VI-KamuMaliyesi/VI-10-2.xls) (4 Nisan 2005).
- İMKB. Aylık Bülten. 2004. [http://www.imkb.gov.tr/veri.htm# bultenler](http://www.imkb.gov.tr/veri.htm#bultenler) (20 Mayıs 2005).
- İMKB. Endeksler. 2005. <http://www.imkb.gov.tr/endeksler/hissest.htm> (23 Şubat 2005).
- İMKB. “Menkul Kıymetlere Yatırım”, *Sermaye Piyasası ve Borsa Temel Bilgiler Kılavuzu*. <http://www.imkb.gov.tr/yayinlar/spkilavuzu.htm>. (6 Mart 2005).
- İMKB. Şirketler. 2005. http://www.imkb.gov.tr/sirket/fiyat_getiri_aciklama.htm(21 Haziran 2005).
- TSPAKB. Sermaye Piyasası Faaliyetleri İleri Düzey Lisansı Eğitimi- Finansal Yönetim. Şubat 2003. <http://www.tspakb.org.tr/index-tur.htm> (2 Şubat 2004).