

**SERMAYE VARLIKLARI FİYATLAMA MODELİ VE ARBİTRAJ
FİYATLAMA MODELİ KARŞILAŞTIRMASI: TÜRKİYE ÖRNEĞİ**

**Pamukkale Üniversitesi
Sosyal Bilimler Enstitüsü
Yüksek Lisans Tezi
İktisat Anabilim Dalı
İktisat Programı**

Fatma Busem HATİPOĞLU

Danışman: Prof. Dr. Celal N. KÜÇÜKER

Temmuz 2013

DENİZLİ

YÜKSEK LİSANS TEZİ ONAY FORMU

İktisat Anabilim Dalı, İktisat Bilim Dalı öğrencisi Fatma Busem HATİPOĞLU tarafından Prof. Dr. Celal KÜÇÜKER yönetiminde hazırlanan “SERMAYE VARLIKLARINI FİYATLAMA MODELİ VE ARBİTRAJ FİYATLAMA MODELİ KARŞILAŞTIRMASI: TÜRKİYE ÖRNEĞİ” başlıklı tez aşağıdaki jüri üyeleri tarafından 15.07.2013 tarihinde yapılan tez savunma sınavında başarılı bulunmuş ve Yüksek Lisans Tezi olarak kabul edilmiştir.



PROF. DR. CELAL KÜÇÜKER

Jüri Başkanı

DOÇ. DR. MEHMET İVRENDİ

Jüri Üyesi

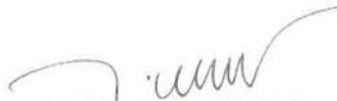


DOÇ. DR. ŞABAN NAZLIOĞLU

Jüri Üyesi



Pamukkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Yönetim Kurulu'nun 02.07.2013 tarih ve 13/22... sayılı kararıyla onaylanmıştır.



Prof. Dr. Turhan KAÇAR
Müdür

TEŐEKKÜR

Bu tezin hazırlanmasında deęerli grő ve yardımlarını esirgemeyen Danıőman Hocam Prof. Dr. Celal N. KÇKER'e ve bana bu alıőmam boyunca yardımlarını esirgemeyen, kaynaklara ulaőmamda bana yardımcı olan deęerli hocalarım Do. Dr. Mehmet İVRENDİ, Do. Dr. Őaban NAZLIOęLU ve Yr. Do. Dr. İlhan KÇKKAPLAN'a, ayrıca bilgisini ve yardımlarını benimle paylaőmaktan ekinmeyen araőtırma grevlisi arkadaşlarım Sinem Gler KANGALLI ve Umut UYAR'a, sevgili arkadaşlarıma ve son olarak hayatım boyunca desteklerini esirgemeyen aileme teőekkr bir bor bilirim.

Bu tezin tasarımı, hazırlanması, yürütülmesi, arařtırmalarının yapılması ve bulgularının analizlerinde bilimsel etięe ve akademik kurallara özenle riayet edildiđini; bu çalışmanın doğrudan birincil ürünü olmayan bulguların, verilerin ve materyallerin bilimsel etięe uygun olarak kaynak gösterildiđini ve alıntı yapılan çalışmalara atfedildiđini beyan ederim.

İmza

:

Öğrenci Adı Soyadı

: Fatma Busem HATIPOĞLU

ÖZET

SERMAYE VARLIKLARI FİYATLAMA MODELİ VE ARBİTRAJ FİYATLAMA MODELİ KARŞILAŞTIRMASI: TÜRKİYE ÖRNEĞİ

Hatipoğlu, Fatma Busem

Yüksek Lisans Tezi, İktisat ABD

Tez Yöneticisi: Prof. Dr. Celal N. KÜÇÜKER

Temmuz 2013, 78 Sayfa

Finans teorisinde, finansal varlıkların fiyatlanması ve buna bağlı olarak varlıklardan elde edilen getirileri hesaplamak oldukça önemlidir. Sermaye piyasasındaki varlıkların getirilerini açıklamak için iki yaklaşım bulunmaktadır. Bunlar Sermaye Varlık Fiyatlama Modeli (SVFM) ve Arbitraj Fiyatlama Modeli (AFM)'dir.

Çalışmada, Sermaye Varlıkları Fiyatlama Modeli ve Arbitraj Fiyatlama Modeli ile ilgili teorik bilgi verildikten sonra hisse senedi fiyatlarını etkileyebilecek on bir makroekonomik değişken ile İmalat Sanayi sektörü hisse senedi getirileri panel veri analizi yöntemi ile tahmin edilmiştir. Yapılan analiz sonucunda hisse senedi getirilerini etkileyen makroekonomik faktörler ile ilgili bulgular değerlendirilmiştir. Son olarak Arbitraj Fiyatlama Modeli ve Sermaye Varlıkları Fiyatlama Modeli açıklayıcılıkları bakımından karşılaştırılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Sermaye Varlıkları Fiyatlama Modeli, Arbitraj Fiyatlama Modeli, Panel Veri Analizi.

ABSTRACT**COMPARING CAPITAL ASSET PRICING MODEL AND ARBITRAGE PRICING MODEL: THE CASE OF TURKEY**

Hatipođlu, Fatma Busem

M. Sc. Thesis in Economics

Advisor of Thesis: Prof. Dr. Celal N. KÜÇÜKER

July 2013, 78 Pages

In financial theory, pricing assets and calculating returns, depending on these assets are significantly important. There are two approaches to explain the return on assets in the capital markets. These are Capital Asset Pricing Model (CAPM) and Arbitrage Pricing Model (APM).

In this study, the Capital Asset Pricing Model and the Arbitrage Pricing Model may affect stock prices, after consultation with the relevant theoretical macroeconomic variables on stock returns in the Manufacturing Industry sector has been estimated by the method of panel data analysis. As a result of the analysis, the findings were evaluated on macroeconomic factors that affect stock returns. Finally, in terms of Arbitrage Pricing Theory and the Capital Asset Pricing Model explanatory compared.

Keywords: Capital Asset Pricing Model, Arbitrage Pricing Model, Panel Data Analysis.

İÇİNDEKİLER

ÖZET.....	v
ABSTRACT.....	vi
İÇİNDEKİLER	vii
ŞEKİLLER DİZİNİ.....	ix
TABLOLAR DİZİNİ	x
SİMGE VE KISALTMALAR DİZİNİ	xi
GİRİŞ	1

BİRİNCİ BÖLÜM

PORTFÖY ANALİZİ

1.1.Portföy Kuramı	3
1.1.1. Portföy Getirisi	3
1.1.2. Portföy Riski.....	4
1.1.3. Markowitz Problemi	9
1.1.4. Etkin Sınır.....	9
1.1.5. Riskli Varlıklar ile Risksiz Varlıkların Optimal Portföyü.....	11

İKİNCİ BÖLÜM

PORTFÖY YATIRIM ANALİZİNDE ENDEKS MODELLERİ: SERMAYE VARLIKLARI FİYATLAMA MODELİ ve ARBİTRAJ FİYATLAMA MODELİ

2.1.Sermaye Varlıkları Fiyatlama Modeli.....	14
2.1.1.Sermaye Varlıkları Fiyatlama Modeli Tanımı ve Varsayımları.....	14
2.1.2.Sermaye Piyasası Doğrusu ve SVFM Formülü	15
2.1.3. Fiyatlar ve SVFM	18
2.1.4. Sermaye Varlıkları Fiyatlama Modelinin Değişik Formları	19
2.1.4.1.Sıfır Betalı SVFM.....	19
2.1.4.2.Tüketim Temelli SVFM (CCAPM).....	20
2.1.4.3.Çok Betalı Model (Multi-Beta CAPM).....	21
2.2. Arbitraj Fiyatlama Modeli.....	21
2.2.1. Arbitraj Prensibi	22
2.2.2.Arbitraj Fiyatlama Modeli ve Varsayımları	22
2.2.3. Tek Faktörlü ve İki Faktörlü Model	24

2.2.4. Çok Faktörlü Model	26
2.2.5. SVFM ve AFM'nin Karşılaştırması	27

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

AMPİRİK LİTERATÜR TARAMASI

3.1.Ampirik Literatür Taraması.	29
--------------------------------------	----

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

PANEL VERİ EKONOMETRİK YÖNTEMİYLE MODELİN TAHMİNİ

4.1. Panel Veri Özellikleri.....	42
4.2. Panel Veri Modelleri	45
4.2.1. Sabit Etkiler Modeli	46
4.3.Araştırmanın Konusu ve Kullanılan Veri Seti	49
4.4.Arbitraj Fiyatlama Modeli Analizi.....	54
4.4.1.Panel Veri Analizi Tahminci Seçimi	55
4.4.2.Sabit Etkiler Modelinde Değişen Varyans ve Otokorelasyon.....	56
4.4.3.Pesaran Yatay Kesit Bağımlılık Testi.....	57
4.4.4.Panel Birim Kök Testi	58
4.4.5.Robust Tahmini	60
4.5.Sermaye Varlıkları Fiyatlama Modelinin Analizi.....	61
4.6.Bulguların Yorumu	65
4.6.1.Arbitraj Fiyatlama Modeli	65
4.6.2.Sermaye Varlıkları Fiyatlama Modeli.....	66
4.7.Modellerin Karşılaştırılması.....	67
SONUÇ	68
KAYNAKLAR	71
ÖZGEÇMİŞ	78

ŞEKİLLER DİZİNİ

Sayfa

Şekil 1. Risk ve Çeşitlendirme.....	6
Şekil 2. Çeşitlendirme.....	8
Şekil 3. Ortalama Varyans Fırsat Kümesi	8
Şekil 4. Etkin Sınır.....	10
Şekil 5. Etkin Sınır.....	10
Şekil 6. Yatırım Fırsatları	11
Şekil 7. Etkin Portföyle Risksiz Varlığa Yapılan Yatırım.....	12
Şekil 8. Ortalama Varyans Yaklaşımı.....	13
Şekil 9. Piyasa Portföyü.....	16
Şekil 10. Menkul Kıymet Piyasa Doğrusu.....	17
Şekil 11. Sıfır Betalı SVFM.....	19

TABLOLAR DİZİNİ

	Sayfa
Tablo 1. Ampirik Literatür Tarama	35
Tablo 2. Makroekonomik Faktörler	53
Tablo 3. Sabit Etkiler Modeli İstatistik Sonuçları	55
Tablo 4. Değiştirilmiş Wald Testi Sonuçları	56
Tablo 5. Wooldridge Otokorelasyon Testi Sonuçları.....	57
Tablo 6. Pesaran Yatay Kesit Bağımlılık Testi Sonuçları.....	58
Tablo 7. Pesaran CADF Testi Sonuçları	59
Tablo 8. Pesaran CIPS Testi Sonuçları	60
Tablo 9. Robust Tahmini	61
Tablo 10. SVFM Sabit Etkiler Modeli İstatistik Sonuçları	62
Tablo 11. SVFM Yatay Kesit Bağımlılık, Değişen Varyans ve Otokorelasyon Testi Sonuçları	62
Tablo 12. SVFM Pesaran CADF Testi Sonuçları	63
Tablo 13. SVFM Pesaran CIPS Testi Sonuçları	64
Tablo 14. SVFM Robust Tahmini	64
Tablo 15. Akaike ve Bayesian Bilgi Kriteri, R^2	67

SİMGE VE KISALTMALAR DİZİNİ

SVFM	Sermaye Varlıkları Fiyatlama Modeli
BIST	Borsa İstanbul
TCMB	Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası
AFM	Arbitraj Fiyatlama Modeli
TÜFE	Tüketici Fiyat Endeksi
SPD	Sermaye Piyasa Doğrusu
NYSE	New York Menkul Kıymetler Borsası

GİRİŞ

Finans piyasalarında yatırım kararlarının temelini portföy yönetimi oluşturur. Finans literatüründe yatırımcıların birikimlerini en iyi şekilde değerlendirebilmeleri, diğer bir deyişle en iyi yatırım portföyüne sahip olabilmeleri için çeşitli modeller geliştirilmiştir. Yatırımcıların risklerini minimuma indirirken getirilerini maksimum seviyeye çıkartacak portföyler oluşturma amaçları risk ve getiri arasındaki ilişkilinin önem kazanmasını sağlamıştır. Bu açıdan modern portföy teorisiyle birlikte varlık fiyatlama teorisi finansal anlamda oldukça önemlidir.

Sermaye piyasasındaki varlıkların getirilerini açıklamak için iki yaklaşım bulunmaktadır. Bunlar Sermaye Varlıkları Fiyatlama Modeli (SVFM) ve Arbitraj Fiyatlama Modeli (AFM)'dir. Bu modeller portföy yönetiminde Markowitz tarafından oluşturulan Modern Portföy Kuramına dayandırılmaktadır.

Finansal Varlıkları Fiyatlama Modeli, William F. Sharpe (1964), Litner (1965) ve Mossin (1966) tarafından geliştirilmiş ve zaman içerisinde edinilen değişik formlarıyla birlikte günümüzde de finansal anlamda önemini korumaya devam etmiştir. Bu model, varlık getiri oranlarını açıklamada etkili risk ölçüsünün sistematik risk göstergesi olan beta katsayısı olduğunu savunur.

SVFM'yi eleştirenler 70'li yıllarda bu modele alternatif olarak Arbitraj Fiyatlama Modelini geliştirmişlerdir. Arbitraj Fiyatlama Modeli SVFM'ye bazı yönlerden benzemesine rağmen AFM'nin özellikle hisse senedi getirilerini etkileyen birden çok faktörün olması; SVFM'nin ise hisse senedi getirilerini etkileyen tek bir faktörün olması noktasında birbirlerinden ayrılır.

Bu çalışmada Sermaye Varlıkları Fiyatlama Modeli ve Arbitraj Fiyatlama Modeli Borsa İstanbul'da (BIST) işlem gören hisse senetleri getirileri ile oluşturulan modellerle birlikte açıklayıcılık özellikleri bakımından karşılaştırılmıştır.

Çalışmanın ilk bölümünde portföy yönetimi ile ilgili temel kavramlardan olan risk ve beklenen getiri üzerinde durulmuştur. İkinci bölümde Sermaye Varlıkları Fiyatlama Modeli varsayımları ile birlikte Sermaye Piyasa Doğrusu (SPD) ve Menkul Kıymet Piyasa Doğrusu ele alınmıştır. Ayrıca bu bölümde Arbitraj Fiyatlama Modeli varsayımları ile birlikte tek faktörlü, iki faktörlü ve çok faktörlü modeller üzerinde

durulmuştur. Üçüncü bölümde Sermaye Varlıkları Fiyatlama Modeli ve Arbitraj Fiyatlama Modeli ile ilgili ampirik literatür taraması yapılmıştır. Son bölümde SVFM ve AFM karşılaştırması için kullanılacak olan panel veri analizi yöntemi ilgili bilgiler verilmiştir. Sermaye Varlıkları Fiyatlama Modeli ve Arbitraj Fiyatlama Modeli panel veri analizi yöntemi ile tahmin edilmiş, elde edilen bulgular yorumlandıktan sonra SVFM ve AFM çeşitli kriterlerle açıklayıcılıkları bakımından karşılaştırılmıştır.

BİRİNCİ BÖLÜM

PORTFÖY ANALİZİ

1950’li yıllara kadar yatırımcılar, portföyde yer alan menkul kıymetlerin getirileri arasındaki ilişkileri göz önünde bulundurmadan sadece portföydeki menkul kıymetlerin sayılarını artırarak risk faktörünün azaltılabileceğini öngörmektedir. Bu yaklaşım, modern portföy yönteminin kurucusu olan Markowitz tarafından geliştirilen teoriyle birlikte geçerliliğini yitirmiştir (Demirtaş ve Güngör, 2004: 104). Modern portföy yaklaşımına göre, sadece çeşitlendirme ile riskin azaltılamayacağı, menkul kıymetlerin aynı ya da ters yönlü ilişkilerinin de önemli bir etken olduğu savunulmaktadır (Karabıyık ve Anbar, 2010: 290). 1952 yılında yayınladığı “Portföy Seçimi” isimli makalesinde Markowitz, portföydeki menkul kıymetlerin, belirli bir risk seviyesinde maksimum getiri oranının nasıl elde edileceğini araştırmıştır. Portföy oluşturmanın temel amacı riski minimize ederek maksimum getiriyi sağlamaktır. Bu bölümde öncelikle finansal varlıklarda getiri ve risk kavramı üzerinde durulacaktır.

1.1. Portföy Kuramı

Bir yatırımcı için önemli olan, en iyi getiri ve risk düzeyini sağlayacak optimal portföyü oluşturabilmektir. Bu yüzden, getiri ve risk kavramlarının anlamı ile varlıkların taşıdığı risk unsurlarının belirlenmesi yatırımcılar açısından oldukça önemlidir. Bunun için portföyün risk ve getirisine bakmak gerekmektedir.

1.1.1. Portföy Getirisi

Bir portföyün beklenen getirisi, portföyde yer alan menkul kıymetlerin beklenen getirisine ve portföyde yer alan menkul kıymetlerin getirilerinin ağırlıklı ortalamasına bağlıdır (Sharpe vd., 1995: 177). R_p portföyün getirisini ve X_i , i varlığının yatırımdaki oranını ifade ederken N tane varlıktan oluşan portföyün beklenen getirisi:

$$\bar{R}_p = \sum_{i=1}^N X_i \bar{R}_i \quad (1.1)$$

$$= X_1\bar{R}_1 + X_2\bar{R}_2 + \dots + X_N\bar{R}_N. \quad (1.2)$$

1.1.2. Portföy Riski

N tane varlıktan oluşan portföyün varyansı σ_p^2 ve σ_{ij} , i ve j varlıkları arasındaki kovaryansı ifade etmektedir.

$$\sigma_p^2 = E[(R - \bar{R})^2] \quad (1.3)$$

$$= E[(\sum_{i=1}^N X_i R_i - \sum_{i=1}^N X_i \bar{R}_i)^2] \quad (1.4)$$

$$= E[(\sum_{i=1}^N X_i (R_i - \bar{R}_i)) (\sum_{j=1}^N X_j (R_j - \bar{R}_j))] \quad (1.5)$$

$$= E[\sum_{i,j=1}^N X_i X_j (R_i - \bar{R}_i)(R_j - \bar{R}_j)]. \quad (1.6)$$

Bu durumda portföyün toplam riski

$$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N X_i X_j \sigma_{ij}. \quad (1.7)$$

Kovaryans iki değişkenin birbirleri ile olan ilişkisini gösterir. Bu ilişkinin gücünü hesaplayabilmemiz için korelasyon katsayısı bulunmalıdır.

$$\sigma_{ij} = \rho_{ij} \sigma_i \sigma_j \quad (1.8)$$

(1.8) eşitliğinde ρ_{ij} , i ve j menkul kıymetleri arasındaki korelasyon katsayısını gösterir. Korelasyon katsayısı, menkul kıymetler arası kovaryansın menkul kıymetlerin standart sapmalarının çarpımına bölünmesiyle elde edilir. Korelasyon katsayısı -1 ile $+1$ arasında değer almaktadır. Eğer iki menkul kıymet arasında ters yönlü ve mükemmel bir ilişki varsa $\rho_{ij} = -1$, aynı yönlü ve mükemmel bir ilişki varsa $\rho_{ij} = +1$ olacaktır. Eğer $\rho_{ij} = 0$ ise menkul kıymetler arasında ilişki yoktur.

Genellikle varlıklar arasındaki korelasyon katsayısı ve kovaryans pozitif çıkar. Bu durumda riski sıfırlamak mümkün olmaz. Fakat çeşitlendirme yapılarak yani varlık

sayısı artırılarak portföyde yer alan her bir varlığın bireysel varyansından daha küçük bir varyans elde edilebilir. Buna göre çeşitlendirme yapılarak risk azaltılabilmektedir (Elton ve Gruber, 1995: 60). Toplam risk; sistematik ve sistematik olmayan risk olmak üzere iki unsurdan oluşmaktadır.

Sistemik risk, portföyde çeşitlendirme yapılamayan risk olarak bilinir. Portföye eklenen ekstra bir varlığın portföyün sistematik riskini azaltmada bir etkisi yoktur (Cuthbertson, 1996: 41-42).

Sistemik olmayan risk firmanın kendisinden kaynaklanan ve çeşitlendirme yapılarak azaltılabilen risklerdir (Shahid, 2007: 11).

Sistemik risk ve sistematik olmayan riskin matematiksel olarak ayrıştırılması konusunda sistematik olmayan riskin portföydeki menkul kıymet sayısı arttığında azaldığı; sistematik riskin ise portföydeki menkul kıymet sayısı arttığında neden azaltılmadığının matematiksel kanıtı şu şekildedir:

Portföyün toplam riski denklem (1.7) için

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

$i \neq j$ ise,

$$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^N X_i^2 \sigma_i^2 + \sum_i \sum_j X_i X_j \sigma_{ij} . \quad (1.9)$$

(1.9) numaralı denklemde n tane varyans ve $n(n-1)/2$ tane kovaryans bulunmaktadır. Her bir varlığın portföyde eşit oranda ($w_i = 1/n$) olduğu varsayımı altında ve tüm varyans ve kovaryanslar da sabit olduğunda ($\sigma_i^2 = var$ ve $\sigma_{ij} = cov$), eşitlik

$$\sigma_p^2 = n \left[\frac{1}{n^2} var \right] + n(n-1) \left[\frac{1}{n^2} cov \right] = \frac{1}{n} var + \left[1 - \frac{1}{n} \right] cov. \quad (1.10)$$

$n \rightarrow \infty$, varyans terimi 0'a yaklaşır ve portföyün varyansı sabit terim olan kovaryansa (cov) eşit olur. Sonuç olarak bu ifade, menkul kıymetlerin varyansının portföy varyansına olan etkisinin menkul kıymet sayısı (n) arttıkça azaldığını gösterir.

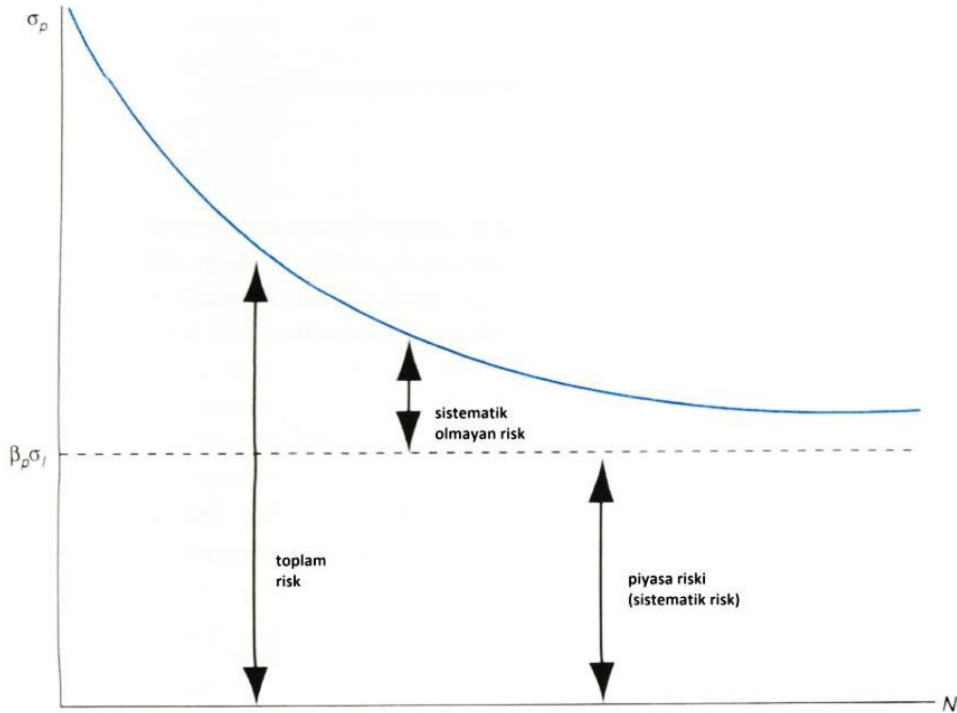
Bireysel hisse senetlerinin risklerinin çeşitlendirme yolu ile azalabileceğini; fakat hisse senetlerinin kovaryansından kaynaklanan riski çeşitleme yaparak azaltmanın mümkün olmayacağı sonucunu verir. Kovaryans beta katsayısı olarak ifade edilir (Cuthbertson, 1996: 42).

Portföy varyansının tanımı şu şekilde de gösterebilir (varyans-kovaryans matrisi):

$$\begin{aligned} \sigma_m^2 = & x_1(x_1\sigma_{11} + x_2\sigma_{12} + x_3\sigma_{13} + \dots + x_n\sigma_{1n}) \\ & + x_2(x_1\sigma_{21} + x_2\sigma_{22} + x_3\sigma_{23} + \dots + x_n\sigma_{2n}) \\ & + x_3(x_1\sigma_{31} + x_3\sigma_{32} + x_3\sigma_{33} + \dots + x_n\sigma_{3n}) \\ & + x_n(x_1\sigma_{n1} + x_n\sigma_{n2} + \dots + x_n\sigma_{nn}). \end{aligned} \quad (1.11)$$

(1.11) numaralı denklemde σ_i^2 , σ_{ii} olarak ifade edilebilir. Eğer x_i 'ler piyasa portföyünde yer alıyorsa bu durumda varyansı dengede σ_m^2 olarak ifade edilir.

Şekil 1. Risk ve Çeşitlendirme



Kaynak: Sharpe vd., Investments, (1995), 125.

Ortalama – varyans modelinde çeşitlendirmenin bu model üzerine olan etkisi matematiksel olarak şu şekilde incelenir:

k ve j varlıklarından oluşan portföyde k varlığının portföydeki oranı λ iken portföyün beklenen getirisi $\mu_\lambda = \lambda \mu_k + (1 - \lambda)\mu_j$ ve k ve j varlıkları arasındaki kovaryans $cov_{k,j}$ 'dir. Bu durumda portföyün varyansı,

$$\sigma_\lambda = \lambda^2 \sigma_k^2 + (1 - \lambda)^2 \sigma_j^2 + 2\lambda(1 - \lambda)cov_{k,j}. \quad (1.12)$$

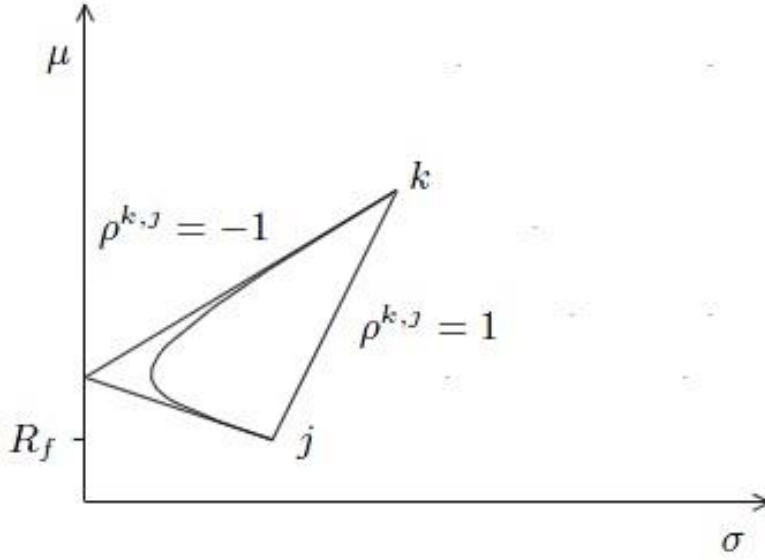
Daha küçük bir $cov_{k,j}$ 'a sahip ve çeşitlendirme potansiyeli büyük olan varlık kombinasyonundan oluşan portföyün riski daha azdır. Fakat çeşitlendirilme potansiyeli olmayan varlık kombinasyonundan oluşan portföyün kovaryansı sıfırdır ve bu tür varlıklar risksiz varlıklardır.

Varlıklar arası kovaryansın, varlıkların standart sapmalarının çarpımına bölünmesi sonucu elde edilen korelasyon katsayısı $corr_{k,j}$ kovaryansın standartlaştırılmış halidir. $corr_{k,j}$ farklı değerleri için portföyün riskinin nasıl değişeceğini görülebilir. Korelasyon katsayısı ($corr$), $corr_{k,j} = cov_{k,j}/(\sigma_k \sigma_j)$ ve $+1$ ve -1 arasında değer alır.

- Eğer $corr_{k,j} = +1$ ise $\sigma_\lambda = \lambda^2 \sigma_k^2 + (1 - \lambda)^2 \sigma_j^2 + 2\lambda(1 - \lambda)\sigma_k \sigma_j$ ise $\sigma_\lambda = \lambda \sigma_k + (1 - \lambda)\sigma_j$.
- Eğer $corr_{k,j} = -1$ ise $\sigma_\lambda = \lambda^2 \sigma_k^2 + (1 - \lambda)^2 \sigma_j^2 - 2\lambda(1 - \lambda)\sigma_k \sigma_j$ ise $\sigma_\lambda = \lambda \sigma_k - (1 - \lambda)\sigma_j$.

Görüldüğü gibi varlıklar arasında tam negatif korelasyon olduğunda, yani $corr_{k,j} = -1$ olduğu durumda, portföyün varyansı minimuma ulaşır. Bu durumda portföyde ek bir risk düzeyine ihtiyaç olmadan risksiz varlığın getirisinden daha yüksek bir getiri düzeyine ulaşılabilir. Riskli varlıklardan oluşan portföyler risk içermezler. Çünkü k varlığının getirisi arttığında, j varlığının getirisi azalır. Bu yüzden her iki varlığa eşit miktarda yatırım yapılırsa, portföyün getirisinin geçerliliği sıfıra iner (Hens ve Rieger, 2010: 97).

Şekil 2. Çeşitlendirme

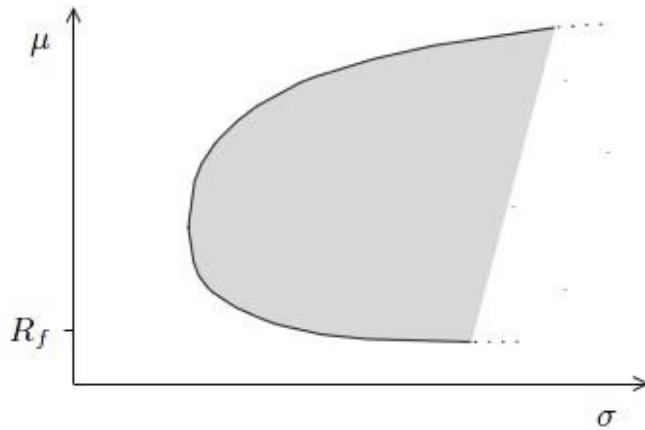


Kaynak: Hens ve Rieger, Financial Economics, (2010), 98.

Şekil 2’de görüldüğü gibi k ve j portföylerinin risk ve getirileri bellidir. Çünkü yatırımcı parasının tamamını tek bir varlığa yatırmaktadır. Diğer portföylerin riski ise iki varlığın korelasyon katsayısına bağlıdır. Varlıklar arasındaki korelasyon $+1$ altına düşükçe portföyler daha solda yer alır, çizgi sola doğru daha da kavislenir ve risk azalır. Sonuç olarak etkin küme konkavdır (Sharpe vd., 1995: 204).

$\mu - \sigma$ uzayında tüm riskli varlık kombinasyonlarının oluşturacağı kümeye *minimum-varyans fırsat kümesi (feasible set)* adı verilir (Hens ve Rieger, 2010: 97).

Şekil 3. Ortalama-varyans fırsat kümesi



Kaynak: Hens ve Rieger, Financial Economics, (2010), 98.

1.1.3. Markowitz Problemi

Yatırımcı optimal portföyü

1. Kendisine değişik risk düzeylerinde maksimum beklenen getiriyi sağlayan ve
2. Kendisine değişik beklenen getiri düzeylerinde, minimum risk sunan portföy kümeleri

arasından seçer (Sharpe vd., 1995: 194).

Optimal portföy seçimi bir çeşit optimizasyon problemidir:

$$\min \sum_{i=1}^N \lambda_i^2 \sigma_i^2 + \sum_i \sum_j \lambda_i \lambda_j \sigma_{ij} \quad (1.13)$$

$$\text{kısıt} \quad \sum_{i=1}^N \lambda_i = 1$$

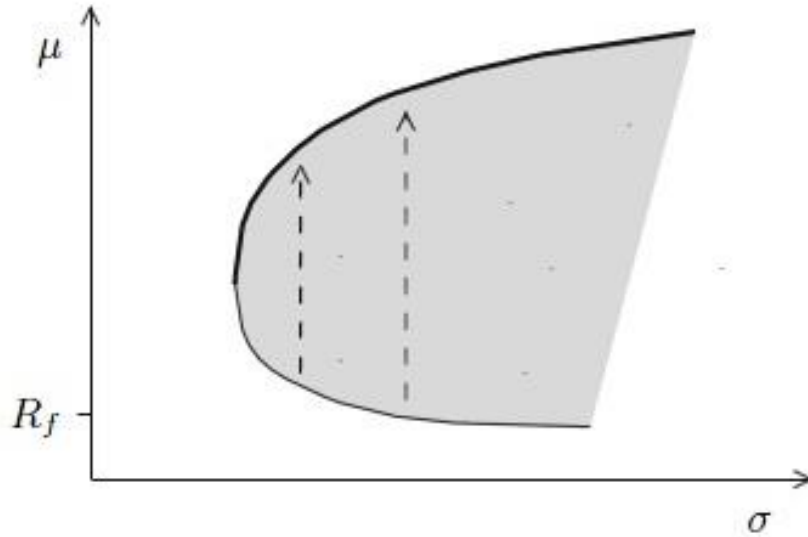
(1.13) numaralı denklemde λ_k , $k (= 1, \dots, N)$ portföyünün portföydeki oranıdır. Burada μ portföyün beklenen getirisi ve bunun $(\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_N)$ 'e göre çözümü amaç fonksiyonunu (varyans) minimize eder. Bu kuadratik amaç fonksiyonu ve lineer kısıtları olan ve *quadratic programming* olarak adlandırılan bir optimizasyon problemidir (Sigman, 2005: 6).

1.1.4. Etkin Sınır

(1.13)'ün sonucu ortalama-varyans fırsat kümesini ya da portföy sınırını vermektedir. Bu kümede *etkin portföyleri* tanımlamak için ortalama-varyans etkin kümesinin daha düşük risk ve daha yüksek getiri ile bastırılmayan bölümüne odaklanmak gerekir. Bu da portföyün üst sınırıdır çünkü üst sınırdaki bulunan her portföy Şekil 4'te görüldüğü gibi kendilerinden daha altta bulunan portföylere göre aynı risk düzeyinde daha yüksek getiri sağlamaktadır. Bu yüzden, etkin sınır üzerinde bulunan bütün portföyler veri risk düzeyinde ulaşılabilir en yüksek getiriyi sağlar (Hens ve Rieger, 2010: 99).

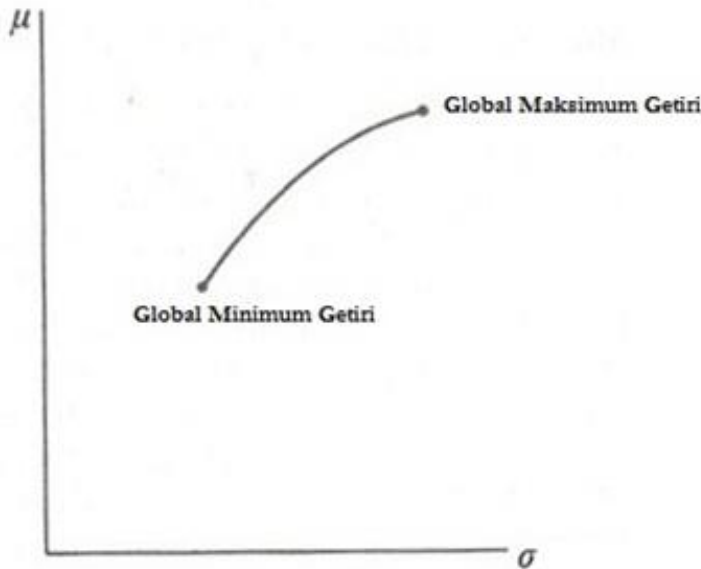
Yardımcı Önerme 1.1. Eğer sonsuz sayıda varlık varsa, etkin sınır, $0 \leq a \leq b < \infty$ iken, $f : [a,b]$ fonksiyonunun grafiği olarak tanımlanabilir. Buna ek olarak $c \in [a,b]$ noktası vardır öyle ki f , $[a,c]$ aralığında artan ve $[c,b]$ azalan konkav bir fonksiyondur (Hens ve Rieger, 2010: 102).

Şekil 4. Etkin Sınır



Kaynak: Hens ve Rieger, Financial Economics, (2010), 99.

Şekil 5. Etkin Sınır

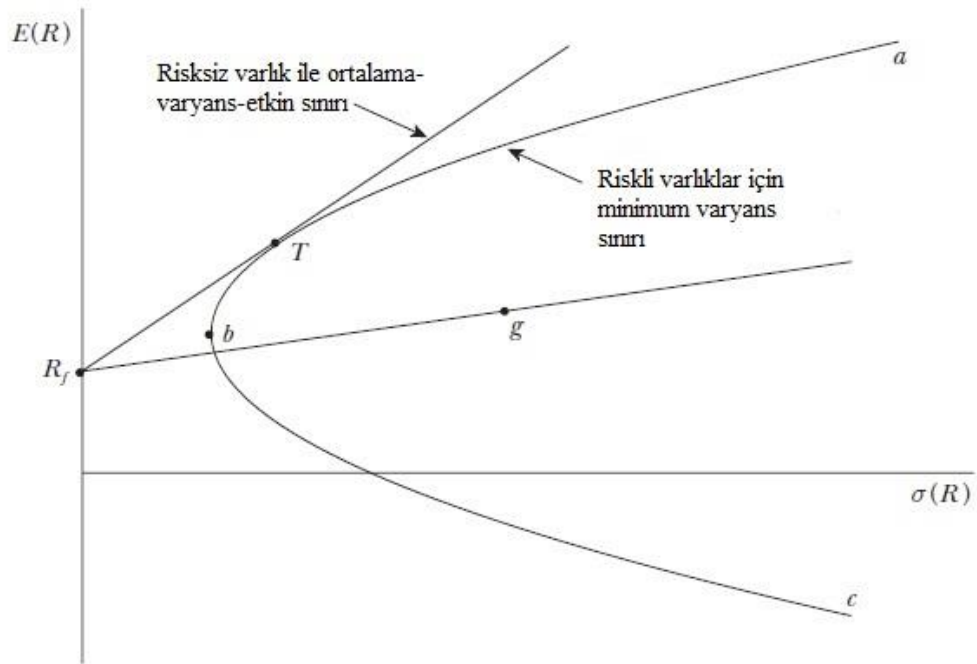


Kaynak: Elton ve Gruber, Modern Portfolio Theory and Investment Analysis, (1995), 83.

1.1.5. Riskli Varlıklar ile Risksiz Varlığın Optimal Portföyü

Yatırımcıların risksiz faiz oranından sınırsız borç alıp verebileceği varsayımı altında Şekil 6 incelenecek olursa, yatay eksen, portföy getirisi standart sapmasıyla ölçülen portföy riskini gösterirken; dikey eksen, beklenen getiriyi göstermektedir. Minimum varyans sınırı olarak adlandırılan abc eğrisi farklı beklenen getiri düzeylerinde varyansı minimize eden riskli varlıkların portföyleri için risk ve beklenen getiri kombinasyonlarını verir (Bu portföyler risksiz borçlanma ve borç vermeyi içermez). Minimum varyans portföyleri için risk ve beklenen getiri arasındaki tercih (takas) açıkça görülebilir. Yani yüksek beklenen getiri isteyen yatırımcı, örneğin a noktasındaysa, yüksek volatilitiyi de kabul etmek zorundadır. T noktasında ise yatırımcı daha düşük bir volatilitiyi ile ortalama düzeyde beklenen getiri elde etmiş olur.

Şekil 6. Yatırım Fırsatları



Kaynak: Fama ve French, The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence, (2004), 27.

Eğer burada risksiz borç alma ve verme yoksa sadece b ' nin üzerindeki abc boyunca yer alan portföyler ortalama-varyans-etkin portföylerdir ve veri varyans düzeyinde beklenen getirinin maksimum olduğu portföyleri göstermektedir.

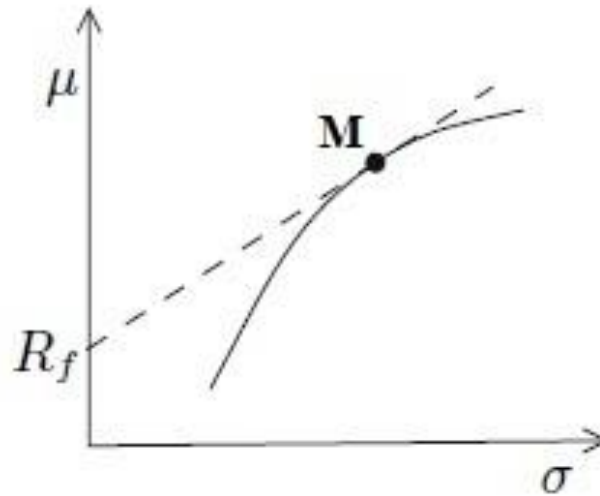
Risksiz varlıkları portföye eklediğimizi düşünürsek bu durumda etkin portföy doğru şeklini alır. Eğer g portföyüyle risksiz varlık kombinasyonu yapılacak olursa, g

portföyünün ağırlığı x iken, risksiz varlığın oranı da $1 - x$ 'tir. Tüm yatırım risksiz varlığa yapılırsa, varyans sıfır olur ve beklenen getiri düzeyi de R_f olur. Risksiz varlık ve g kombinasyonu R_f ve g arasında çizilen doğru ile gösterilir.

Risksiz borç alma ve verme ile ortalama-varyans-etkin portföylerini elde etmek için R_f 'den olabildiğince yukarı ve sola uzanan T portföyüne teğet bir doğru çizmek gerekir (Fama ve French, 2004). Çünkü bu nokta etkin sınır üzerinde yer alan ve R_f noktasından etkin sınıra çizilebilen tek noktadır (Elton ve Gruber, 1995: 90).

En iyi portföy kombinasyonu, bu doğru en yüksek eğime ulaştığı zaman elde edilir. Bu doğruya Sermaye Piyasası Doğrusu (Capital Market Line) adı verilir. Sermaye Piyasası Doğrusu'nun eğimi, $(\mu_M - R_f / \sigma_M)$, *Sharpe oranı*, *riskin pazar fiyatı* veya *risk primi* olarak adlandırılır. Sermaye Piyasası Doğrusu'nun etkin sınıra teğet olduğu nokta (M) riskli varlıkların en iyi portföyünü vermektedir (Hens ve Rieger, 2010: 99).

Şekil 7. Etkin Portföyle Risksiz Varlığa Yapılan Yatırım



Kaynak: Hens ve Rieger, Financial Economics, (2010), 100.

Şekil 7'deki M noktası, piyasada bulunan tüm varlıkların piyasa değerleri ve göreceli ağırlıkları ile meydana gelmiş olan riskli varlıkların en uygun bileşimidir. Sermaye Piyasa Doğrusu üzerinde sadece etkin portföyler bulunacağından Sermaye Piyasa Doğrusunda yalnızca pazar portföyü (M) etkindir (Konuralp, 2001: 210). μ ve σ

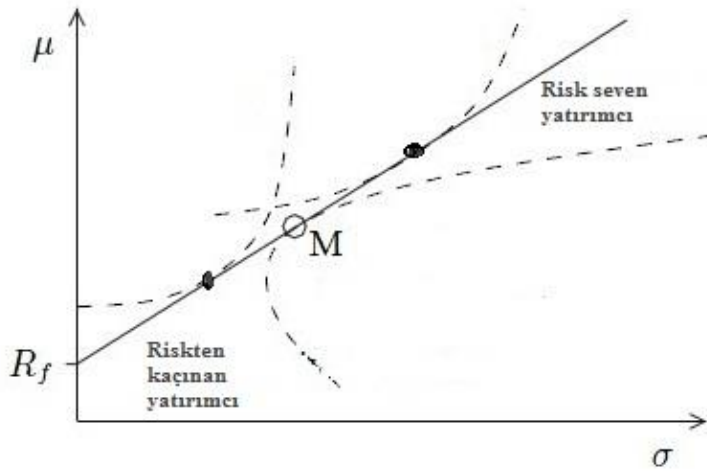
portföyün getiri ve riskini gösterirken sermaye piyasası doğrusu matematiksel olarak şu şekilde ifade edilir:

$$\mu = R_f + \left[\frac{\mu_M - R_f}{\sigma_M} \right] \sigma \quad (1.14)$$

Denklem (1.14)'te $[(\mu_M - R_f)/\sigma_M]$ terimi tüm etkin portföyler için riskin pazar fiyatıdır. Riskin pazar fiyatı etkin portföyde bir birim risk artışının sağlayacağı ekstra getiriyi ifade eder. İkinci terim, riskin pazar fiyatı ile risk miktarının çarpımıdır ve risk ile elde edilmesi gereken getiriyi gösterir (Elton ve Gruber, 1995: 298).

Tanjant portföyü tüm optimal riskli varlıklar ve risksiz varlıkların kombinasyonunu verdiği için bu durum her yatırımcının yatırım kararını Sermaye Piyasası Doğrusu üzerinde almakta olduğunu gösterir (Hens ve Rieger, 2010: 105). Eğer yatırımcı riskten kaçınan bir yatırımcı ise, M noktasının altında $R_f - M$ arasında bir yeri seçecektir. Borçlanma ise yatırımcının önemli derecede risk istemesi durumunda olacaktır (Sharpe, 1964: 443).

Şekil 8. Ortalama - Varyans Yaklaşımı



Kaynak: Hens ve Rieger, Financial Economics, (2010), 106.

İKİNCİ BÖLÜM

PORTFÖY YATIRIM ANALİZİNDE ENDEKS MODELLERİ: SERMAYE VARLIKLARI FİYATLAMA MODELİ ve ARBİTRAJ FİYATLAMA MODELİ

Yatırımcılar portföylerini oluştururken, kaybetme riskini en aza indirmeyi ve en yüksek getiri düzeyini elde etmeyi amaçlarlar. Hisse senedine yatırım yapıldığı durumda yüksek kazanç yanında yüksek kayıp riski de kabul edilmiş olur. Ekonometrik tekniklerle yatırımcılar portföylerinde çeşitlendirme yaparak kayıp riskini en aza indirmeye çalışırlar. Bu bölümde bu çalışmalarla ilgili olarak kullanımı en yaygın olan Sermaye Varlıkları Fiyatlama Modeli ve Arbitraj Fiyatlama Modeli incelenecektir.

2.1.Sermaye Varlıkları Fiyatlama Modeli

1960'lı yıllarda portföy ve sermaye piyasası teorilerinin ürünü olarak ortaya çıkan Finansal Varlık Fiyatlama Modeli (FVFM), optimal portföy oluşturmak için bazı varsayımlar altında kurulmuştur. Modelin temel bulgusu, bir varlığın beklenen getirisinin risk ölçüsü olan beta ile ilgili olduğudur. Yani, varlık fiyatlama modeli, beklenen getiri ile beta arasında bir ilişki kurar ve uygulamada kullanılan modellerin temelini oluşturur (Korkmaz ve Özdemir, 2004).

2.1.1. Sermaye Varlıkları Fiyatlama Modeli Tanımı ve Varsayımları

Finansal Varlıkları Fiyatlama Modeli (FVFM), 1960'larda Markowitz'in ortaya koyduğu portföy teorisinin Sharpe (1964), Lintner (1965), Mossin (1966) tarafından geliştirilmesiyle ortaya çıkan, risk ve beklenen getiri arasındaki ilişkiyi inceleyen denge modelidir (Levy, 1997: 119).

SVFM yatırımcının yatırım yapacağı varlığın sahip olduğu riske uygun ne kadar getiri sağlayacağını gösterir. Bu yaklaşımda ilişkileri basite indirgeyerek önemli noktalara varsayımlar ile ulaşılabilmektedir (Karan, 2011: 205).

SVFM varsayımları şunlardır:

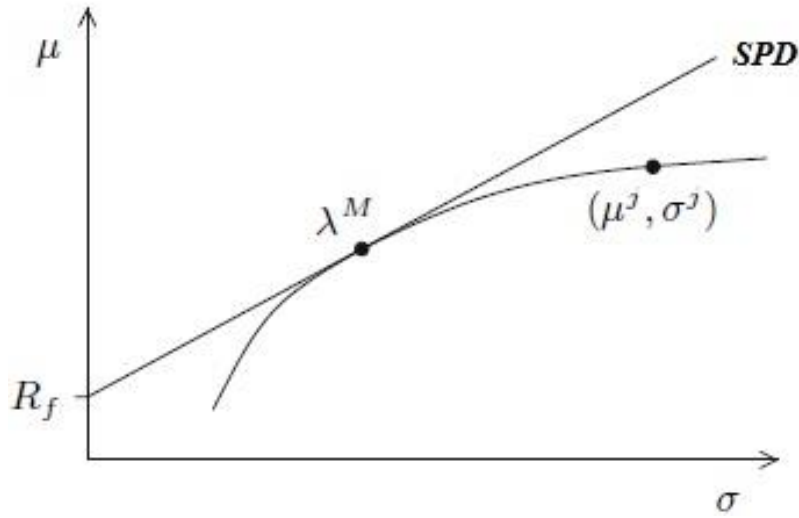
1. Yatırımcılar yatırımlarını bir dönemlik beklenen getiri ve standart sapmaya bakarak değerlendirir (Sharpe vd., 1995: 262).
2. Yatırımcılar iki portföyden yüksek getirili olanı tercih ederler (Sharpe vd., 1995: 262).
3. Yatırımcılar riskten kaçarlar. Getirisi aynı olan portföylerden düşük standart sapmalı olanı tercih ederler (Sharpe vd., 1995: 262).
4. Bireysel varlıklar sonsuz bölünebilir. Buna göre bütün yatırımcılar, servetlerinin büyüklüğü ne kadar olursa olsun, finansal bir varlığa istediği kadar yatırım yapip pozisyon alabilir (Elton ve Gruber, 1995: 295).
5. Yatırımcıların hem ödünç alabileceği, yani yatırım yapabileceği, hem de borç verebileceği risksiz oran vardır (Sharpe vd., 1995: 262).
6. Yatırımcıların vergi ödemediği ve işlem maliyetlerinin olmadığı varsayılmıştır (Sharpe vd., 1995: 262).
7. Risksiz oran tüm yatırımcılar için aynıdır ve borç alıp vereceği miktara bağlı değildir (Fama ve French, 2004: 26).
8. Bilgi tüm yatırımcılar için anında ulaşılabilir (Sharpe vd., 1995: 262).
9. Bütün yatırımcılar homojen beklentilere sahiptir. Yatırımcılar beklenen getiri, standart sapma, bütün varlıkların kovaryans matrisleri ve varlıkların bileşimlerinin korelasyon matrisleri hakkında bilgi sahibidir ve her biri herkes için aynı anlama gelmektedir (Elton ve Gruber, 1995: 295).

2.1.2. Sermaye Piyasası Doğrusu ve SVFM Formülü

SVFM'nin varsayımlarına göre tüm yatırımcılar aynı riskli portföyü tutmak isteyeceklerdir. Piyasa portföyü herkesin yatırım yapabileceği bir portföy olacaktır. Riskli portföyleri içeren bu portföy piyasa portföyü (market portfolio) olarak adlandırılır (Reilly, 1985: 137).

Bireysel optimizasyon davranışı ve piyasa arasındaki bağlantıyı anlamak için Sermaye Piyasası Doğrusu eğimi ile herhangi j varlığı portföyü ve piyasa portföyünün oluşturduğu j eğrisi eğimini karşılaştırmak gerekir. λ^M eğimi ile j eğimi birbirine eşit olmalıdır.

Şekil 9. Piyasa Portföyü



Kaynak: Hens ve Rieger, Financial Economics, (2010), 108.

Sermaye Piyasası Doğrusu (SPD) eğimi aşağıda verildiği gibi hesaplanır:

$$\frac{\frac{d}{d\lambda}\mu(\lambda R_f + (1 - \lambda)R^M)|_{\lambda=0}}{\frac{d}{d\lambda}\sigma(\lambda R_f + (1 - \lambda)R^M)|_{\lambda=0}} = \frac{R_f - \mu^M}{-\sigma_M}. \quad (2.1)$$

j - eğrisi eğimi

$$\frac{\frac{d}{d\lambda}\mu(\lambda R_f + (1 - \lambda)R^M)|_{\lambda=0}}{\frac{d}{d\lambda}\sigma(\lambda R_f + (1 - \lambda)R^M)|_{\lambda=0}} = \frac{\mu_j - \mu^M}{(\text{cov}(R_j, R^M) - \sigma_M^2)/\sigma_M}. \quad (2.2)$$

λ^M eğimine eşitlenirse:

$$\frac{(\mu_j - \mu^M)\sigma_M}{\text{cov}(R_j, R^M) - \sigma_M^2} = \frac{\mu^M - R_f}{\sigma_M}. \quad (2.3)$$

SVFM denklemi:

$$\mu_j - R_f = \beta_{j,M}(\mu^M - R_f). \quad (2.4)$$

(2.4) numaralı denklemde, finansal varlığın beklenen getirisi (μ_j); portföydeki risksiz varlığın getirisi (R_f), piyasanın beklenen getirisinden risksiz varlığın getirisinin

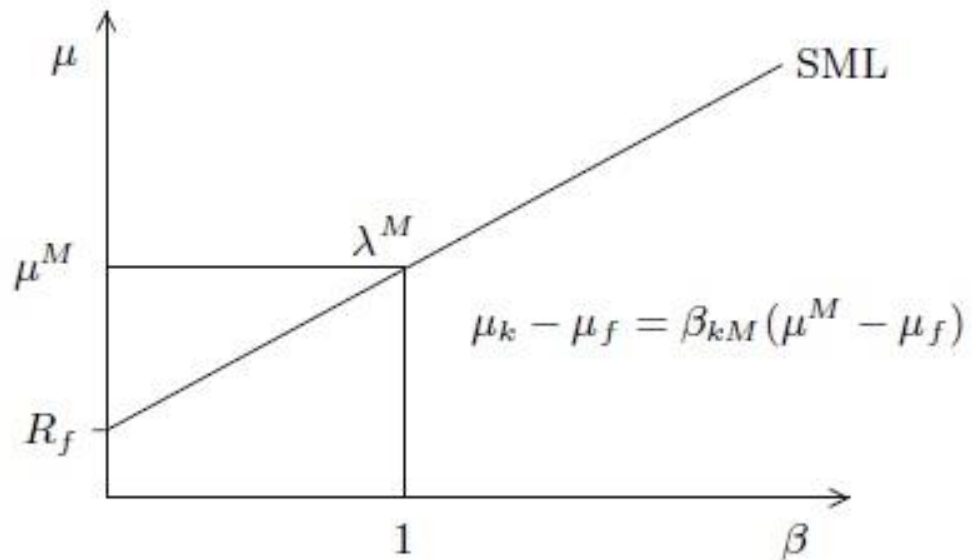
çıkarılmasıyla bulunan risk primi $(\mu^M - R_f)$ ve finansal varlık ve piyasa getirilerinin kovaryanslarının piyasa varyansına bölünmesi ile bulunan duyarlılık (beta) katsayısına bağlı olarak açıklanmıştır. Buna göre beta katsayısı:

$$\beta_{j,M} = \frac{\text{cov}(R_j, R^M)}{\sigma_M^2} . \quad (2.5)$$

(2.5) numaralı denklem Menkul Kıymet Piyasa Doğrusunu vermektedir. Ortalama-varyans analizi ile olan farkı risk ölçüsüdür. SVFM’de varlıkların riski varlıkların getirisinin standart sapması yerine β ile ifade edilir. β katsayısı bir menkul kıymetin getirisinin pazar portföyüne olan duyarlılığını gösterir. Buna “sistemik risk” adı verilir (Hens ve Rieger, 2010: 108).

Beta katsayısı, finansal varlığın piyasa getirisiyle olan ilişkisini gösterir ve kovaryansın piyasa portföyü ile ilişkilendirilmesidir. Beta katsayısı sistemik riskin standartlaşmış halidir (Kavurmacı, 2009: 35).

Şekil 10. Menkul Kıymet Piyasa Doğrusu



Kaynak: Hens ve Rieger, Financial Economics, (2010), 109.

Eğer;

$\beta = 1$ ise varlıkların getirisi ve riskleri pazar portföyüyle paralel hareket eder ve nötral hisse senetleri olarak tanımlanır.

$\beta > 1$ ise varlıkların getiri ve riskleri, pazar portföyünden daha büyüktür ve bunlar agresif hisse senetleridir.

$\beta < 1$ ise defansif hisse senetleri olarak tanımlanır ve varlıkların getiri ve riskleri pazar portföyüne göre daha düşüktür (Cuthbertson, 1996: 41).

2.1.3. Fiyatlar ve SVFM

SVFM formülüne bakılacak olursa sadece getirinin beklenen oranı ile karşılaşmaktadır. SVFM, fiyatlama modeli olduğu halde modelde fiyattan açıkça bahsedilmemektedir. SVFM fiyatlama modelini incelenirse (Shahid, 2007: 17):

P_i , i varlığının şimdiki fiyatı

P_M , piyasa portföyünün yani tüm varlıkların şimdiki fiyatı

Y_i , varlığın bir dönemlik değeri

Y_M , piyasa portföyünün bir dönemlik değeri

$cov(Y_i Y_M)$, Y_i ve Y_M arasındaki kovaryans

$var(Y_M)$, Y_M 'in varyansı

$$r_F = (1 + R_F)$$

$$P_i = \frac{1}{r_F} \left[\bar{Y}_i - (\bar{Y}_M - r_F P_M) \frac{cov(Y_i Y_M)}{var(Y_M)} \right]. \quad (2.6)$$

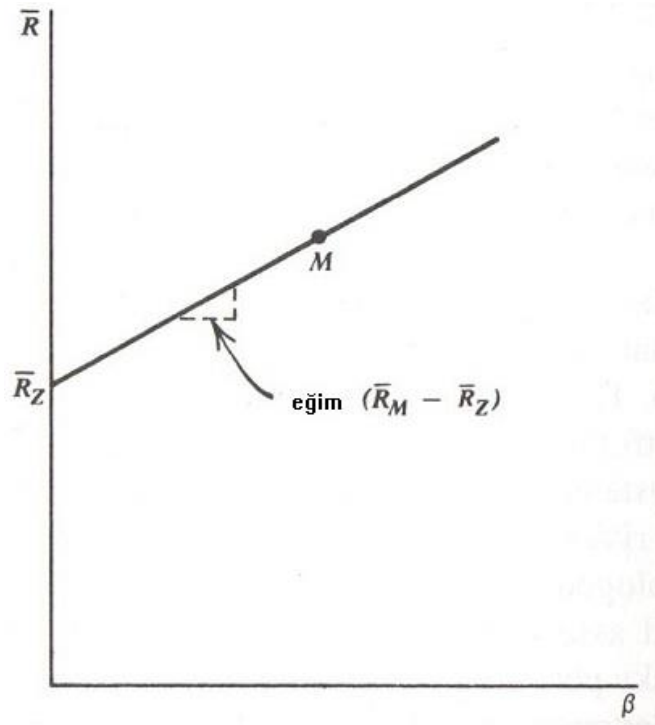
2.1.4. Finansal Varlıkları Fiyatlama Modelinin Değişik Formları

SVFM'ye yönelik eleştirileri oradan kaldırmak için modelin alternatif formları geliştirilmiş ve bu alternatif formlar SVFM'nin gelişmesine olanak sağlamıştır. Ayrıca bazı gereksiz varsayımlar da ortadan kalkmıştır.

2.1.4.1. Sıfır Betalı SVFM

SVFM'nin bu formu Black tarafından ortaya atılmıştır. Bu modelde risksiz varlık yer almamakta, onun yerine pazar portföyü ve kovaryansı sıfır olan yani betası sıfır olan bir portföy yer almaktadır. Risksiz getiri oranında sınırsız borç alma-verme varsayımı ortadan kalkmaktadır.

Şekil 11. Sıfır Betalı SVFM



Kaynak: Elton ve Gruber, Modern Portfolio Theory and Investment Analysis, (1995), 83.

Doğrunun denklemi aşağıdaki gibi ifade edilir:

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

\bar{R}_Z , betası sıfır olan portföyün beklenen getirisini göstermektedir.

$$\bar{R}_Z = a + b(0) \quad \text{veya} \quad a = \bar{R}_Z$$

Bu eşitlikte pazar portföyü de yer almaktadır. \bar{R}_M pazar portföyünün beklenen getirisi ise bu durumda Pazar portföyünün betası yerine 1 yazıldığında denklem:

$$\bar{R}_M = \bar{R}_Z + b(1) \quad \text{veya} \quad b = \bar{R}_M - \bar{R}_Z.$$

Bunları bir araya getirdiğimizde sıfır Beta SVFM şu forma dönüşür:

$$\bar{R}_i = \bar{R}_Z + (\bar{R}_M - \bar{R}_Z)\beta_i \quad (2.6)$$

Sıfır Beta formu iki-faktör modeli olarak da bilinir (Elton ve Gruber, 1995: 314).

2.1.4.2. Tüketim Temelli SVFM (CCAPM)

SVFM'nin bu formu Breeden ve Rubinstein tarafından geliştirilmiştir. Sermaye piyasalarındaki denge durumuna tek dönemli bakılmak yerine çok dönemli bakılmaya başlanmıştır. Bu formun bazı varsayımları vardır: Yatırımcılar çok dönemli fayda fonksiyonlarını maksimize etmektedir; yatırımcıların homojen beklentileri vardır; sonsuz yaşayan sabit bir nüfus vardır; yatırımcılar yatırımlarını tek bir tüketim malına yaparlar.

$C_t = t$ döneminde kişi başına tüketimdeki artış oranı

$R_{it} = i$ varlığının t dönemindeki getiri oranı

$e_{it} =$ hata terimi

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

1. $E(e_{it}) = 0$,
2. Hata terimi ile indeks arasındaki kovaryans sıfır olmalı. $E(e_{it}, C_t) = 0$
3. $\beta_{it} = \frac{Cov(R_{it}, C_t)}{Var(C_t)}$

Bu durumda denge koşulu denklem (2.7)'deki gibi tanımlanır:

$$\bar{R}_i = \bar{R}_Z + \gamma_1 \beta_1 \quad (2.7)$$

Bu denklemde γ_1 tüketim Betasının pazar fiyatına, \bar{R}_Z tüketim betası sıfır olan portföyün getiri oranına eşittir. CCAPM finansal varlıkların getirilerini açıklamada yeterli değildir. Breeden, Gibbons ve Litzenberger kişi başına tüketim artış oranının ölçümünde bu durumla ilgili bazı sorunlardan bahsetmişlerdir. Bunlar: Herhangi bir tüketim tahmini örneklem hatası içerir; istatistikler harcamalar için değil, tüketim için açıklanır; açıklananlar da gecikmeli açıklanır (Elton ve Gruber, 1995: 357).

2.1.4.3. Çok Betalı Model (Multi-Beta CAPM)

SVFM'nin bu formu Merton tarafından geliştirilmiştir. Merton bu modelde birden fazla belirsizlik kaynağı altında yatırımcıların hayat boyu tüketim kararlarını ele almıştır. Belirsizlik sadece varlıkların gelecekteki değerleriyle ilgili değil aynı zamanda gelecekteki ücretler, tüketim mali fiyatları ve yatırım fırsatları ile ilgilidir.

$$\bar{R}_i - R_F = \beta_{iM}(\bar{R}_M - R_F) + \beta_{iI1}(\bar{R}_{I1} - R_F) + \beta_{iI2}(\bar{R}_{I2} - R_F) + \dots \quad (2.8)$$

ER_{Ij} 'ler karşı karşıya oldukları j risk unsurunu engelleyecek portföyün beklenen getirisini göstermekteyken; β_{iI} , i varlığı getiri oranının risk unsurunu engelleyecek portföyün getirisine olan duyarlılığı göstermektedir (Elton ve Gruber, 1995: 331).

2.2. Arbitraj Fiyatlama Modeli

Arbitraj Fiyatlama Modeli (AFM) 1976 yılında Sermaye Varlıkları Fiyatlama Modeli'ne alternatif olarak Stephen A. Ross tarafından geliştirilen bir modeldir. Arbitraj Fiyatlama Modeli'ne göre, birden çok sistematik risk unsurunun varlık getiri oranları üzerine etkisi bulunmaktadır.

2.2.1. Arbitraj Prensibi

Arbitraj, farklı piyasalarda aynı varlıkların fiyat farklılıklarından dolayı fiyatlarının düşük olduğu piyasalardan alınarak kar elde etme amacıyla yüksek piyasalarda satılması işlemidir. Böylece varlık fiyatlarından meydana gelen değişimlerden yararlanılarak risksiz kazanç elde edilmiş olur (Sharpe vd., 1995: 325). Arbitraj Fiyatlama Modeli tek fiyat yasasına dayanmaktadır. Bu yasa, bir malın iki ayrı fiyattan satılmayacağı düşüncesini oluşturmaktadır. Eğer varlıkların birden fazla fiyatı varsa bu durumda arbitraj işlemi devreye girer ve tek bir fiyat oluşana kadar bu işlem devam eder (Karan, 2011: 255).

2.2.2. Arbitraj Fiyatlama Modeli ve Varsayımları

Arbitraj Fiyatlama Teorisi, Sharpe (1964), Lintner (1965), Mossin (1966) tarafından geliştirilen Sermaye Varlıkları Fiyatlama Modeli olarak bilinen modele alternatif olarak Ross (1976) tarafından geliştirilmiştir.

Roll (1977) SVFM fiyatlama formülünün aslında ampirik olarak gerçekleşmesinin imkansız olduğunu savunmuştur. Bu duruma alternatif olarak Ross a) SVFM'ne göre daha sağlam olan; b) SVFM'nin eksikliklerini kapatabilen Arbitraj Fiyatlama Modelini geliştirmiştir (Milne, 1988).

Arbitraj Fiyatlama Modelinin altında yatan temel düşünce a) her bir varlığın beklenen getirisinin endeksler seti ile doğrusal ilişki içinde olması; b) sistematik olmayan riskin çeşitlendirme yoluyla azaltılabileceği ve her bir varlığın, her bir faktöre karşı tek bir duyarlılığa sahip olması ve çok sayıda varlığın oluşturduğu portföylerin yer almasıdır (Milne, 1988).

SVFM'de riskin ölçüsü sadece beta katsayısıdır. AFM'de ise risk faktörlerinin dışında varlıkların getirilerinin birçok makroekonomik göstergedeki beklenmedik değişimlere bağlı olduğu ileri sürülmüştür. Ross, risk unsurlarını dört makroekonomik değişken ile ilişkilendirmiştir. Bunlar 1) enflasyon, 2) endüstriyel üretim 3) risk primleri ve 4) faiz oranlarındaki değişimdir. Varlıklar, aynı SVFM betasına sahip olsa bile, bu sistematik faktörlere olan hassasiyetleri farklı olacaktır. (Roll ve Ross, 1984).

SVFM'ni türetmek için çok sayıda teknik varsayım gerekirken (kuadratik fayda fonksiyonu ya da normal dağılmış varlık getirileri gibi), Ross'un teorisi çok sayıda

varlığı içine alan “büyük” çoklu-indeks modelini benimsemiştir. Bu teoride piyasa portföyünün herhangi bir rolü ve ortalama-varyans etkisi yoktur (Shanken, 1982; Roll ve Ross, 1980).

AFM'nin SVFM'ye göre daha uygun olduğunu belirten Ross, bunun nedenlerini şu şekilde sıralamıştır (Roll ve Ross, 1980):

- a) Beklenen getiri ile faktörler arasında doğrusal ilişki vardır.
- b) AFM tek bir dönemle sınırlandırılmaz, hem tek dönemi hem de birden fazla dönemi içerebilir.
- c) AFM, fiyatlamamanın yalnızca ortalama ve varyans tarafından etkilenemeyeceğini söyler. Bu nedenle SVFM'ye göre daha genel bir modeldir. Ayrıca AFM, SVFM'ne göre daha az sınırlayıcıdır.

AFM'nin varsayımları:

- a) Arbitrajdan risk almadan pozitif getiri elde etmek mümkün değildir.
- b) Sermaye piyasaları tam rekabet koşulları altındadır (Altay, 2001: 200).
- c) Yatırımcılar her zaman faydalarını maksimize etme amacındadırlar ve riskten kaçınırlar. Belirli bir risk düzeyinde en yüksek getiriyi tercih ederlerken, belirli bir getiri düzeyinde de en düşük risk düzeyini tercih ederler (Huberman, 1982).
- d) Finansal varlıkların getiri oranları “k” faktörlü doğrusal bir model tarafından türetilmektedir (Ross, 1976).

AFM'nin temelinde, uzun vadeli ortalama getirileri etkileyen önemli sistematik faktörlerin tanınması yer alır. AFM, pay senetleri ve tahvillerin günlük fiyat değişmelerini etkileyen faktörleri önemsemekte, fakat büyük portföylerdeki varlıkların toplamını etkileyen faktörlere daha çok önem vermektedir. Bu faktörleri tanıyarak, portföy getirileri için değerlendirmeler yapılabilir. Buradaki hedef, portföy yapılandırma ve değerlendirmenin daha anlaşılır bir düzeyini elde etmek ve bütün portföy tasarımını ve performansını iyileştirmektir (Roll ve Ross, 1984).

Piyasada arbitraj mümkün olduğundan, farklı piyasalarda tek fiyat oluşmaktadır (Çakır, 2012: 36). AFM, SVFM'den farklı olarak farklı piyasalarda oluşan farklı fiyatlar

sayesinde risksiz kazanç elde etmeyi amaçlamaktadır. Yani AFM, Tek Fiyat Yasası'na dayanmaktadır: Aynı mal iki farklı fiyattan satılamaz (Elton & Gruber, 1995: 368).

AFM fayda teorisi herhangi bir varsayım gerektirmez veya yatırımcıların beklenen getirilerini ortalama ve varyansa dayalı bir modelle maksimize etmesi gerekliliğini benimsemez (Cuthbertson, 1996: 63).

2.2.3. Tek Faktörlü ve İki Faktörlü Model

Arbitraj Fiyatlama Modelinin en basit şekli tek faktörlü modeldir. Sadece tek bir faktör içeren bu modelde risk faktörü ile beklenen getiri arasında doğrusal bir ilişki söz konusudur. Getiriler tek faktör modeliyle genelleştirildiğinde varlık fiyatlama denklemi:

$$\bar{r}_i = \lambda_0 + \lambda_1 b_i. \quad (2.9)$$

(2.9) denkleminde λ_0 ve λ_1 sabittirler. $b_i = 0$ kabul edilirse $\bar{r}_i = \lambda_0$ eşitliği elde edilir ve bu durum \bar{r}_i 'nin risksiz varlığa eşit olduğu anlamına gelir. O halde denklem (2.9) tekrar yazılırsa

$$\bar{r}_i = r_f + \lambda_1 b_i \quad (2.10)$$

denklem (2.10) elde edilir. $b_{p^*} = 1$ olduğu birim duyarlılık durumunda p^* pür faktör portföyünü ifade etmektedir. (2.10) denklemini düzenlersek portföyün beklenen getirisi:

$$\bar{r}_{p^*} = r_f + \lambda_1. \quad (2.11a)$$

(2.11a) denklemini düzenlenirse:

$$\bar{r}_{p^*} - r_f = \lambda_1. \quad (2.11b)$$

(2.11b) denkleminde λ_1 , portföyün birim duyarlılık durumunda *faktör risk primini* göstermektedir. $\delta_1 = \bar{r}_{p^*}$ olarak belirtilirse, beklenen getiri

$$\delta_1 - r_f = \lambda_1 \quad (2.11c)$$

eşitliğine dönüşür. Eşitlik (2.10)'da λ_1 yerine, eşitlik (2.11c) yazılırsa Arbitraj Fiyatlama Teorisi denklemini elde edilir:

$$\bar{r}_i = r_f + (\delta_1 - r_f)b_i. \quad (2.12)$$

İki faktörlü durumda F_1 ve F_2 makroekonomik iki değişkeni temsil etmektedir. b_{i1} ve b_{i2} 'nin faktör duyarlılık katsayılarını oluşturduğu iki faktör modeli:

$$r_i = a_i + b_{i1}F_1 + b_{i2}F_2 + e_i. \quad (2.13)$$

Tek faktör Arbitraj Fiyatlama Modeli (denklem (2.9)) geliştirilirse iki faktörlü Arbitraj Fiyatlama Modeli:

$$\bar{r}_i = \lambda_0 + \lambda_1 b_{i1} + \lambda_2 b_{i2}. \quad (2.14)$$

b_{i1} ve b_{i2} duyarlılık katsayılarının ikisinin de sıfır olduğu durumda daha önce de belirtildiği gibi risksiz varlık getirisi r_f , λ_0 'a eşit olacaktır. Denklem (2.14) tekrar düzenlenirse:

$$\bar{r}_i = r_f + \lambda_1 b_{i1} + \lambda_2 b_{i2}. \quad (2.15)$$

İyi çeşitlendirilmiş bir portföyde bir faktör birim duyarlılığa sahipken, diğer faktör sıfır duyarlılık katsayısına sahiptir. $b_1 = 1$ ve $b_2 = 0$ durumunda beklenen getiri δ_1 , $r_f + \lambda_1$ 'e, $b_1 = 0$ ve $b_2 = 1$ durumunda ise beklenen getiri δ_2 , $r_f + \lambda_2$ 'ye eşit olacaktır. Bu iki durumdan elde edilen $\delta_1 - r_f = \lambda_1$ ve $\delta_2 - r_f = \lambda_2$ eşitlikleri denklem (2.14)'te tekrar yerine yazılırsa iki faktörlü arbitraj fiyatlama denklemi (2.16) elde edilir:

$$\bar{r}_i = r_f + (\delta_1 - r_f)b_{i1} + (\delta_2 - r_f)b_{i2}. \quad (2.16)$$

2.2.4. Çok Faktörlü Model

Arbitraj Fiyatlama modeli tek veya iki faktörlü modelden daha fazla sayıda faktör içerebilir. k faktörlü (F_1, F_2, \dots, F_k) modelde her bir faktörün her bir endekse karşı tek bir duyarlılığı $(b_{i1}, b_{i2}, \dots, b_{ik})$ bulunmaktadır. Bu durumda k –faktör modeli:

$$r_i = a_i + \sum_{j=1}^k b_{ij}F_j + e_i. \quad (2.17)$$

Denklem (2.17)'de

$r_i = i$ menkul kıymetinin beklenen getiri düzeyi

$a_i = i$ menkul kıymetinin tüm endeksler sıfırken getiri düzeyi

$F_j = i$ menkul kıymetinin getirisini etkileyen j endeksinin değeri

$b_{ij} = i$ menkul kıymetinin getirisinin j endeksine olan duyarlılığı

$e_i =$ ortalaması sıfır veya varyansı σ_i^2 'ye eşit olan rassal bir hata terimi

olarak tanımlanır. Yatırımcılar beklenen getiri ve risk ile ilgilenmektedirler. Denklemde sıfır sistematik risk $r_f = \lambda_0$ ve risk primleri $\delta_i - r_f = \lambda_k$ ise denklem:

$$\bar{r}_i = \lambda_0 + \lambda_1 b_{i1} + \lambda_2 b_{i2} + \dots + \lambda_k b_{ik}. \quad (2.18)$$

λ_0 sistematik risk sıfır olduğu durumdaki beklenen getiriyi ($\lambda_0 = R_f$); λ_k her bir makroekonomik faktörün risk primini ($\lambda_k = ER_i - R_f$); b_{ik} ise i menkul kıymetinin getirisinin k endeksine olan duyarlılığını ve varlıklar arasındaki fiyatlama ilişkisini ifade eder.

Sonuç olarak Arbitraj Fiyatlama Modeli SVFM'nin tek faktörlü modelinin gelişmesine olanak sağlamıştır. Bir menkul kıymetin portföy getirisinin birden fazla faktöre bağlı olabileceğini göstermiştir. AFM özet olarak iki denklemden oluşur:

$$r_i = a_i + \sum_{j=1}^k b_{ij}F_j + \varepsilon_i$$

$$\bar{r}_i = \lambda_0 + \sum_{j=1}^k b_{ij} \lambda_j.$$

2.2.5. SVFM ve AFM'nin Karşılaştırması

Arbitraj Fiyatlama ve Sermaye Varlıkları Fiyatlama Modellerinin beklenen getirileri farklı varsayımlara dayandırılmıştır. AFM *çoklu-faktör (multi-factor)* modeli olarak bilinirken, standart SVFM ise AFM'nin *tek-faktör* modeli olarak bilinmektedir.

AFM çok sayıda varlıktan yararlanarak iyi çeşitlendirilmiş portföyler oluşturulabileceğini ve beta ile beklenen getiri arasında bir ilişki kurulabileceğini belirtir. SVFM ise bu ilişkinin pazar portföyünde olabileceğini savunur. Fakat pazar portföyünü gerçekte oluşturmak zordur (Karan, 2011: 267).

AFM pazar portföyüne ihtiyaç duymaz yani $\bar{R}_i = R_f + \beta_i(\bar{R}_m - R_f)$ denklemindeki \bar{R}_m gerekli değildir. Ancak bir portföyün beklenen getirisi olarak tercih edilebilir. AFM borç alınan veya verilen risksiz bir varlığın olması gerektiği koşulunu görmez. SVFM'deki gibi çok değişkenli getirilerin olasılık dağılım varsayımını ele almadığı gibi yatırımcıların beklenen getiri, varyans veya standart sapma temelinde portföy oluşturduklarını varsaymaz. Ayrıca AFM, SVFM'ye göre daha az sınırlayıcıdır (Kavurmacı, 2009: 60).

Her iki model de matematiksel olarak birbirleri ile uyumludur.

$$\bar{R}_i = R_F + b_{i1} \lambda_1 + b_{i2} \lambda_2 \quad (2.19)$$

Denge durumunda SVFM'ne göre duyarlılık katsayısının risk primleri:

$$\lambda_1 = \beta_{\lambda_1} (\bar{R}_m - R_F)$$

$$\lambda_2 = \beta_{\lambda_2} (\bar{R}_m - R_F)$$

Denklem (2.19)'da yazıldığında

$$\bar{R}_i = R_F + b_{i1} \beta_{\lambda_1} (\bar{R}_m - R_F) + b_{i2} \beta_{\lambda_2} (\bar{R}_m - R_F) \quad (2.20)$$

$$\bar{R}_i = R_F + (b_{i1}\beta_{\lambda1} + b_{i2}\beta_{\lambda2})(\bar{R}_m - R_F).$$

β_i , $(b_{i1}\beta_{\lambda1} + b_{i2}\beta_{\lambda2})$ olarak ifade edilirse SVFM formülüne dönüşür (Elton ve Gruber, 1995: 331):

$$\bar{R}_i = R_F + \beta_i(\bar{R}_m - R_F).$$

AFM ile SVFM matematiksel olarak eşit olsalar da her iki modelin bu denklemlere ulaşmadaki varsayımları ve tarif ettikleri denge mekanizmaları farklıdır (Kavurmacı, 2009: 62).

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

AMPİRİK LİTERATÜR TARAMASI

3.1. Ampirik Literatür Taraması

Finansal Varlıkları Fiyatlama Modeli William Sharpe (1964) tarafından ilk kez ortaya atılmış ve daha sonra Lintner (1965) ve Mossin (1966) tarafından geliştirilmiştir.

Sharpe 1964 yılında risk altında varlık fiyatlarının piyasa denge teorisini geliştirmeye yönelik bir çalışma yapmıştır. Sharpe yatırımcıların daha yüksek beklenen getiriye daha düşük getiriye tercih edeceklerini, aynı zamanda yatırımcıların riskten kaçındıklarını belirtmiştir. Yatırımcı, faydasını maksimum yapan etkin sınır üzerinde işlem yapacaktır ve her bir yatırımcının kendine özgü optimal bir portföyü vardır.

Lintner 1965 yılındaki çalışmasında risksiz finansal varlığın modele eklenmesi gerektiğini ve beklenen getirinin risksiz faiz oranına ve risk primine bağlı olduğunu belirtmiştir. Lintner beta tahmini için zaman serisi analizini, hipotez testleri için yatay kesit regresyon analiz yöntemini kullanmıştır.

Sharpe ve Cooper (1972) NewYork Menkul Kıymetler Borsası (NYSE)'nda 1931-1967 yılları arasında işlem gören tüm işletmelerin aylık verilerini kullanarak SVFM'yi test etmişlerdir. Analiz sonucunda gerçekleşen getirilerinin % 95'inden fazlasının betalarla açıklanabildiğini saptamışlardır.

Black, Jensen ve Scholes (1972) piyasa portföyünü direk test etmek yerine Sermaye Piyasası Doğrusu üzerinden test etmişlerdir. Bulgular getiri oranı ve beta arasında doğrusal bir ilişki olduğunu göstermiştir. Eğim, pozitif ve istatistiksel olarak da anlamlıdır. Ayrıca getiri oranlarının tamamı beta ile açıklanabilmektedir. Dolayısıyla bu bulgular SVFM'nin standart formunu desteklemekle birlikte Sıfır-Betalı Model ile daha uyumludur. Analizlerinde yatay kesit analizi yöntemini kullanmışlardır.

Fama ve MacBeth (1973) yapmış oldukları çalışmada NYSE'nin 1935-1938 yılları arasında işlem gören tüm işletmelerin hisse senedi getirileri ile risk arasındaki

ilişkiyi yatay kesit regresyon modeli ile test etmiştir. Bulgular sistematik olmayan riskin model üzerine bir etkisi bulunmadığı ve modelin doğrusal olduğu yönündedir.

1976 yılında Ross tarafından Sermaye Varlıkları Fiyatlama Modeli'ne alternatif olarak geliştirilen Arbitraj Fiyatlama Modeli, SVFM'ye göre daha az sınırlayıcı özellikler taşımaktadır (Ross, 1976). Roll (1977) Finansal Varlıkları Fiyatlama Modeli'ne yönelik bazı eleştirilerde bulunmuştur. Roll modelde yer alan pazar portföyünün belirlenemeyeceğini ve bu durumda portföyün etkin olamayacağını öne sürmüştür. Roll ayrıca betanın zaman içinde sabit olmadığını ve modelin betayı sabit kabul etmesinin tahminde yanılgılara yol açacağını savunmuştur.

Roll ve Ross (1980) New York ve Amerikan Borsası 1962 – 1972 dönemi hisse senedi verilerini kullandıkları çalışmalarında öncelikle betaları tespit edip daha sonra ortalama getirilerle ilişkilerini incelemişlerdir. Faktör analizi istatistiksel yöntemini kullanmışlardır. 1000'den fazla hisse senedi üzerinde uyguladıkları çalışmalarında, firmaların direk nakit akımlarını etkileyen faktörlerin beklenen enflasyondaki değişim, beklenmeyen enflasyondaki değişim, endüstriyel üretimdeki değişim olduğu sonucuna varmışlardır.

Chen, Roll ve Ross (1986) ekonomik durum değişkenlerinin menkul kıymet getirileri üzerine olan sistematik etkisini ve bunların hisse senedi fiyatına olan etkisini incelemişlerdir. Zaman serisi analiz yöntemi kullandıkları çalışmalarında endüstriyel üretim, risk primlerindeki değişim, ürün eğrisindeki bükülmeler gibi değişkenlerin menkul kıymet getirilerine olan etkilerinin daha düşük olduğu; beklenmeyen enflasyonun ölçüsü ve dönemler boyunca beklenen enflasyon değişimi etkilerinin daha büyük olduğu sonucuna varmışlardır. Ayrıca petrol fiyatlarının menkul kıymet getirileri üzerine etkisi yoktur.

Fama ve French (1992) SVFM'nin geçerliliğini ve uygulanabilirliğini sorgulayan çalışmalar yapmışlardır. NYSE, AMEX, NASDAQ verilerini kullanarak yatay kesit getirilerinin, pazar β 'sı, büyüklük, kaldıraç, fiyat/kazanç oranı ve defter değeri/piyasa değeri oranlarıyla ilişkisini incelemişlerdir. Bunların hisse senetlerinin beklenen getirileri ile ilişkili olduğunu tespit etmişlerdir. Ayrıca, hisse senetleri beklenen getirilerini beta katsayısından daha fazla açıklayan değişkenlerin de olabileceği sonucuna varmışlardır.

Mukherje ve Naka (1995) Tokyo Borsa Endeksi (TSE) hisse senetleri fiyatı ile sanayi üretim endeksi, tüketici fiyat endeksi, M1, faiz oranı, enflasyon oranı, büyüme faktörleri arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Bu incelemeler sonucunda, sanayi üretim endeksi, tüketici fiyat endeksi ve faiz oranları ile borsa endeksi arasında pozitif yönlü ilişki olduğu belirlenmiştir.

Fama ve French (1996) 1992'deki çalışmalarını geliştirerek beta, F/K, PD/DD değişkenleriyle oluşturdukları üç faktör modelinin, SVFM'de hisse senedi getirilerini açıklamada yeterli olduğunu sonucuna ulaşmışlardır.

Gong ve Mariano 1997'de Güney Kore piyasası 1983–1994 yılı verilerini kullanarak VAR modeli ile hisse senedi piyasasında beklenen ve beklenmeyen getirilerin analiz edilmesine yönelik çalışmada bulunmuşlardır. Bu çalışmada, ekonomik faktörlerin hisse senedi piyasasındaki beklenmeyen değişimin az bir kısmını açıkladığı sonucuna ulaşmışlardır.

Durukan (1999) 1986-1998 dönemi verilerini kullanarak hisse senedi fiyatı ile enflasyon, faiz oranı, ekonomik aktivite, döviz kuru ve para arzı faktörleri arasındaki ilişkileri incelemiştir. Analizde En Küçük Kareler tahmin yöntemi kullanılmıştır. Faiz oranının hisse senedi fiyatlarını açıklamada en etkin makroekonomik değişken olduğu ve etkinin negatif yönde olduğu belirtilmiştir. Para arzı ve enflasyon oranının hisse senedi fiyat hareketlerini belirlemede istatistiksel bir etkisinin bulunmadığı ve döviz kurunun ise anlamlı olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Akdeniz, Salih ve Aydoğan (2000) yapmış oldukları çalışmada 1992-1998 dönemine ait İMKB'de işlem gören işletmelerin hisse senetlerine ilişkin getiri oranlarını yatay kesit analizi yöntemiyle test etmişlerdir. Burada aylık hisse senedi getirileri üzerinde beta ile ölçülen pazar riski etkisi, işletme büyüklüğü etkisi ve fiyat/kazanç oranı incelenmiştir. Bulgular, getiri ile piyasa değeri arasında aynı yönlü; getiri ile işletme büyüklüğü arasında negatif yönlü bir ilişki olduğu; fakat piyasaya ait beta değerinin getiri ile ilişkisi olmadığı sonucunu ortaya çıkarmıştır.

Soufian (2001) 1980-1997 dönemi aylık verilerini kullanarak İngiltere için bir çalışma yapmıştır. FVFM ve onun faktör modellerinin varlık fiyatlarını belirlemedeki geçerliliğini test etmiştir. İngiltere ekonomisinin farklı koşullarını yansıttığı farklı

dönemler için işletmeleri üç gruba ayırarak inceleme yapılmıştır. Piyasa getirisinin fiyatlandırmada anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. Ayrıca, beklenmedik faktörlerin etkilerini incelemek için yapılan testler, varlıkların fiyatlandırılmasında FVFM'nin ve FVFM faktör modellerinin açıklayıcı güçlerinin zayıflamakta olduğunu göstermiştir. Faktörlerin risk primi farklı ekonomik koşullara göre değişmektedir sonucuna ulaşılmıştır.

Karatepe, Karaaslan ve Gökgöz (2002) Koşullu (Conditional) SVFM'yi kullanılarak İMKB-30 endeksinde yer alan hisse senetlerinin getirilerini tahmin etmişlerdir. Statik SVFM'ye göre daha gerçekçi sonuçlar veren Koşullu SVFM'nin geçerliliği test edilmiştir. İMKB hisse senetlerinin beklenen getirileri öngörülürken; Koşullu SVFM yönteminin kullanılmasının daha anlamlı sonuçlar verdiği görülmüştür.

Nishat ve Shaheen (2004) 1973-2004 dönemi Karachi Borsası Endeksi verileri ile altı makroekonomik faktörün ilişkisini incelemişlerdir. Bu faktörler sanayi üretim endeksi, tüketici fiyat endeksi, M1, Faiz oranı, enflasyon oranı ve büyümedir. Hisse senedinin en önemli pozitif belirleyicisinin sanayi üretim endeksi, en önemli negatif belirleyicisinin ise enflasyon olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Akkum ve Vuran (2005) 1999-2002 döneminde Türk sermaye piyasasında işlem gören hisse senetlerinin getirilerini etkileyen çeşitli makroekonomik faktörleri çoklu doğrusal regresyon analizi ile test etmişlerdir. Arbitraj Fiyatlama Modelinde bağımsız değişkenler İMKB 30 Endeksi, alt sektör endeksleri (MALİEND, SINEND, HİZEND), büyüme, sanayi üretim endeksi, döviz kuru sepeti, enflasyon, para arzı (M1), reel bütçe dengesi, ihracat/ithalat, cari işlemler dengesi, piyasa faiz oranı, vade riski, altın fiyatlarıdır. Döviz kuru, para arzı, enflasyon oranı, piyasa faiz oranı riskinin getirileri açıklayan faktörler oldukları görülmüştür. Ayrıca birlikte bu faktörlerin getirilerdeki değişimleri açıklayıcı gücünün yüksek çıkmasına rağmen, getiriler ile aralarında beklenen ilişkilerin tümüyle elde edilemediği sonucuna ulaşılmıştır.

Mumcu (2006) İMKB 100 endeksi kapanış fiyatı verilerini bağımlı değişken olarak aldığı çalışmasında hisse senedi fiyatlarını etkileyen makroekonomik faktörlerin derecesini araştırmıştır. Hazine bonusu faiz oranı, M2, enflasyon, sanayi üretim endeksi, dolar ve altın fiyatı bağımsız değişkenlerinden endeksi etkileyen en önemli faktörün hazine bonusu faiz oranları olduğu belirtilmiş ve bu ilişkinin negatif bir ilişki olduğu

sonucuna varılmıştır. Ayrıca, altın fiyatları ve sanayi üretim endeksi ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişki negatifken, dolar ve para arzı ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişki pozitifdir.

Temizkaya (2006) çalışmasında sermaye pazarı denge modeli olarak da bilinen FVFM'nin ülkemizdeki geçerliliğini test etmiştir. Bunun için John Lintner'in iki etaplı regresyon yöntemini kullanmıştır. Araştırma sonucunda Lintner'in FVFM'yi test etmek için kullandığı yöntemin İMKB'de getiri ve risk arasındaki ilişkiyi çok iyi açıklayamadığı sonucuna varmıştır.

Gürsoy ve Rejepova (2007) çalışmalarında her biri 10 hisse senedinden oluşan 20 portföyün 1995-2004 dönemindeki haftalık risk primleri ($r_j - r_f$) ile beta katsayıları arasındaki ilişkiyi regresyon analizi ile test etmeyi amaçlamıştır. Fama ve MacBeth (1973) ve Pettengill vd. (1995) yaklaşımları, çalışmada kullanılacak alternatif metodlar olarak seçilmiştir. Fama ve MacBeth yaklaşımıyla elde edilen araştırma sonuçları oluşturulan portföylerin beta katsayıları ile gerçekleşen risk primleri arasında hiç bir anlamlı ilişki göstermemiştir. Pettengill yaklaşımı ile güçlü beta- risk primi ilişkileri bulunmuştur.

Rhaiem, Ammou ve Mabrouk (2007) araştırmalarında farklı zaman dilimlerinde Fransa Menkul Kıymetler Piyasası'nda FVFM'nin değerlendirilmesine odaklanmışlardır. Uygulanan metotlar, bir hisse senedinin getirisi ile betası arasındaki korelasyonu nicel olarak ortaya koymuştur. 2002-2005 yılları arasında sürekli işlem gören 26 hisse senedini içeren bir örneklem kullanılmıştır. Ampirik sonuçlar, bir hisse senedinin getirisi ile betası arasındaki ilişkinin zaman ölçeği uzadıkça güçlenmekte olduğunu göstermiştir fakat yedek değişkenler arasındaki doğrusallık testi önemli bir belirsizlik olduğunu ortaya koymuştur. Bu nedenle FVFM'nin tahmin edilmesinde orta dönemli süreçler üzerinde uygulama yapılması, kısa döneme göre daha anlamlıdır.

Humpe ve Macmillan (2007), 1965-2005 dönemini kapsayan çalışmalarında, makroekonomik değişkenlerin Amerika ve Japonya'daki hisse senedi fiyatlarına olan etkisini koentegrasyon analizi yöntemi ile incelemişlerdir. Amerika için hisse senedi fiyatları ile endüstriyel üretim arasında pozitif ilişki, tüketici fiyat endeksi ve uzun vadeli faiz oranı ile negatif ilişki tespit edilmiştir. Ayrıca para arzının hisse senedi

üzerine önemli bir etkisi bulunmamaktadır. Fakat Japonya için hisse senedi fiyatları, endüstriyel üretimden pozitif yönde etkilenirken, para arzından negatif yönde etkilenmektedir.

Kavurmacı (2009), Arbitraj Fiyatlama Modeli ve Sermaye Varlıkları Fiyatlama Modelini karşılaştırmıştır. Hisse senedi fiyatlarını etkileyebilecek on iki makroekonomik değişken ile İMKB 100 değişkeni Arbitraj Fiyatlama Modellerinin ve Finansal Varlıkları Fiyatlama Modelinin oluşturulabilmesi için seçilmiştir. Yapılan karşılaştırma için iki aşamalı regresyon analizi kullanılmıştır. Yapılan analizler ve karşılaştırmalar sonucunda, İMKB için Finansal Varlıkları Fiyatlama Modelinin Arbitraj Fiyatlama Modelinden, daha az değişken sayısı ile daha fazla açıklayıcılık sunduğu ve daha verimli bir model olduğu tespit edilmiştir.

Bıtırak (2010) çoklu regresyon analizi ile makroekonomik verilerin İMKB 100 endeksi üzerine olan etkilerini belirlemeye çalışmıştır. 2000 Ocak-2009 Aralık döneminde İMKB 100 endeksini, tasarruf mevduat faiz oranı ve külçe altın gram fiyatı değişkenlerinin negatif yönde etkilediği, kapasite kullanım oranı ve geniş tanımlı para arzı değişkenlerinin ise pozitif yönde etkilediği sonucuna ulaşılmıştır.

Korkmaz, Yıldız ve Gökbulut (2010) Finansal Varlıkları Fiyatlandırma Modelinin İMKB Ulusal 100 Endeksi'nde işlem gören ve 1993-2007 yılları arasında süreklilik arz eden işletmeler üzerindeki uygulanabilirliğini panel veri analizi yöntemiyle araştırmıştır. Ayrıca, finansal varlık getirileri ile piyasa getirileri arasındaki ilişkiden hareketle, finansal varlıklara ait piyasa risk primi alternatif olarak panel regresyon yöntemi kullanılarak tahmin edilmeye çalışılmıştır. Bulgular, FVFM'nin İMKB'de ilgili dönemde geçerli olduğunu ve panel regresyonun piyasa risk priminin hesaplanmasında alternatif bir yaklaşım olabileceği sonucunu ortaya koymuştur.

Tuna ve Tuna'nın (2013) çalışmalarındaki amaç İMKB'de Aşağı Yönlü Finansal Varlık Fiyatlama Modelinin (AY-FVFM) geçerliliğini test etmek ve standart Finansal Varlık Fiyatlama Modelinin (FVFM) betası ile AY-FVFM'nin aşağı yönlü beta değerlerinin, ortalama getiri değerlerinde meydana gelen değişimleri açıklama gücünü karşılaştırmalı olarak incelemektir. AY-FVFM'nin İMKB'de geçerli olduğunu göstermiş, ayrıca aşağı yönlü beta katsayısının getiri değişimlerini açıklama gücünün,

geleneksel beta katsayından daha yüksek olduğu belirlenmiştir. Bu nedenle, seçilen dönem için İMKB’de aşağı yönlü betanın, geleneksel betaya üstün olabileceği sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo 1. Ampirik Literatür Tarama

	Bağımlı değişken	Bağımsız değişken	Yöntem	Bulgular
Lintner (1965)	Hisse senedi getirileri		Zaman serisi, yatay kesit analizi	Risksiz finansal varlığın modele eklenmelidir. Beklenen getiri risksiz faiz oranına ve risk primine bağlıdır.
Sharpe ve Cooper (1972)	New York Menkul Kıymetler Borsası (NYSE)’nda 1931-1967 yılları arasında işlem gören tüm işletmelerin aylık verileri			Sistematik risk ve getiri oranının bireysel varlıklar üzerine etkisi pozitiftir fakat bu ilişki tamamıyla lineer değildir.
Black, Jensen ve Scholes (1972)	New York Menkul Kıymetler Borsası 1926-1966 yılları arasında işlem gören tüm işletmelerin verileri		Yatay kesit analizi	Getiri oranı ve beta arasında doğrusal bir ilişki vardır. Eğim, pozitif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Ayrıca getiri oranlarının tamamı beta ile açıklanabilmektedir. Dolayısıyla bulgular SVFM’nin standart formunu desteklemekle birlikte Sıfır-Betalı Model ile daha uyumlu olmaktadır.
Fama ve MacBeth (1973)	NYSE’nin 1935-1938 yılları arasında işlem gören tüm işletmelerin hisse senedi getirileri	Risk	Yatay kesit regresyon modeli	Sistematik olmayan riskin model üzerine bir etkisi bulunmadığı ve modelin doğrusal olduğu yönündedir.

Roll ve Ross (1980)	New York ve Amerikan Borsası 1962 – 1972 dönemi hisse senedi verileri	Enflasyon Endüstriyel üretim Risk primleri Faiz oranları değişimi	Faktör analizi istatistiksel yöntemini	Beklenen enflasyondaki değişim, beklenmeyen enflasyondaki değişim, endüstriyel üretimdeki değişimi 1000'den fazla hisse senedi üzerinde uyguladıkları çalışmada firmaların direkt nakit akımlarını etkileyen faktörlerin olduğu sonucuna varılmıştır.
Chen, Roll, Ross (1986)	NYSE hisse senedi getirileri ve menkul değer fiyatları	Enflasyon, Hazine Bonosu oranı, uzun vadeli devlet tahvili, endüstriyel üretim, düşük nitelikli bonolar, tüketim, petrol fiyatları	Zaman serisi	Hisse senedi getirilerinin sistematik ekonomik haberlerden etkilendiği ve senetlerin bu etkilerle uyumlu bir şekilde fiyatlandığı sonucuna ulaşılmıştır.
Fama ve French (1992)	NYSE, AMEX, NASDAQ verilerini kullanarak yatay kesit getirileri Temmuz 1963- Aralık 1990 dönemi	Pazar β 'sı, büyüklük, kaldıraç, fiyat/kazanç oranı ve defter değeri/piyasa değeri oranlarıyla ilişkisini	Zaman serisi	Bağımsız değişkenlerin hisse senetlerinin beklenen getirileri ile ilişkili olduğunu tespit edilmiştir. Ayrıca, hisse senetleri beklenen getirilerini beta katsayısından daha fazla açıklayan değişkenlerin de olabileceği sonucuna varılmıştır.
Mukherje ve Naka (1995)	Tokyo Menkul Kıymet (TSE) Endeksi	Sanayi üretim endeksi Tüketici fiyat endeksi faiz oranları		Sanayi üretim endeksi, tüketici fiyat endeksi ve faiz oranları ile borsa endeksi arasında pozitif yönlü ilişki olduğu belirtilmiştir.
Gong ve Mariano (1997)	Güney Kore piyasası 1983–1994 yılı verileri ile hisse senedi piyasasında beklenen ve beklenmeyen getirilerin analizi		VAR modeli	Ekonomik faktörlerin hisse senedi piyasasındaki beklenmeyen değişimin az bir kısmını açıkladığını sonucuna varılmıştır.
Durukan (1999)	Hisse senedi fiyatı 1986-1998 dönemi	Enflasyon, faiz oranı, ekonomik aktivite, döviz kuru ve para arzı	En küçük kareler yöntemi	Faiz oranının hisse senedi fiyatlarını açıklamada en etkin makroekonomik değişken olduğu ve etkinin negatif yönde olduğu belirtilmiştir. Para arzı ve enflasyon oranının hisse senedi fiyat hareketlerini belirlemede istatistiksel bir etkisinin bulunmadığı ve döviz kurunun anlamlı bir role sahip olmadığını saptanmıştır.

Akdeniz, Salih ve Aydoğan (2000)	1992-1998 dönemine ait İMKB’de işlem gören işletmelerin aylık hisse senetlerine ilişkin getiri oranları	Beta ile ölçülen pazar riski etkisi, işletme büyüklüğü etkisi ve fiyat/kazanç oranı	Yatay kesit analiz yöntemi	Getiri ile piyasa değeri arasında aynı yönlü; getiri ile işletme büyüklüğü arasında negatif yönlü bir ilişki olduğu; fakat piyasaya ait beta değerinin getiri ile ilişkisi olmadığı saptanmıştır.
Soufian (2001)	İngiltere 1980-1997 dönemi aylık verileri FVFM ve onun faktör modellerinin varlık fiyatlarını belirlemedeki geçerliliği		İki aşamalı regresyon analizi yöntemi	Piyasa getirisinin fiyatlandırmada anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. Ayrıca, beklenmedik faktörlerin etkilerini incelemek için yapılan testler, varlıkların fiyatlandırılmasında FVFM’nin ve FVFM faktör modellerinin açıklayıcı güçlerinin zayıflamakta olduğunu göstermiştir. Faktörlerin risk primi farklı ekonomik koşullara göre değişmektedir.
Karatepe, Karaaslan ve Gökgöz (2002)	Koşullu (Conditional) SVFM yöntemi kullanılarak İMKB-30 endeksinde yer alan hisse senetlerinin getirileri			İMKB hisse senetlerinin beklenen getirileri öngörülürken; Koşullu SVFM yönteminin kullanılması daha anlamlı sonuçlar verir.
Nishat Shaheen (2004)	Karachi Menkul Kıymet Borsası 1973-2004	Sanayi üretim endeksi, tüketici fiyat endeksi M1 Faiz oranı Enflasyon oranı Büyüme	Standart Augmented Dickey-Fuller Testi	Hisse senedinin en önemli pozitif belirleyicisi sanayi üretim endeksiyken, en önemli negatif belirleyicisi enflasyondur.

Akkum Vuran (2005)	İMKB 30 firmalarının hisse senetlerinin 1999-2002 aylık getirileri	İMKB 30 Endeksi Alt Sektör Endeksleri (MALİEND, SINEND, HİZEND) Büyüme Sanayi Üretim Endeksi Döviz Kuru Sepeti Enflasyon Para Arzı (M1) Reel Bütçe Dengesi İhracat/İthalat Cari İşlemler Dengesi Piyasa Faiz Oranı Vade Riski Altın Fiyatları	Çoklu doğrusal regresyon yöntemi	Getiriler ile İMKB 30 ve alt sektör endeksleri ile enflasyon oranları arasında pozitif ilişki olduğu; döviz kurları, para arzı, vade riski arasında negatif ilişkinin olduğu sonucu elde edilmiştir. Diğer faktörlerden büyüme, sanayi üretim endeksi, bütçe dengesi, ihracatın ithalatı karşılama oranı ve cari işlemler dengesi analizde oldukça az sayıda firmanın denkleminde yer almakla birlikte getiriler ile beklenen yönde ilişkiler genelde görülmediğinden, bu faktörlerin hisse senedi getirileri üzerinde etkili olmadığı görülmüştür.
Mumcu (2006)	İMKB 100 Endeksi kapanış fiyatı	Hazine Bonosu Faiz Oranı, Para Arzı (M2), Enflasyon (TÜFE), Sanayi Üretim Endeksi, Dolar ve Altın Fiyatları	Çoklu doğrusal regresyon	İMKB 100 Endeksini etkileyen değişkenler Hazine Bonosu Faiz Oranları (negatif ilişki), Dolar Fiyatı (pozitif), Sanayi üretim Endeksi (negatif) ve Para Arzı (M2) (pozitif) olmuştur. Altın Fiyatları ile TÜFE değişkenleri İMKB 100 Endeksi'ni etkilememiştir.
Temizkaya (2006)	Sermaye pazarı denge modeli olarak da bilinen FVFM'nin ülkemizde geçerliliği		John Lintner'in iki etaplı regresyon yöntemini	Araştırma sonucunda Lintner'in FVFM'yi test etmek için kullandığı yöntemin İMKB'de getiri ve risk arasındaki ilişkiyi çok iyi açıklayamadığı sonucuna varılmıştır.
Gürsoy ve Rejepova (2007)	Her biri 10 hisse senedinden oluşan 20 portföyün 1995-2004 dönemindeki haftalık risk primleri ($r_j - r_f$) ile beta katsayıları arasındaki ilişki		Regresyon analizi	Fama ve MacBeth yaklaşımıyla elde edilen araştırma sonuçları oluşturulan portföylerin beta katsayıları ile gerçekleşen risk primleri arasında hiç bir anlamlı ilişki göstermemiştir. Pettengill yaklaşımı ile güçlü beta- risk primi ilişkileri bulunmuştur.

Rhaiem, Ammou ve Mabrouk (2007)	Farklı zaman dilimlerinde Fransa Menkul Kıymetler Piyasası'nda FVFM'nin değerlendirilmesi		Zaman serisi	Bir hisse senedinin getirisi ile betası arasındaki korelasyonu nicel olarak ortaya koymuştur. Sonuçlar, bir hisse senedinin getirisi ile betası arasındaki ilişkinin zaman ölçeği uzadıkça güçlenmekte olduğunu göstermiştir fakat yedek değişkenler arasındaki doğrusallık testi önemli bir belirsizlik olduğunu ortaya koymuştur. Bu nedenle FVFM'nin tahmin edilmesinde orta dönemli süreçler üzerinde uygulama yapılması, kısa döneme göre daha anlamlıdır.
Humpe ve Macmillan (2007)	1965-2005 dönemi Makroekonomik değişkenlerin Amerika ve Japonya'daki hisse senedi fiyatlarına olan etkisi		Koentegrasyon analizi	Amerika için hisse senedi fiyatları ile endüstriyel üretim arasında pozitif ilişki varken, tüketici fiyat endeksi ve uzun vadeli faiz oranı ile negatif ilişki bulunmaktadır. Ayrıca para arzının hisse senedi üzerine önemli bir etkisi bulunmamaktadır. Fakat Japonya için hisse senedi fiyatları, endüstriyel üretimden pozitif yönde etkilenirken, para arzından negatif yönde etkilenir.
Kavurmacı (2009)	İMKB 50 hisse senetleri fiyatları için 2002-2006 yılları yüzde değişimi	İMKB 100, altın fiyatları, faiz oranı (hazine bonosu), TÜFE, sanayi üretim endeksi, GSMH, döviz kuru (dolar ve Euro), kredi hacmi, para arzı (M2), kapasite kullanım oranı, ihracat ve ithalat	İki aşamalı regresyon analizi	İMKB için Finansal Varlıkları Fiyatlama Modelinin Arbitraj Fiyatlama Modelinden, daha az değişken sayısı ile daha fazla açıklayıcılık sunar ve daha verimli bir modeldir.

Bıtırak 2010	2000 Ocak- 2009 Aralık İMKB 100 aylık verileri	İMKB endeksi, külçe altın gram fiyatları, döviz kuru(dolar), para arzu (geniş ve dar tanımlı), enflasyon, faiz oranı, ekonomik aktivite, uluslararası portföy yatırımları, sanayi üretim endeksi, tasarruf mevduat faiz oranları, tüketici fiyat endeksi, ihracatın ithalatı karşılama oranı, imalat sanayi kapasite kullanım oranları, iç borç stoku, cari işlemler dengesi	Çoklu regresyon analizi	Tasarruf mevduat faiz oranı ve külçe altın gram fiyatı değişkenlerinin İMKB 100 endeksini negatif, kapasite kullanım oranı ve geniş tanımlı para arzu değişkenlerinin pozitif yönde etkilediği sonucuna varılmıştır.
Korkmaz, Yıldız ve Gökbulut (2010)	FVFM (İMKB) Ulusal 100 Endeksi'nde işlem gören ve 1993-2007 yılları arasında süreklilik arz eden işletmeler		Panel veri analizi yöntemi	FVFM'nin İMKB'de ilgili dönemde geçerli olduğunu ve panel regresyonun piyasa risk priminin hesaplanmasında alternatif bir yaklaşım olabileceği sonucu
Çakır (2012)	“Bankacılık”, “gıda ve içecek”, “holding ve yatırım”, “orman, kağıt ve basım”, “kimya, petrol ve plastik”, “metal eşya ve makine”, “sigorta”, “taş, toprak”, “tekstil”, “turizm”, “ulaştırma”, “sınai” 2000:10- 2003:08 dönemi – yatay piyasa koşulları, 2003:09- 2007:11 dönemi – yükselen piyasa koşulları ve 2007:12- 2009:03 dönemi – düşen piyasa koşulları	Sanayi Üretim Endeksi Döviz Kurları Hazine Bonosu Faizleri	Çoklu regresyon yöntemi	Sanayi üretim endeksi, döviz kurlarındaki değişimler ve faiz oranları faktörlerinin birlikte etkisi ve tüm piyasa koşulları genel olarak göz önünde bulundurulduğunda sanayi üretim endeksi ile sektör endeksleri doğru orantılıyken; döviz kurlarındaki değişimler ve hazine bonusu faizleri ile sektör endeksleri genel olarak ters orantılıdır. Genel anlamda makroekonomik faktörlerin en fazla etkilediği sektörler; Bankacılık, Sigorta, Metal ve Makine ve Taş Toprak sektörleri olmuştur.

Tuna ve Tuna'nın (2013)	1991-2009 dönemi için İMKB'de sürekli işlem gören 73 adet hisse senedinin aylık getirileri			AY-FVFM'nin İMKB'de geçerli olduğunu göstermiş, ayrıca aşağı yönlü beta katsayısının getiri değişimlerini açıklama gücünün, geleneksel beta katsayısından daha yüksek olduğu belirlenmiştir. Bu nedenle, seçilen dönem için İMKB'de aşağı yönlü betanın, geleneksel betaya üstün olabileceği sonucuna ulaşılmıştır.
-------------------------	--	--	--	---

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

PANEL VERİ EKONOMETRİK YÖNTEMLERİLE MODELİN TAHMİNİ

Bu bölümde amacımız, Sermaye Varlıkları Fiyatlama ve Arbitraj Fiyatlama Modellerinin hisse senedi getirileri açısından karşılaştırmasını yapmak için gereken duyarlılık katsayılarını ve açıklayıcılıklarını hesaplamak ve buna uygun model oluşturmaktır. Öncelikle bu bölümde tez çalışmasında kullanılacak olan panel veri yöntemine ilişkin teorik çerçeve verilmiştir.

Sonraki aşamada araştırmanın konusu ele alınmış ve modelin oluşturulmasında kullanılan değişkenlerin neler olduğu belirlenmiştir. Modelde yer alan değişkenlerin panel veri analizi ile test edilmesinin ardından yorumları yapılmış, Sermaye Varlıkları Fiyatlama ve Arbitraj Fiyatlama Modelleri hisse senedi getirileri açısından karşılaştırılmıştır.

4.1. Panel Verinin Özellikleri

Panel veri; bireyler, ülkeler, hane halkları ve firmalar gibi yatay kesit birimlere ait gözlemlerin, belli bir zaman periyodunda bir araya getirilmesi olarak tanımlanır (Baltagi, 2005: 1).

Regresyon modelleri hem betimsel hem de yapısal ekonometrinin önemli istatistiksel araçlarıdır. Ancak ekonomik verilerden regresyon doğrusuna genellikle nedensel bir yorum verilemez. Gerçekte gözlemlenen ve gözlemlenemeyen değişkenler arasında ilişki olması beklenirken, regresyon modellerinde açıklayıcı değişkenler ile gözlemlenemeyen değişkenlerin ilişkisiz olduğu kabul edilmiştir. Ayrıca gözlemlenemeyen heterojenlik nedeniyle de değişkenler arasında ilişki olabilir. Bu durum yatay kesit regresyon analizinde genellikle karşılaşılan bir problemdir. Hem sağ tarafta ve hem de sol tarafta yer alan değişkenleri direk etkileyen değişkenler denklemde yer almıyorsa, açıklayıcı değişkenler hata terimleri ile ilişkili olacak ve regresyon katsayıları sapmalı olacaktır. Ekonometrinin genelde bu sorunlara karşılığı çoklu

regresyon ve araç değişken modelleridir (Arellano, 2003: 7-8). Panel veri analizi yöntemi de son zamanlarda bu soruna karşı etkili bir çözüm yolu oluşturmaktadır. Panel veri analizi ilişkili ve zamanla değişmeyen heterojenliği kontrol altına alabilmektedir (Uğur, 2009: 35).

Ekonomik analizlerde panel veri kullanmak zaman serisi veya yatay kesit veri kullanmaya kıyasla daha iyi sonuçlar verir. Panel verilerin temel avantajı yatay kesit birimler arası davranış farklılığının modellenmesinde araştırmacıya esneklik sağlamasıdır (Greene, 2007: 284). Panel verinin diğer avantajları şu şekilde sıralanır:

1. Panel veri analizinde yer alan bireyler, firmalar, bölgeler ve ülkeler gibi yatay kesit birimleri aynı özellikleri taşımazlar, yani heterojendirler. Zaman serisi ve yatay kesit verileri analizleri bu değişikliği kontrol edemezken; panel veri analizi veri setinin içerdiği bu heterojenliği kontrol eder (Baltagi, 2005: 4).
2. Panel veri analizi araştırmacıya daha fazla veri ile çalışma olanağı sunar. Bu durumda, gözlem sayısı ve dolayısıyla serbestlik derecesi artmış olur. Açıklayıcı değişkenler arasındaki çoklu doğrusal bağlantının derecesi azalır. Böylece ekonometrik tahminlerin güvenilirliği ve etkinliği artmış olur (Hsiao, 2003: 3).
3. Panel veri uyum dinamiklerini çalışmak için daha uygundur. Göreceli olarak sabit olan yatay kesit dağılımları birçok değişikliği gizler. Panel veri ile işsizlik süreleri, konut ve gelir hareketliliği daha iyi çalışılabilir. Ayrıca, işsizlik ve yoksulluk gibi ekonomik durumların sürelerini incelemek de daha iyidir ve eğer panel yeterince uzunsa ekonomi politikası değişimindeki uyarlamayı aydınlatılabilir (Baltagi, 2005: 6).
4. Modeldeki açıklayıcı değişkenlerle ilişkili olan ve modelde yer alması gerekirken dahil edilmeyen dışlanmış değişkenler nedeniyle sapmasız, tutarlı ve etkin tahminler elde edilemeyebilir. Panel veri hem zamansal dinamikleri hem de kesit birimlerini içerdiği için eksik ya da gözlemlenemeyen değişkenlerin etkileri daha iyi kontrol edebilir (Hsiao, 2003: 5).

5. Diğer bir avantaj, durağan olmayan zaman serisi analizlerinin yapılmasıdır. Eğer veriler durağan değilse $T \rightarrow \infty$ iken en küçük kareler ve maksimum olabilirlik tahmincilerinin büyük örneklem dağılımları normal dağılım göstermez. Fakat yatay kesitlerin bağımsız olduğu panel veride, merkezi limit teoremi yatay kesit birimleri boyunca birçok tahmincinin limit dağılımının asimptotik olarak normal ve Wald tipi test istatistiklerinin asimptotik olarak ki-kare dağılımına sahip olduğu gösterilebilir (Hsiao, 2003: 7).

Panel verinin avantajlarının yanı sıra bazı dezavantajları ve kısıtlamaları vardır. Panel veri ile yapılan çalışmalarda verileri düzenleme ve verileri toplama sorunu vardır. Bu sorunlar kapsam, cevap vermeme, hatırlamama, görüşme sıklığı, görüşme ortamı ve referans dönemi problemleridir (Baltađı, 2005: 7). Buna ek olarak yatay kesit bağımlılığı vardır. Bu durum birimlerin hata terimleri arasında korelasyon olduğunu ifade etmektedir. Yatay kesit bağımlılığının varlığı standart sabit etki ve rassal etki tahminlerinin tutarlı ancak etkin olmamasına ve tahmin edilen standart hataların sapmalı olmasına neden olmaktadır (Hoyos, 2006). Seriler arasındaki yatay kesit bağımlılığının dikkate alınıp alınmaması elde edilen sonuçları önemli ölçüde etkilemektedir (Breusch ve Pagan, 1980; Pesaran, 2004). Bu sebeple analize başlamadan önce serilerde ve eşbütünleşme denkleminde yatay kesit bağımlılığının varlığının testleri yapılmalıdır. Çünkü birim kök ve eşbütünleşme testleri seçilirken bu durum göz önünde bulundurulmalıdır. Aksi halde yapılan analizler hatalı sonuçlar verebilecektir. Yatay kesit bağımlılığının varlığı, panelin zaman boyutu yatay kesit boyutundan büyükse Breusch-Pagan (1980) Lagrange Multiplier (LM) testiyle; her ikisi de büyükse Pesaran (2004) Cross-Section Dependence (CD) testiyle araştırılabilmektedir (Göçer vd, 2012: 455). Panel veride birim boyutu zaman boyutuna kıyasla daha fazladır. Bunun anlamı, asimptotik değerlerin oldukça fazla sonsuza uzanan birim sayısına dayandığı anlamına gelir (Baltađı, 2005: 7). Panel veri modelindeki hata terimi çoğu zaman sapmalıdır ve terim hem zaman serisi modeline hem de yatay kesit modeline ait sapmayı içermektedir (Tatođlu, 2012: 14).

4.2. Panel Veri Modelleri

Panel veri regresyonu yatay kesit ve zaman serisi regresyonundan farklı olarak değişkenlerinde çift alt indis ile gösterilir:

$$y_{it} = \alpha_{it} + \beta_{1it}x_{1it} + \beta_{2it}x_{2it} + \dots + \beta_{kit}x_{kit} + \varepsilon_{it}$$

$$y_{it} = \alpha_{it} + \sum_{k=1}^K \beta_{kit}x_{kit} + \varepsilon_{it} \quad k = 1, 2, \dots, K; i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T. \quad (4.1)$$

Denklem (4.1)'de i hanehalkı, bireyler, firmalar, ülkeler gibi birimleri; t zamanı, yani i alt indisi yatay kesit boyutunu ifade ederken t alt indisi zaman serisi boyutunu temsil etmektedir. k değişken sayısını; y_{it} bağımlı değişkeni; α_{it} sabit parametreyi; $\beta_{kit} = (\beta_{1it}, \beta_{2it}, \dots, \beta_{Kit})$ eğim parametrelerini; x_{kit} açıklayıcı değişkeni; ε_{it} hata terimini ifade etmektedir. Ayrıca $\varepsilon_{it} \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$ olduğu varsayılmıştır.

Panel veri ile daha çok hata terimlerinin özellikleri ve katsayıların değişebilirliği ile ilgili farklı varsayımlardan dolayı farklı modeller oluşturulabilmektedir. Bu modeller:

- Eğim parametresi ve sabit parametrenin birim ve zamana göre değişmediği durum:

$$y_{it} = \alpha + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{kit} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (4.2)$$

- Eğim parametresinin sabit ve sabit parametrenin birimlere göre değiştiği modeller:

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{kit} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (4.3)$$

- Eğim parametresinin sabit, sabit parametrenin birimlere ve zamana göre değiştiği modeller:

$$y_{it} = \alpha_{it} + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{kit} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (4.4)$$

- Tüm parametrelerin birimlere göre değişken olduğu modeller:

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \beta_{ki} x_{kit} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (4.5)$$

- Tüm parametrelerin birimlere ve zamana göre değiştiği modeller:

$$y_{it} = \alpha_{it} + \sum_{k=1}^K \beta_{kit} x_{kit} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (4.6)$$

şeklindedir (Hsiao, 2003: 11).

Panel veri modellerindeki parametreler birimlere veya birimlere ve zamana göre farklı değerler alabilir ve bu durumda tahmin edilen parametre sayısı örneklem hacmini aşar. Bu nedenle panel veri analizi yapılan çalışmalarda hata teriminin özellikleri ve katsayıların değişebilirliği ile ilgili farklı varsayımlar nedeniyle farklı modeller elde edilebilir. Bunlar: α_i 'nin açıklayıcı değişkenler (x_{kit}) ile korelasyonlu olması durumunda kullanılan sabit etkiler modeli ve α_i 'nin açıklayıcı değişkenler (x_{kit}) ile korelasyonsuz olması durumunda kullanılan rassal etkiler modelidir. Her iki yaklaşımda da hata terimi ε_{it} 'nin, birim ve zaman boyunca bağımsız ve normal dağıldığı varsayılmaktadır (Johnson ve Dinardo, 1997: 391).

4.2.1. Sabit Etkiler Modeli

Sabit etkiler modeli, yatay kesit birimlerini oluşturan örneklem rassal örneklem seçimi oluşturulmadığı durumda kullanılır (Erlat, 2008: 11). Eğitim ve/veya kesim katsayılarının, birimlere veya zamana göre değiştiği modeller tek yönlü sabit etkiler modeli; eğitim ve/veya kesim katsayılarının hem birimlere hem de zamana göre değiştiği modeller ise çift yönlü sabit etkiler modelidir.

Gözlemlenemeyen etkilerin açıklayıcı değişkenler ile ilişkili olduğu durumda, içsellik problemini çözmek için kullanılır. Sabit etkiler modelinde, eğitim parametreleri bütün yatay kesit birimler için aynı iken, sabit parametre α_i , tek yönlü modelde birimden birime değişmektedir (Tatoğlu, 2012: 79).

Eğer modelde z_i gözlemlenemeyen fakat X_{it} ile korelasyonlu ise eksik bilgi sebebiyle en küçük kareler tahmincisi β yanlı ve tutarsız olur. Tek yönlü sabit etki modeli:

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it} + \beta + u_{it} \quad (4.7)$$

Denklem (4.7)'de $(x_{1it}, \dots, x_{Kit}) = x'_{it}$ ve u_{it} ile açıklayıcı değişkenler arasında korelasyon olmadığı varsayılmaktadır. Burada $\alpha_i = z'_i \alpha$ tüm gözlemlenebilir etkileri içerir ve tahminlenebilir koşullu bir ortalama olduğunu gösterir. Bu sabit etki yaklaşımı α_i regresyon modelindeki gruba özgü terimi ifade eder. Burada kullanılan “sabit” terimi α_i 'nin rassal olmadığı anlamına gelmez. α_i ve X_{it} 'nin korelasyonlu olduğunu ifade eder (Greene, 2007: 183).

Bu model birimler arasındaki farklılıkların sabit terimden ileri geldiğini varsaymaktadır. Birim etki α_i gözlemlenemeyen bir değişken olarak bilinir fakat burada α_i tahmin edilmesi gereken sabit bir terim olarak ele alınacaktır. y_i bağımlı değişken ve X_i açıklayıcı değişken, i ise $T \times 1$ boyutlu birim matris ve u_i , $T \times 1$ boyutlu hata terimi matrisi ifade etmektedir. Bu durumda model:

$$y_i = X_i \beta + i \alpha_i + u_i. \quad (4.8)$$

Modelin matris formu

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_n \end{bmatrix} \beta + \begin{bmatrix} i & 0 & \dots & 0 \\ 0 & i & \dots & 0 \\ & & \vdots & \\ 0 & 0 & \dots & i \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \vdots \\ \alpha_n \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ u_n \end{bmatrix}$$

veya

$$y = [X \quad d_1 \quad d_2 \quad \dots \quad d_n] \begin{bmatrix} \beta \\ \alpha \end{bmatrix} + u. \quad (4.9)$$

Burada \mathbf{d}_i , i . birimin gölge değişkenini ifade etmektedir (Greene, 2002: 287). Her bir i için kesim parametresi tahmin etmenin bir yolu, modelde açıklayıcı değişkenler ile birlikte her bir yatay kesit gözlem için bir kukla değişken eklemektir (Wooldridge, 2013: 485). $D = [\mathbf{d}_1 \ \mathbf{d}_2 \ \dots \ \mathbf{d}_n]$, $nT \times n$ boyutlu bir matristir bu durumda modeli şu şekilde ifade edebiliriz:

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\beta + \mathbf{D}\alpha + u. \quad (4.10)$$

Bu model Gölge Değişkenli En Küçük Kareler yöntemidir (Greene, 2002: 287). Hata terimi $E(u_i) = 0$, $var(u_i) = \sigma^2$ ve hata terimi otokorelasyonsuzdur. Bu model klasik regresyon modelidir ve eğer n yeterince küçükse sıradan en küçük kareler ile tahmin yapılabilir. Bireylerin gözlemlenemeyen etkilerinin modelde yer almasını sağlayan yöntem En Küçük Kareler Kukla Değişkeni tahmincisidir. Sabit etkileri modele dahil etmek için kukla değişken kullanılır.

Grup içi tahmin yöntemde, her birim için zaman serisi gözlemlerinden birim ortalamalar çıkartılarak değişkenler dönüştürülür ve daha sonra dönüştürülmüş değişkenlerle oluşturulan regresyona Havuzlanmış En Küçük Kareler Yöntemi uygulanır. Daha sonra birim gölge değişken katsayıları, kalıntıların grup ortalamaları kullanılarak tahmin yapılır. Böylece, gölge değişken tuzağının yanı sıra çoklu doğrusal bağlantı sorunundan da kurtulmuş olunur (Tatoğlu, 2012: 86).

Orijinal regresyon modelimiz

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + u_{it}. \quad (4.11)$$

Zaman boyutuna göre birim ortalamalar alınırsa,

$$y_{it} - \bar{y}_i = (x_{it} - \bar{x}_i)\beta + u_{it} - \bar{u}_i. \quad (4.12)$$

veya (4.13) görüldüğü gibi ifade edilir:

$$\bar{y}_{it} = \bar{x}_{it}\beta + \bar{u}_{it}. \quad (4.13)$$

Denklem (4.13)'te

$$\bar{y}_{it} = (y_{it} - \bar{y}_i), \quad \bar{x}_{it} = (x_{it} - \bar{x}_i) \text{ ve } \bar{u}_{it} (= u_{it} - \bar{u}_i).$$

Grup içi tahmincinin varsayımları:

- $E(\bar{u}_{it} | \bar{x}_i, \alpha_i) = 0$

Bağımsız değişkenler ile birim etkinin hata terimi ile ilişkisiz olduğu anlamına gelmektedir. Fakat $E(\alpha_i | \bar{x}_i) \neq 0$ olabilmektedir. Bu sebeple, sabit etkiler modelinde x_{it} 'lerle korelasyonlu olan birim etkiler olsa bile tutarlı olabilmektedir. $E(\alpha_i | \bar{x}_i) \neq 0$ olabilme varsayımı rassal etkiler modeli için geçerli değildir. Buna duruma göre, sabit etkiler tahmincisi rassal etkiler tahmincisinden daha dirençlidir.

- $[\sum_{t=1}^T E(\bar{x}_i' \bar{x}_i)] = K$

Bağımsız değişkenler arasında çoklu doğrusal bağlantı yoktur.

Bu iki varsayım grup içi tahmincinin tutarlılığını sağlamaktadır.

- $E[\bar{u}_i' \bar{u}_i | \bar{x}_i, \alpha_i] = \sigma_u^2 I_T$

Bu varsayım varyanslar sabittir ve koşullu kovaryanslar sıfırdır (Tatoğlu, 2012: 86-89).

4.3. Araştırmanın Konusu ve Kullanılan Veri Seti

Finans literatüründe finansal varlıkların getirilerini etkileyen faktörleri belirlemeye yönelik iki model bulunmaktadır. Finansal Varlıkları Fiyatlama Modeli belli varsayımlar altında finansal varlıklarda beklenen getirileri etkileyen tek unsurun her bir varlığın piyasa ortalama getirisi ile olduğunu savunur. Sistemik riski ifade eden bu ilişki, modelde beta katsayısı ile ölçülür. Arbitraj Fiyatlama Modeli ise belli varsayımlar altında finansal varlıkların beklenen getirisini birden çok makroekonomik faktörün etkileyeceğini ifade eder. Araştırmanın amacı, Finansal Varlıkları Fiyatlama Modeli ve Arbitraj Fiyatlama Modeli'ni beta ve duyarlılık katsayıları aracılığıyla hisse senedi getirileri açısından karşılaştırmaktır.

Uygulamada veri seti Borsa İstanbul'a kayıtlı İmalat Sanayi'de yer alan 2005:01-2012:09 döneminde süreklilik arz eden 139 işletmenin aylık verilerinden

oluşmaktadır. Çalışmadaki firmalara ait veriler BIST (Borsa İstanbul) resmi internet sitesindeki bilgilerle oluşturulmuştur.

Çalışmada bağımlı değişken İmalat Sanayi’de 2005:01-2012:09 yıllarında yer alan 139 firmaya ait ay sonu kapanış fiyatlarıdır. Bağımsız değişken olarak 2005:01-2012:09 dönemi BIST-100, Cumhuriyet Altını Satış Fiyatı (TL/Adet), Hazine Bonosu Risksiz Faiz Oranı 90 Günlük Devlet İç Borçlanma Senedi, Sanayi Üretim Endeksi, Kapasite Kullanım Oranı, Para Arzı M1 ve M2, Ödemeler Dengesi Cari İşlemler Hesabı, Cari Açık, İç Borç Stoğu, TÜFE ve Reel Efektif Döviz Kuru aylık verileri kullanılmıştır. Çalışmada ele alınan makroekonomik değişkenler ve BIST Endeks getirileri Tablo 2’de belirtilen kuruluşların kaynaklarından elde edilmiştir.

Arbitraj Fiyatlama Modeli’nde hisse senedi getirilerini etkilediği varsayılan dört makroekonomik değişken ile ilgili açıklamalar şu şekildedir:

Reel Efektif Döviz Kuru (DOVIZ): Döviz kuru riskinin varlığı, hisse senedi getirisini (fiyatını) ve dolayısıyla firmaların değerini etkileyebilir. Döviz kuru hisse senedi piyasalarını etkileyen önemli bir unsur olarak finans literatüründe kabul görmüştür (Akçoraoğlu ve Yurdakul, 2002; Yılmaz, Güngör ve Kaya, 2006). Dışa açık bir ekonomide hisse senedi getirileri ülke ekonomisindeki değişimlerden etkilendiği gibi global ekonomideki hisse senedi fiyatlarından ve döviz kurlarından da etkilenmektedir (Sharma ve Mahendru, 2010). Hisse senedi fiyatları ile döviz kuru arasındaki ilişkinin incelendiği çalışmalarda genellikle Nominal Döviz Kurunun fiyatının modele dahil edildiği görülmektedir. Reel Efektif Döviz Kurunun enflasyon farklılıklarını göz önünde bulunduracak şekilde hesaplanması, ülke ekonomisiyle ilgili daha fazla bilgi içermesi ve ülkenin dış rekabet gücüne ilişkin kullanılan bir gösterge olması sebebiyle çalışmada Nominal Döviz Kuru verileri yerine Reel Efektif Döviz Kuru verileri kullanılmıştır (Savaş ve Can, 2011). Reel Efektif Döviz Kuru, ticari ilişkisi bulunan her ülke para biriminin hesaplamalara dahil edilmesi ile oluşturulan bir endekstir (Çukur ve Topuz, 1997: 24). Literatürde döviz kurları ile hisse senedi fiyatları arasında ters yönlü bir ilişki olduğunu gösteren çalışmalar bulunmaktadır (Dumitriu, 2010; Dizdarlar ve Derindere, 2008; Soenen ve Hennigan, 1988; Ma ve Kao, 1990; Akçoraoğlu ve Yurdakul, 2002; Zügül vd., 2009; Chiang ve Kee, 2009; Kuwornu ve Owusu-Nantwi, 2011). Döviz kurlarındaki yükseliş, döviz talebi artıracak ve hisse senetlerine olan talebi düşüreceği beklentisinden, hisse senetlerinin fiyatlarının düşeceği ve hisse senedi

getirilerinin azalacağı beklenmektedir (Kaya vd, 2013). Yerel hisse senedi piyasası, döviz kurunun aşırı yükselmesinden yararlanır böylece hisse senedi fiyatları artar. Yerli para değer kaybettiğinde uluslararası veya ihracata yönelik firmaların rekabet gücü artar ve bu firmalar kurun aşırı yükselmesinden doğrudan yararlanır. İç ekonomik durumun bozulması döviz kurunda bir değişme meydana getirdiğinde, yerli paranın değer yitirmesi yerel hisse senedi piyasasını olumsuz yönde etkiler. Yabancı para Türkiye’de yatırımcıların hisse senetlerinin önemli alternatiflerinden biri olarak görülür. Dolayısıyla, ikame etkisi dikkate alındığında, Türkiye örneği için döviz kuru ile hisse senedi getirileri arasında negatif ilişki beklenir (Özçam, 1997). Finans literatüründe döviz kurları ile hisse senedi fiyatları arasında pozitif ilişki olduğunu gösteren çalışmalar da vardır (Gay, 2008; Sohail ve Hussain, 2011; Aggarwal; 1981; Savaş ve Can, 2011).

Enflasyon (TUFE): Enflasyon oranı Türkiye gibi enflasyonun yüksek olduğu ülkelerde hisse senedi fiyatına etki eden önemli bir makroekonomik değişken olarak görülür. Enflasyon oranındaki artış ulusal paranın değerini düşüreceğinden hisse senedi fiyatlarında artış olacaktır. Dolayısıyla teorik olarak hisse senedi ile enflasyon arasında aynı yönlü bir ilişki olması beklenir. Ama yapılan çalışmalarda bu durumun aksi yönünde sonuçlar saptanmıştır (Karamustafa ve Karakaya, 2004). Fama’ya göre hisse senedi fiyatları firmaların gelecekteki kazanç potansiyellerini yansıttığından, enflasyon oranındaki artış nedeniyle ortaya çıkan ekonomik bozulma hisse senedi fiyatlarını ve dolayısıyla hisse senedi getirilerini düşürür (Fama, 1981). Benzer şekilde Fama’nın bu görüşü Leroy (1984), Lee (1992) ve Marshall (1992) tarafından da desteklenmiştir (Dizdarlar ve Derindere, 2008). Ayrıca, Nelson (1976) savaş sonrası verileriyle, Firth (1976) İngiltere Borsası ve Boyle ve Young Japonya verileri ile yaptıkları çalışmalarında hisse senetleri ile enflasyon arasında negatif yönlü ilişki tespit etmişlerdir (Cihangir ve Kandemir, 2012: 285). Chen vd. (1986) de beklenen ve beklenmeyen enflasyonun hisse senedi fiyatları üzerinde negatif bir etkisinin olduğu sonucuna varmışlardır. Enflasyon ölçümünün göstergesi olarak modelde tüketici fiyat endeksi (TÜFE) 2005:01-2012:09 dönemi aylık verileri kullanılmıştır. Literatürde enflasyonun hisse senedi getirileri üzerine olan etkisi konusunda bir birliklilik yoktur. Bazı çalışmalarda enflasyon ile hisse senedi getirileri arasında pozitif ilişki saptanmıştır (Zügül vd., 2009; Sohail ve Hussain,2011; Omağ 2009; Akkum ve Vuran, 2005).

Borsa İstanbul 100 Endeksi (BISTF): Borsa İstanbul'da genel fiyat düzeyini belirlemek için kullanılan temel endeks BIST 100'dür. Bu endeks, piyasa değeri en yüksek 100 şirketi içerir. Pazar portföyü olarak BIST 100 endeksinin 2005-2012 yılı aylık getirileri veri olarak kullanılmıştır ve bağımlı değişkendir. Hisse senedi endeksleri, hisse senedi getirisini belirlemek için kullanılır. Her bir şirketin hisse senetlerinin son işlem fiyatı, o şirketin borsada işlem gören toplam hisse senedi adedi ile ağırlıklandırılarak dikkate alınır.

Kapasite Kullanım Oranı (KKO): Bir üretim biriminin belirli bir dönemde fiilen gerçekleştirdiği üretim miktarının fiziki olarak üretebileceği en yüksek miktara olan oranına kapasite kullanım oranı denir. Bir ülkedeki tüm üretim maliyetlerinin düzeyini belirleyen ve o ülkedeki tüm üretim işletmelerinin teorik ya da maksimum kapasitelerinin ne kadarını kullandığını gösteren bu oran reel ekonomik faaliyetlerin göstergesi olduğu için modele dahil edilmiştir (Cihangir ve Kandemir, 2012: 272). Bıtrık (2010) çalışmasında kapasite kullanım oranı ile hisse senedi getirileri arasında aynı yönlü ilişki olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Hazine Bonosu (RF): Devlet tahvilleri, en az riskli menkul kıymet kabul edildiği için "beklenen getiri risksiz faiz oranı" olarak bilinir. Modelde risksiz faiz oranı (R_f) olarak 90 günlük Devlet İç Borçlanma Senedi (90 günlük Hazine Bonosu) verileri kullanılmıştır. Tahvilin anapara ve faiz ödemeleri devletin garantisi altındadır. Bu yüzden getiri kesindir ve getiriler kesin olduğu için bu getiriye risksiz faiz oranı denilmektedir. Yatırımcı, hazine iflas etmediği ve devlet var olduğu sürece getiri elde edecektir.

Tablo 2. Makroekonomik faktörler

Makroekonomik Faktörler	Kısaltma	Açıklama	Kaynak
İmalat Sanayi ay sonu kapanış fiyatı verileri	HSF	Bağımlı değişken	Borsa İstanbul
Reel Efektif Döviz Kuru	DOVIZ	TÜFE Bazlı Reel Efektif Döviz Kuru	TCMB
Altın fiyatları	ALTN	Cumhuriyet Altını satış fiyatı (TL/Adet) (Modelden çıkarıldı)	TCMB
Enflasyon	TUFE		TCMB
Borsa İstanbul 100 Endeksi	BISTF	Piyasa portföyü	Borsa İstanbul
Hazine Bonosu	RF	90 günlük Devlet İç Borçlanma Senedi	TCMB
Sanayi Üretim Endeksi	SUE	İmalat Sanayi (Modelden çıkarıldı)	TCMB
Cari İşlemler Hesabı	CARIHS	Ödemeler Dengesi Cari İşlemler Hesabı (Modelden çıkarıldı)	TCMB
Cari Açık	CARIAC	Ödemeler bilançosu genel denge değişkeni (Modelden çıkarıldı)	TCMB
İç Borç Stoğu	ICBORC	(Modelden çıkarıldı)	TCMB
Para Arzı M1	M1	(Modelden çıkarıldı)	Kalkınma Bakanlığı
Para Arzı M2	M2	(Modelden çıkarıldı)	Kalkınma Bakanlığı
Kapasite Kullanım Oranı	KKO		Kalkınma Bakanlığı

Araştırmada öncelikle sektör endekslerini etkilediği düşünülen makroekonomik faktörlerin etki derecesini belirlemek için panel veri analizi yöntemi kullanılmıştır.

Analiz sonucunda altın fiyatları, iç borç stoğu, cari açık, sanayi üretim endeksi, cari işlemler hesabı, para arzı M1 ve M2 istatistiksel olarak anlamsız bulunduğu için modelden çıkarılmıştır.

İstatistiki analizler STATA 11 paket programı yardımıyla yapılmış; regresyon analizi için panel veri analizi yöntemi kullanılmıştır. Araştırma öncelikle modelde kullanılacak makroekonomik risk faktörleri belirlenmiş ve bu makroekonomik risk faktörleri Excel programı kullanılarak düzenlenmiştir.

Sonraki aşamada, her bir sektörel endeksin makroekonomik risk faktörlerine karşı duyarlılık katsayıları yani beta katsayıları panel veri analizi yöntemi kullanılarak tahmin edilmiştir. Makroekonomik değişkenler ile endeks getirileri arasındaki ilişkiler incelenmiş ve hesaplanan Arbitraj Fiyatlama Modeli ve Sermaye Varlıkları Fiyatlama Modeline ait bulgular tablolar eşliğinde yorumlanmıştır.

Son aşamada iki modelin açıklayıcılık temelinde birbirlerine üstünlüğü olup olmadığı çeşitli karşılaştırmalar yapılarak yorumlanmıştır.

4.4. Arbitraj Fiyatla Modeli Analizi

Arbitraj Fiyatlama Teorisinde menkul kıymetlerin fiyatlarını etkileyen çok sayıda ekonomik faktör bulunmaktadır. Model, İmalat Sanayi sektörel endekslerinin beklenen getirisinin makroekonomik değişkenlere nasıl ve ne ölçüde tepki verdiğini makroekonomik değişkenlere ait betalarla ölçmektedir.

Çalışmada hata payı %1 olarak belirlenmiştir. Regresyon analizleri sonucunda elde edilen regresyon katsayıları (β) ve bu katsayıların istatistiksel olarak anlamlılığını gösteren olasılık değerleri tablolarla gösterilmiştir. t testi ve F testi için olasılık değerleri $P > |t|$ ve $Prob > F$ hesaplanmaktadır. Panel veri regresyon işleminin istatistiksel olarak anlamlılığının test etmek için t -testi ve F -testi değerleri incelenmektedir. Hangi hata payı ile çalışılıyorsa (α), o hata payı ile olasılık değerleri karşılaştırılmakta ve *olasılık değeri* $<$ *hata payı* ise test istatistiğinin anlamlı olduğu söylenmektedir. Regresyon modelinin bütünsel olarak anlamlılığı için F -değerinin olasılık yoğunluk değerinin $p < 0,01$ değerinden küçük olması gerekmektedir.

Modellerin istatistiki olarak açıklayıcılığı R^2 değerleriyle yorumlanmaktadır. R^2 , bağımlı değişkenin değişiminin yaklaşık yüzde kaç oranında analizde yer alan bağımsız

değişkenler yardımıyla ifade edilebildiğini göstermektedir. Ayrıca, tam logaritmik model olduğu için, parametreler elastikiyetleri vermektedir.

4.4.1. Panel Veri Analizi Tahminci Seçimi

Panel veri modelinin tahmininde sabit etkiler (fixed effects) ve rassal etkiler (random effects) olmak üzere temel iki yaklaşım bulunmaktadır.

Sabit Etkiler Modeli ve Rassal Etkiler Modellerinden hangisinin kullanılacağı konusunda genel yaklaşım belirli bir grubun tüm üyelerinin modele dahil edilip edilmediğiyle ilgilidir. Bu yaklaşım, sezgisel bir nitelik taşımakla birlikte veri setinin niteliklerine bakılarak karar verilir (Baltagi, 2005: 19). Bu çalışmada veri setinin neredeyse tamamına ulaşılmış olması gerekçesiyle model tahmini için sabit etkiler tahmini kullanılmıştır.

Tablo 3. Sabit Etkiler Modeli İstatistik Sonuçları

Sabit Etkiler (grup içi) tahmini		Gözlem sayısı= 12927 Grup sayısı= 139 R-Kare grup içi= 0,1849 $F(4,12784) = 725.14$ $Prob > F = 0.000$		
loghsf	Katsayı	Standart hata	<i>t</i>	$P > t $
logbistf	1.126932*	.0294455	38.27	0.000
logdoviz	-1.011351*	.0840557	-12.03	0.000
logtufe	-1.21388*	.0527267	-23.02	0.000
logkko	.4550677*	.0832288	5.47	0.000
c	-1.74896	.5666532	-3.09	0.002

* %1, **%5, ***%10 anlamlılık düzeyi

Tablo 3 incelendiğinde BIST-100 endeksinin hisse senedi getirilerini istatistiksel olarak anlamlı ($(P > |t|) = 0.000 < 0.01$) etkilediği gözlenmektedir. BIST-100'deki %1'lik artış hisse senedi getirilerinde %1.12'lik artışa neden olmaktadır. Döviz kurunun hisse senedi getirilerini istatistiksel olarak anlamlı ($(P > |t|) = 0.000 < 0.01$) etkilediği gözlenmektedir. Döviz kurundaki %1'lik artış hisse senedi getirilerinde %1.011'lik azalışa sebep olmaktadır. Enflasyonun hisse senedi getirilerini istatistiksel olarak

anlamli ($(P > |t|) = 0.000 < 0.01$) etkilediđi gözlenmektedir. Enflasyondaki %1'lik artış hisse senedi getirilerini %1.21 azaltmaktadır. Kapasite kullanım oranının hisse senedi getirilerini istatistiksel olarak anlamli ($(P > |t|) = 0.000 < 0.01$) etkilediđi gözlenmektedir. Kapasite kullanım oranındaki %1'lik artış hisse senedi getirilerinde %0.45'lik artışa neden olmaktadır.

Diđer yandan, çoklu regresyon modelinin bütünsel olarak anlamlılığına F -testiyle bakıldığında F deđerinin kritik deđerinin üstünde ve ($prob = 0.000 < 0.01$) olmasına dayanarak regresyon modelinin anlamli olduđu sonucuna ulařılır. Ayrıca, R^2 deđerlerinin 0,18 olması sebebiyle modelde kullanılan bağımsız deđişkenlerin, endeks deđişimlerini açıklama gücünün zayıf olduđu sonucuna ulařılmıştır.

4.4.2. Sabit Etkiler Modelinde Deđişen Varyans ve Otokorelasyon

Çalışmada model analiz edildikten sonra elde edilen sonuçlarda deđişen varyans ve otokorelasyon sorunlarının olup olmadıđı araştırılmıştır. Otokorelasyon için Wooldridge Testi; deđişen varyans sorunun testi için de Modifiye Edilmiş Wald Testi kullanılmıştır.

Ekonometrik analizlerde deđişen varyans sorunu zaman serisi verilerinden çok yatay kesit verilerle ilgili bir durumdur (Tatođlu, 2012: 208). Birimlere göre deđişen varyansın, Deđiştirilmiş Wald Testine göre sınanması için H_0 hipotezi teorik gösterimi (Greene, 2002: 323):

$$H_0: \sigma_i^2 = \sigma^2$$

$$H_1: \sigma_i^2 \neq \sigma^2.$$

Tablo 4. Deđiştirilmiş Wald Testi Sonuçları

$$chi2 (139) = 56328.80$$

$$Prob > chi2 = 0.0000$$

Tablo 4 incelendiđinde belirlenen hata payı (0,01) ki-kare istatistiđine ait olasılık deđerinden (0,00) daha büyük olduđundan H_0 hipotezi reddedilir. Bu modelde deđişen varyans olduđu sonucuna ulařılmıştır.

Regresyon analizlerinin temel varsayımlarından birisi hata terimleri arasında ilişkinin olmaması gerektiğidir. Hata terimleri birbiriyle ilişkili ise bu duruma otokorelasyon ya da serisel otokorelasyon denmektedir (Greene, 2007: 626). Veri setinde otokorelasyon olup olmadığını araştırmak için Wooldridge Otokorelasyon Testine bakılmıştır. Wooldridge Otokorelasyon Testi hipotezi aşağıdaki gibi kurulmaktadır.

H_0 : Birinci mertebeden otokorelasyon yoktur.

H_1 : Birinci mertebeden otokorelasyon vardır.

Tablo 5. Wooldridge Otokorelasyon Testi Sonuçları

$$F(1, 138) = 2284.535$$

$$Prob > F = 0.0000$$

Tablo 5'te görüldüğü gibi olasılık değerinden (0,00) daha büyük olduğundan H_0 hipotezi reddedilir. Bu modelde otokorelasyon vardır.

4.4.3. Pesaran Yatay Kesit Bağımlılık Testi

Yatay kesit bağımlılığı panel veri modelinin her bir birim için hesaplanan hata terimleri arasında korelasyon olduğu anlamına gelmektedir (Tatoğlu, 2012: 9). Fakat yatay birimler boyunca hataların eşanlı korelasyona sahip olması genelde karşılaşılan bir durumdur. Yani genel varsayımlardan biri olan hata teriminin bağımsız olduğu varsayımı geçersiz olur (Tatoğlu, 2012: 214). Modelde yer alan veri setinin makro panel olması yani her kesitte tekrar etmesi sebebiyle yatay kesit bağımlılığı beklenmektedir (Baltagi, 2005:238). Yatay kesit bağımlılığını test etmek amacıyla Pesaran CD (Cross-Sectionally Dependence) Testi kullanılmıştır. Panel verileri kullanıldığında birim kökün varlığını test etmek için, yatay kesit bağımlılığının sınanması gerekir (Çınar vd., 2012: 218). Hipotez:

H_0 = Yatay kesit bağımlılık yoktur.

H_1 = Yatay kesit bağımlılık vardır.

Tablo 6. Pesaran Yatay Kesit Bağımlılık Testi Sonuçları

Pesaran CD Test istatistiği = 50.284
$Pr = 0.000$

Olasılık değerlerine göre H_0 hipotezi reddedilmedi. Dolayısıyla, birimler arasında yatay kesit bağımlılığı olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

4.4.4. Panel Birim Kök Testleri

Zaman serisi analizlerinde olduğu gibi, hem zaman hem de yatay kesit analizini gerçekleştiren panel veri analizlerinde değişkenler arasındaki sahte ilişkiler olmaması için değişkenler durağan olmalıdır. Birim kökün varlığını test etmek için özellikle de makro panel verileri kullanıldığında yatay kesit bağımlılığının sınanması gerekmektedir (Korkmaz vd., 2010: 100).

Panel veri setinde yatay kesit bağımlılığı (cross-section dependence) varlığının dikkate alınıp alınmamasına göre birim kök testleri 1. nesil birim kök testleri ve 2. nesil birim kök testleri olmak üzere ikiye ayrılır (Nazlıoğlu, 2010: 88). Bununla birlikte panel verilerde yatay kesit bağımlılığı varsa 2. nesil birim kök testlerini kullanmak daha tutarlı, etkin ve güçlü tahmin yapılmasını yani daha güvenilir sonuçlar elde edilmesini sağlar (Hepaktan ve Çınar, 2012; Bai ve Kao, 2006). Bölüm 4.4.3.'ten elde edilen sonuçlara dayanarak birimler arası yatay kesit bağımlılığı var olduğu için bu bölümde 2. nesil birim kök sınaması ele alınacaktır. Hisse senedi getirileri verilerine uygulanacak 2. nesil birim kök testleri, firmaların durağan sürece sahip olup olmadığını her firma için ayrı ayrı test eden kesit açısından genişletilmiş Dickey-Fuller (Cross-Sectionally Augmented Dickey-Fuller (CADF) durağanlık testleridir. CADF testi, hisse senedi getirilerine uygulandığında her firma için ayrı CADF test istatistiği değerlerine ulaşılmaktadır. Test istatistiği sonucu değerleri, Pesaran (2006) CADF kritik tablo değerleriyle karşılaştırarak, her firma için durağanlık test edilmektedir. Hipotez;

$$H_0: \rho_i = 0, \quad \forall i$$

$$H_1: \rho_i < 0, \quad (i = 1, \dots, N_1),$$

$$\rho_i = 0, \quad (i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N)$$

H_0 : Paneli oluşturan her yatay kesite ait seri birim kök içerir.

H_1 : Paneli oluşturan yatay kesitlerin belirli bölümü (N_1/N) birim kök içerir.

Tablo 7. Pesaran CADF Testi Sonuçları

	t-bar	p
sabit & trend	-2.596	0.000
sabit	-1.886	0.086

* %1, **%5, ***%10 anlamlılık düzeyi

Tablo 7’de olasılık değerlerine bakıldığında sabit & trendli modelde H_0 her üç anlamlılık düzeyinde reddedilirken; sabit modelde sadece %10 anlamlılık düzeyinde H_0 reddedilmiştir. AFM’de deterministik öge olarak trendin de yer alması gerektiğinden sabit&trendli modele bakmak daha doğru olmaktadır. Sabit & trendli modelde her yatay kesite ait seri birim kök içermemektedir yani seriler bütün olarak durağandır.

CADF test istatistiklerinin ortalaması alınarak bulunan ve panel verilerinin bütün olarak durağanlığını sınavan kesit açısından genişletilmiş IPS (CIPS) istatistiği test sonuçları Tablo 8’deki gibidir.

$$H_0: \rho = 0, \quad \forall i$$

$$H_1: \rho < 0, \quad (i = 1, \dots, N_1),$$

$$\rho = 0, \quad (i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N)$$

H_0 : Serinin birim kökü vardır.

H_1 : Serinin birim kökü yoktur.

Tablo 8. Pesaran CIPS Testi Sonuçları

trendsiz			
değişken	gecikme	zt-bar	p-değeri
loghsf	0	-1.987	0.023
loghsf	1	-1.440	0.075
loghsf	2	-1.364	0.086
trendli			
değişken	gecikme	zt-bar	p-değeri
loghsf	0	-3.835	0.000
loghsf	1	-2.971	0.001
loghsf	2	-3.414	0.000

Tablo 8’de trendli modele bakıldığında %1 anlamlılık düzeyinde H_0 hipotezi reddedilmektedir, dolayısıyla seri durağandır.

4.4.5. Robust Tahmincisi

Robust regresyonu modelin varsayımlarının gerçekleşmemesi durumunda artıkların ağırlıklarını azaltarak hataların etkisini azaltır. Değişen varyans, otokorelasyon ve yatay kesit bağımlılığı olduğu durumda hata teriminin varyans kovaryans matrisi Ω birim matrise eşit değildir. Yani $E(u_{it}u'_{it}) = \sigma_u^2 I_T$ yerine $E(u_{it}u'_{it}) = \sigma_u^2 \Omega_T$ eşitliği söz konusudur. Ayrıca, değişen varyans, otokorelasyon ve yatay kesit bağımlılığının en az birisinin olması durumu etkinliği ortadan kaldırmaktadır. Başka bir ifadeyle, bu durum varyansların ve buna bağlı olarak standart hataların t ve F istatistiklerinin, R^2 'nin ve güven aralıklarının geçerliliğini etkilemektedir. Modelde değişen varyans, otokorelasyon veya yatay kesit bağımlılığından en az birisinin olması durumunda parametre tahminlerine dokunmadan standart hatalar düzeltilmelidir. (Tatoğlu, 2012: 241).

Değişen varyans ve/veya otokorelasyon problemlerinin var olabileceği şüphesi durumunda veya saptanması sonrasında Arellano kullanılması önerilmiştir. Tahmin edilen modellerde Arellano standart hataları kullanılarak tahmin yapılmıştır. Böylece değişen varyans, otokorelasyon ve/veya yatay kesit bağımlılığı problemlerinden dolayı oluşabilecek problemler giderilmiştir (Sayılğan ve Süslü, 2011: 86).

Tablo 9. Robust Regresyonu

Sabit Etkiler (grup içi) tahmini

Gözlem sayısı= 12927

Grup sayısı= 139

R-Kare grup içi= 0.1849

 $F(4, 138) = 176.88$ $Prob > F = 0.000$

loghsf	Katsayı	Robust Standart hata	t	$P > t $
logbistf	1.126932*	.0564522	19.96	0.000
logdoviz	-1.011351*	.1976197	-5.12	0.000
logtufe	-1.21388*	.1739853	-6.98	0.000
logkko	.4550677*	.1541083	2.95	0.004
c	-1.74896	1.105036	-1.58	0.116

* %1, ***%5, **%10 anlamlılık düzeyi

Tablo 9 incelendiğinde katsayılar da bir değişiklik görülmemekle birlikte katsayılar anlamlı çıkmıştır. Robust tahmin sonuçlarına göre standart hataların biraz büyüdüğü buna bağlı olarak t istatistik değerlerinin azaldığı görülmektedir.

4.5. Sermaye Varlıkları Fiyatlama Modelinin Analizi

Sermaye Varlıkları Fiyatlama Modelinde hisse senedi getirisi ve piyasa risk primi arasındaki ilişki panel veri analizi yöntemiyle incelenmiştir. Modelde risksiz faiz oranı (R_f) olarak 90 günlük Devlet İç Borçlanma Senedi (90 günlük Hazine Bonosu) verileri; piyasa portföyü (R_M) olarak BIST 100 endeksi kullanılmıştır.

Bu bölümde Arbitraj Fiyatlama Modeli için uygulanan bütün tahminciler Sermaye Varlıkları Fiyatlama Modeli için tekrarlanmıştır. Öncelikle SVFM Panel Veri Sabit Etkiler Modeli ile tahmin edilmiştir.

Tablo 10. SVFM Sabit Etkiler Modeli İstatistik Sonuçları

Sabit Etkiler (grup içi) tahmini		Gözlem sayısı= 12927		
R-Kare grup içi= 0.0832		Grup sayısı= 139		
		$F(1,12787) = 1159.87$		
		$Prob > F = 0.000$		
loghsf	Katsayı	Standart hata	t	P > t
beta	0.564478*	.0165746	34.06	0.000
c	-2.037224	.0991494	-20.55	0.000

* %1, **%5, ***%10 anlamlılık düzeyi

Tablo 10 incelendiğinde panel regresyon denkleminde hisse senedi risk primini ifade eden denklemde beta katsayısı istatistiki açıdan anlamlıdır ($(P > |t|) = 0.000 < 0.01$). Beta katsayısındaki %1’lik artış hisse senedi getirilerinde %0.5’lik artışa neden olmaktadır. Diğer yandan, çoklu regresyon modelinin bütünsel olarak anlamlılığına *F*-testiyle baktığımızda ($prob = 0.000 < 0.01$) olmasına dayanarak regresyon modelinin anlamlı olduğu sonucuna varabiliriz. Ayrıca, R^2 değerlerinin 0,083 olması sebebiyle modelde kullanılan bağımsız değişkenlerin, endeks değişimlerini açıklama gücünün zayıf olduğu sonucuna ulaşırız.

Tablo 11. SVFM Yatay Kesit Bağımlılık Testi, Değişen Varyans ve Otokorelasyon Testi Sonuçları

Pesaran CD Test İstatistiği = 165.796
$Pr = 0.000$
Değiştirilmiş Wald Testi
$chi2 (139) = 49863.76$
$Prob > chi2 = 0.0000$
Wooldridge Otokorelasyon Testi
$F(1, 138) = 2284.535$
$Prob > F = 0.0000$

Tablo 11 incelendiğinde olasılık değerleri %1’ten düşük olduğu için H_0 hipotezleri reddedilmiştir. Buna göre modelimizde yatay kesit bağımlılık, değişen varyans ve

otokorelasyon sorunu gözlenmiştir. Değişen varyans, otokorelasyon ve yatay kesit bağımlılığının en az birisinin olması durumu etkinliği ortadan kaldırmaktadır. Modelde değişen varyans, otokorelasyon veya yatay kesit bağımlılığı olduğu için parametre tahminlerine dokunmadan standart hatalar düzeltilmelidir. Bunun için Robust tahminci yöntemi SVFM için de uygulanmıştır.

Tablo 12. SVFM Pesaran CADF Testi Sonuçları

	t-bar	p
sabit & trend	-2.596	0.000
sabit	-1.886	0.086

* %1, **%5, ***%10 anlamlılık düzeyi

Tablo 12’de olasılık değerlerine bakıldığında sabit & trendli modelde H_0 her üç anlamlılık düzeyinde reddedilirken; sabit modelde sadece %10 anlamlılık düzeyinde H_0 reddedilmiştir. SVFM’de deterministik öge olarak trendin de yer alması gerektiğinden sabit&trendli modele bakmak daha doğru olmaktadır. Sabit & trendli modelde her yatay kesite ait seri birim kök içermemektedir yani seriler bütün olarak durağandır.

$$H_0: \rho = 0, \quad \forall i$$

$$H_1: \rho < 0, \quad (i = 1, \dots, N_1),$$

$$\rho = 0, \quad (i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N)$$

H_0 : Serinin birim kökü vardır.

H_1 : Serinin birim kökü yoktur.

Tablo 13. SVFM Pesaran CIPS Testi Sonuçları

trendsiz			
değişken	gecikme	zt-bar	p-değeri
loghsf	0	-1.987	0.023
loghsf	1	-1.440	0.075
loghsf	2	-1.364	0.086
trendli			
değişken	gecikme	zt-bar	p-değeri
loghsf	0	-3.835	0.000
loghsf	1	-2.971	0.001
loghsf	2	-3.414	0.000

Tablo 13'te trendli modele bakıldığında %1 anlamlılık düzeyinde H_0 hipotezi reddedilmektedir, dolayısıyla seri durağandır.

Tablo 14. SVFM Robust Tahmini

Sabit Etkiler (grup içi) tahmini		Gözlem sayısı= 12927 Grup sayısı= 139		
R-Kare grup içi= 0.083		$F(1,12787) = 1159.87$ $Prob > F = 0.000$		
loghsf	Robust			
	Katsayı	Standart hata	t	$P > t $
beta	0.564478*	.0746466	7.56	0.000
c	-2.037224	.4460146	-4.57	0.000

* %1, **%5, ***%10 anlamlılık düzeyi

Tablo 14 incelendiğinde katsayılarda bir değişiklik görülmemekle birlikte katsayılar anlamlı çıkmıştır. Robust tahmin sonuçlarına göre standart hataların biraz büyüdüğü buna bağlı olarak t istatistik değerlerinin azaldığı gözlenmiştir.

4.6. Bulguların Yorumu

4.6.1. Arbitraj Fiyatlama Modeli

Çalışma sonucunda arbitraj fiyatlama panel veri analizi incelendiğinde modele BIST 100, Reel Efektif Döviz Kuru, Enflasyon, Kapasite Kullanım Oranı dahil edilerek istatistiksel olarak anlamlı bir modele ulaşılmıştır. Model eşitlik (4.14)'te gösterilmiştir.

$$R_i = -1.744896 + 1.12\log_{bist} - 1.011\log_{doviz} - 1.21388\log_{tufe} + 0.4550677\log_{kko} \quad (4.14)$$

Eşitlik (4.14) incelendiğinde BIST 100 ile İmalat Sektöründe faaliyet gösteren firmaların hisse senedi getirileri arasında pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı ilişki tespit edilmiştir. İlişkinin pozitif çıkması, İmalat sektöründe faaliyet gösteren firmaların genel ekonomik konjonktür çerçevesinde piyasa göstergesi olan BIST 100 ile paralel hareket ettiğini ifade etmektedir. Literatür incelendiğinde pozitif ve negatif yönlü ilişkilerin olduğu gözlenmiştir.

TÜFE Bazlı Reel Efektif Döviz Kuru Endeksi'nin kullanıldığı çalışmada, Reel Efektif Döviz Kuru ile hisse senedi getirileri arasında negatif ilişki tespit edilmiştir. İlişkinin negatif olması İmalat Sektörüne yatırım yapan yatırımcıların portföylerinde döviz bulundurmadıkları anlamına gelebilir. Döviz kurunun artması birçok anlama gelebileceği gibi dövize olan talebin artması anlamına da gelebilir. Dövize olan talebin artması durumunda hisse senedi getirilerinin düşüyor olması iki finansal enstrümanın yatırımcı açısından ikame olarak görüldüğü anlamına gelmektedir.

Enflasyon ölçümünün göstergesi olarak Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE)'nin dahil edildiği analiz sonucunda, enflasyon ile İmalat Sektöründe faaliyet gösteren firmaların hisse senedi getirileri arasında negatif ilişki saptanmıştır. İktisadi olarak enflasyon reel getiri üzerinde yıpratıcı etkiye sahiptir ve bu doğrultuda yüksek enflasyonist ortamlarda hisse senedi getirilerinin negatif etkilenmesi doğal bir durumdur. Ancak literatürde enflasyonun hisse senedi getirileri üzerine olan etkisi konusunda bir birliktelik yoktur.

Ülkenin toplam imalat miktarının imalat kapasitesine bölünmesi sonucunda ulaşılan kapasite kullanım oranı ile hisse senedi getirileri arasında pozitif yönlü bir ilişki tespit edilmiştir. Bir hisse senedi fiyatı aynı zamanda firmanın değerini ifade ettiğine göre; kapasite kullanımının artmasının firmanın değerini artıracacağı sonucunu beklemek doğaldır. Bu nedenle kapasite kullanım oranı hisse senedi getirilerini pozitif yönde etkilemektedir.

4.6.2. Sermaye Varlıkları Fiyatlama Modeli

Çalışma sonucunda sermaye varlıkları fiyatlama modeli incelendiğinde model teoriye uygun olarak eşitlik (4.15)'te gösterildiği gibi tahmin edilmiştir.

$$R_{it} = -2.037 + 0.5644(R_{Mt} - R_{ft}) \quad (4.15)$$

Sermaye Varlıkları Fiyatlama Modeli literatürde genel olarak, yatay kesit analizi kullanılarak belirli hisse senetleri için yapılmıştır. Bu tür analizde elde edilen sonuçlar belirli hisse senedinin davranışı ve tepkileri üzerinedir. Çalışmada Sermaye Varlıkları Fiyatlama Modeli bütün bir sektör üzerine (İmalat Sektörü) panel veri analizi kullanılarak uygulanmıştır. Bu açıdan, elde edilen sonuçlar belirli bir hisse senedinin hareketi ya da tepkisi değil, belirli bir sektörün hareket ya da tepkisini göstermektedir.

Tüm bu açıklamalar ışığında çalışma sonucunda İmalat Sektöründe faaliyet gösteren firmaların hisse senedi getirileri ile piyasa risk primi ($R_M - R_f$) arasında pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulunmuştur. Risk primi katsayısı olan finansal beta 0.564478 olarak gerçekleşmiştir. Sermaye Varlıkları Fiyatlama Modeli açısından betanın yorumu büyük önem taşımaktadır. Çalışma sonucunda elde edilen $\beta < 1$ sonucu İmalat Sektöründe faaliyet gösteren firma hisse senetlerinin defansif özellik taşıdığı ve varlıkların getiri ve risklerinin pazar portföyüne göre daha düşük olduğunu ifade etmektedir.

4.7. Modellerin Karşılaştırılması

Ekonometrik analizlerde; açıklayıcı değişkenlerin sayısını tespit etmek için yaygın olarak kullanılan kriter Akaike Bilgi Kriteridir. Bu kriter uyum iyiliği ile model karmaşıklığı arasında ilişki kurar ve hangi modelin hesaplanan kriter değeri daha düşükse o modelin tercih edilmesi gerektiğine karar verir. Model karşılaştırmalarında her zaman en düşük AIC değerini veren model tercih edilir (Ucal, 2006). Modellerin istatistiki olarak açıklayıcılığı R^2 değerleriyle yorumlanmaktadır. R^2 , bağımlı değişkenin değişiminin yaklaşık yüzde kaç oranında analizde yer alan bağımsız değişkenler yardımıyla ifade edilebildiğini göstermektedir. Akaike ve Bayesian Bilgi Kriteri değerleri ve R^2 , Arbitraj Fiyatlama Modeli ve Sermaye Varlıkları Fiyatlama Modeli için Tablo 15'teki gibidir.

Tablo 15. Akaike ve Bayesian Bilgi Kriteri, R^2

	Akaike Bilgi Kriteri (AIC)	Bayesian Bilgi Kriteri (BIC)	R^2
AFM	193.50	193.80	0,1849
SVFM	20.865	20.872	0.083

SONUÇ

Finans piyasalarında yatırım kararlarının temelini portföy yönetimi oluşturur. Finans literatüründe yatırımcıların birikimlerini en iyi şekilde değerlendirebilmeleri, diğer bir deyişle en iyi yatırım portföyüne sahip olabilmeleri için çeşitli modeller geliştirilmiştir. Yatırımcıların risklerini minimuma indirirken getirilerini maksimum seviyeye çıkartacak portföyler oluşturma amaçları risk ve getiri arasındaki ilişkisinin önem kazanmasını sağlamıştır. Buna göre Modern Portföy Teorisiyle birlikte varlık fiyatlama teorisi finansal anlamda oldukça önem kazanmıştır.

Sermaye Piyasası Teorisi, Markowitz'in ortaya koyduğu modeli daha da genişleterek bütün riskli varlıkların fiyatlandırılmasını dikkate almaktadır. Bu modellerden biri olan SVFM, piyasa dengede olduğunda riskin piyasa fiyatını belirleyerek, tek bir varlık için uygun risk ölçüsünü geliştirmekte, bağımsız değişken olarak piyasa portföyünü (R_M) kabul etmekte ve tüm riskli menkul kıymetlerin getirilerini piyasa portföyünün getirisi ile açıklamaya çalışmaktadır. Model varlık getiri oranlarını açıklamada tek etkili risk ölçüsünün sistematik risk olan beta katsayısı olduğunu savunur.

SVFM'nin çeşitli yetersizlikleri olduğunun düşünülmesinin ardından yapılan çalışmalarla araştırmacılar yeni modeller aramaya yönelmişlerdir. 70'li yıllarda bu modele alternatif olarak Arbitraj Fiyatlama Modeli geliştirilmiştir. Arbitraj Fiyatlama Modeli SVFM'ye bazı yönlerden benzemektedir fakat Arbitraj Fiyatlama Modeli'nin Sermaye Varlıkları Fiyatlama Modelinden önemli bir farkı bulunmaktadır. AFM hisse senedi getirilerini birden çok faktörle açıklarken, SVFM hisse senedi getirileri tek bir faktörle açıklamaya çalışmaktadır.

Bu çalışmada sermaye piyasasındaki varlıkların getirilerini açıklamak için geliştirilen Sermaye Varlıkları Fiyatlama Modeli ve Arbitraj Fiyatlama Modeli ele alınmıştır. Çalışmanın uygulama bölümünde, Borsa İstanbul'da (BIST) işlem gören İmalat Sanayi sektörü hisse senetlerinin Ocak 2005 – Eylül 2012 dönemi 93 aylık getirilerini etkileyen makroekonomik değişkenlere karşı duyarlılığı incelenmiş, ardından Arbitraj Fiyatlama Modeli ile Sermaye Varlıkları Fiyatlama Modeli açıklayıcılıkları açısından karşılaştırılmıştır. Veri seti Ocak 2005-Eylül 2012 döneminde süreklilik arz eden 139 firmaya ait İmalat Sanayi sektörü hisse senedi aylık kapanış

fiyatları TCMB elektronik veri dağıtım sisteminden; makroekonomik değişkenler ise Kalkınma Bakanlığı ve TCMB veri dağıtım sisteminden derlenmiştir.

Bağımsız değişken olarak 2005:01-2012:09 aylık verileri kapanış fiyatları BIST-100, Cumhuriyet Altını Satış Fiyatı (TL/Adet), Hazine Bonosu Risksiz Faiz Oranı 90 Günlük Devlet İç Borçlanma Senedi, Sanayi Üretim Endeksi, Kapasite Kullanım Oranı, Para Arzı M1 ve M2, Ödemeler Dengesi Cari İşlemler Hesabı, Cari Açık, İç Borç Stoğu, TÜFE ve Reel Efektif Döviz Kuru aylık verileri kullanılmıştır.

Araştırmada öncelikle sektör endekslerini etkilediği düşünülen makroekonomik faktörlerin etki derecesini belirlemek için panel veri analizi yöntemi kullanılmıştır. Analiz sonucunda altın fiyatları, iç borç stoğu, cari açık, sanayi üretim endeksi, cari işlemler hesabı, para arzı M1 ve M2 istatistiksel olarak anlamsız bulunduğu için modelden çıkarılmıştır.

İstatistiksel analizler STATA 11 paket programları yardımıyla yapılmış; regresyon analizi için panel veri analizi yöntemi kullanılmıştır. Araştırma öncelikle modelde kullanılacak olan makroekonomik risk faktörleri belirlenmiş ve bu makroekonomik risk faktörleri Excel programı kullanılarak düzenlenmiştir.

Analiz sonucunda altın fiyatları, iç borç stoğu, cari açık, sanayi üretim endeksi, cari işlemler hesabı, para arzı M1 ve M2 istatistiksel olarak anlamsız bulunduğu için modelden çıkarılmıştır. Bir sonraki aşamada her bir sektörel endeksin makroekonomik risk faktörlerine karşı duyarlılık katsayıları yani beta katsayıları panel veri analizi yöntemi kullanılarak tahmin edilmiştir. Makroekonomik değişkenler ile endeks getirileri arasındaki ilişkiler incelenmiş ve hesaplanan Arbitraj Fiyatlama Modeli ve Sermaye Varlıkları Fiyatlama Modeli yorumlanmıştır. Daha sonraki aşamada iki modelin açıklayıcılık temelinde birbirlerine üstünlüğü olup olmadığı çeşitli karşılaştırmalar yapılarak yorumlanmıştır.

BIST 100 ve Kapasite Kullanım Oranı'nın İmalat Sektöründe faaliyet gösteren firmaların hisse senedi ve getirilerini pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı etkilediği; TÜFE ve Döviz Kuru'nun ise negatif ve istatistiksel olarak anlamlı etkilediği sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca Arbitraj Fiyatlama Modeli ve Sermaye Varlıkları Modelleri Akaike ve Bayesian Bilgi Kriterleri ile R^2 açısından karşılaştırıldığında hisse senedi getirilerini Arbitraj Fiyatlama Modelinin Sermaye Varlıkları Fiyatlama Modeline göre daha iyi açıkladığı sonucuna ulaşılmıştır. Analiz ve bulgular birlikte değerlendirildiğinde,

Türkiye’de hisse senedi getirilerini etkileyen makroekonomik değişkenlerin belirlenmesinde Arbitraj Fiyatlama Modelinin geçerli olduğunu söylemek mümkündür.

Bu güne kadar Arbitraj Fiyatlama Modeli ve Sermaye Varlıkları Fiyatlama Modeli ile ilgili çok sayıda çalışma yapılmıştır. Bu çalışmanın diğerlerinden farkı Arbitraj Fiyatlama Modeli ve Sermaye Varlıkları Fiyatlama Modeli Karşılaştırmasının panel veri analizi yöntemi ile tahmin edilmesidir.

KAYNAKLAR

- Akçoraoğlu, Alpaslan ve Funda, (2002 Ocak-Mart). “Global Faktörler ve Hisse Senedi Getirileri: İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’na İlişkin Ampirik Bulgular”, *İMKB Dergisi*, Yıl: 6, Sayı:21, 1-21.
- Akdeniz L., vd., (2000 Sept- Oct). “A Cross-Section of Expected Stock Returns on the Istanbul Stock Exchange ”, *Russian and East European Finance and Trade*, Vol. 36, No. 5, 6-26.
- Akkum T., Vuran B. (2005). “Türk Sermaye Piyasasındaki Hisse Senedi Getirilerini Etkileyen Makroekonomik Faktörlerin Arbitraj Fiyatlama Modeli ile Analizi”, *İktisat, İşletme ve Finans*, Vol. 20, Issue 233, 28-45.
- Altay, E. (2001). (*Varlık Fiyatlama Modelleri: FVFM ve AFT ve İMKB`de Uygulaması*), (Basılmamış Doktora Tezi), İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul.
- Arellano, M. (2003) *Panel Data Econometrics*, Oxford University Press, New York.
- Ayaydın H., Dağlı H. (2012). “Gelişen Piyasalarda Hisse Senedi Getirisini Etkileyen Makroekonomik Değişkenler Üzerine Bir İnceleme: Panel Veri Analizi”. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, Cilt: 26, Sayı: 3-4, 45-65.
- Bai J., Kao C. (2006). “On the Estimation and Inference of a Panel cointegration Method with Cross-sectional Dependence” In: Baltagi B.H. (Ed.), *Panel Data Econometrics: Theoretical Contributions and Empirical Applications*, Elsevier
- Baltagi, B. H., (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons Ltd., England.
- Bıtırak, İ. A. (2010). *Türkiye’deki Makro Ekonomik Verilerin İMKB’de İşlem Gören Hisse Senetleri Getirileri Üzerine Etkisinin Arbitraj Fiyatlama Modeli İle Analizi*, (Basılmamış Yüksek Lisans Tezi), Süleyman Demirel Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Isparta.
- Black F., vd., (1972). “The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests”, *Studies in the Theory of Capital Markets*, ed., Praeger Publishers Inc.
- Breeden D. T., vd., (1989 Jun.). “Empirical Test of the Consumption-Oriented CAPM”. *The Journal of Finance*, Vol. 44, No. 2, 231-262.
- Cameron, A. C., Trivedi P. K. (2009). *Microeconometrics Using Stata*, Texas, Stata Press Publication.

- Chen N. vd., (Jul 1986). "Economic Forces and the Stock Market", *The Journal of Business*, Vol. 59, No. 3, 383-403.
- Cihangir M., Kandemir T. (2010). "Finansal Kriz Dönemlerinde Hisse Senetleri Getirilerini Etkileyen Makroekonomik Faktörlerin Arbitraj Fiyatlandırma Modeli Aracılığıyla Saptanmasına Yönelik Bir Çalışma", *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, C.15, S.1, 257-296.
- Cuthbertson, K. (1996). *Quantitative Financial Economics*, John Wiley & Sons, W. Sussex.
- Çakır, A. (2012). (*Arbitraj Fiyatlandırma Teorisi ve İMKB Sektör Endeksleri Üzerine Uygulanması*), (Basılmamış Doktora Tezi), Kadir Has Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul.
- Çınar S., Yılmaz M., Arpazlı T. (2012). "Fazlılar Kirlilik Yaratın Sektörlerin Ticareti ve Çevre: Gelişmiş Ve Gelişmekte Olan Ülkeler Karşılaştırması", *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 13 (2), 212- 226.
- Çukur S., Topuz Y.V. (1997). "Döviz Kuru Riski: İMKB Tekstil Sektörü Üzerine Ampirik Bir Çalışma", *İMKB Dergisi*, Cilt: 8 Sayı: 30, 19-32.
- Demirtaş Ö., Güngör Z. (2004, Temmuz). "Portföy Yönetimi ve Portföy Seçimine Yönelik Uygulama", *Havacılık ve Uzay Teknolojileri Dergisi*, Cilt: 1/4, 103-109.
- Dizdarlar, H. I., Derindere S. (2008 Ekim). "Hisse Senedi Endeksini Etkileyen Faktörler: İMKB 100 Endeksini Etkileyen Makroekonomik Göstergeler Üzerine Bir Araştırma", *Yönetim Dergisi*, Yıl: 19, Sayı: 61, 113-124.
- Dumitriu R., Nistor C., Stefanescu R. (2010). "The Dynamic Relation between the Stock Prices and the Exchange Rates From Romania During the Global Crisis, Annals of Eftimie Murgu University Resita, Fascicle II", *Economic Studies*, 72-78.
- Durukan M. B. (1999). "İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Makroekonomik Değişkenlerin Hisse Senedi Fiyatlarına Etkisi", *İMKB Dergisi*, Cilt 3, Sayı: 11, 19-48.
- Elton E.J., Gruber M.J. (1995). *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*, John Wiley & Sons Inc., Canada.
- Erlat H. (2008). *Panel Data: A Selective Survey*, (Working Paper), Middle East Technical University Department of Economics.
- Fama E. (1981). "Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money", *American Economic Review*, 71, 545-565.
- Fama E., French K. (1992 Jun). "The Cross-Section of Expected Stock Returns", *Journal of Economic Finance*, Volume 47, Issue 2, 427-465.

- Fama E., French K. (1996 Mar). "Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies", *Journal of Economic Finance*, Vol. 51, No. 1, 55-84.
- Fama E., French K. (2004). "The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence", *Journal of Economic Perspectives*, Volume 18, No. 3, 25–46.
- Fama E.F., MacBeth J.D. (1973). "Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests", *Journal of Political Economy*, Vol. 81, No. 3, 607-636.
- Gong F., Mariano R. (1997). "Stock Market Returns and Economic Fundamentals In An Emerging Market: The Case of Korea", *Asia-Pacific Financial Markets*, (4-2).
- Göçer İ., vd. , (2012). "Seçilmiş OECD Ülkelerinde Cari İşlemler Açığının Sürdürülebilirliği: Yatay Kesit Bağımlılığı Altında Çoklu Yapısal Kırılmalı Panel Veri Analizi", *Maliye Dergisi*, Sayı 163, 449-467.
- Greene W.H. (2002). *Econometric Analysis*. Pearson Prentice Hall, New Jersey.
- Greene W.H. (2007). *Econometric Analysis*. Pearson Prentice Hall, New Jersey.
- Groenewold N., Fraser P. (2000). "Forecasting Beta: How well does The 'Five-Year Rule of Thumb' do?", *Journal of Business Finance & Accounting*, 27, 953-982.
- Gürsoy C. T., Rejepova G. (2007). "Test of Capital Asset Pricing Model in Turkey", *Ankara Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi*, Cilt 63, Sayı 2, 43-64.
- Hens T., Rieger M. O. (2010). *Financial Economics A Concise Introduction to Classical and Behavioral Finance*, Springer, Berlin Heidelberg.
- Hepaktan C. E., Çınar S. (2012). "OECD Ülkelerinde Büyüme-Cari İşlemler Dengesi İlişkisi: Panel Veri Analizi", *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, Cilt/Vol. 12 - Sayı/No: 1, 43-58.
- Hoyos, R., Sarafidis, V. (2006) "Testing for Cross-Sectional Dependence in Panel Data Models", *The Stata Journal*, 6, 4, 482-496.
- Hsiao, C. (2003). *Analysis of Panel Data*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Huberman, G. (1982). "A Simple Approach to Arbitrage Pricing Theory", *Journal of International Finance*, Vol. 28, 183-191.
- Humpe A., Macmillan P. (2007). *Can Macroeconomic Variables Explain Long Term Stock Market Movements? A Comparison of the Us and Japan*, Centre for Dynamic Macroeconomic Analysis Working Paper Series, CDMA.
- Johnston J., Dinardo J. (1997). *Econometric Methods*, McGraw-Hill Companies. *Journal of Business Finance and Accounting*, 17, 441-450.
- Karabıyık L., Anbar A. (2010). *Sermaye Piyasası ve Yatırım Analizi*, Ekin Yay, Bursa.

- Karamustafa O., Karakaya A. (2004). “Enflasyonun Borsa Performansı Üzerindeki Etkisi”, *Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, (7), 23-35.
- Karan, M. B. (2011). *Yatırım Analizi ve Portföy Yönetimi*, Gazi Kitabevi, Ankara.
- Karatepe Y., vd., (2002). “Koşullu CAPM ve İMKB’de Bir Uygulama”, *İMKB Dergisi*, Cilt 6, Sayı 21, 21-36.
- Kavurmacı, A. K. (2009). *(Finansal Varlıkları Fiyatlama Modeli ile Arbitraj Fiyatlama Teorisinin İMKB’de Karşılaştırılması)*, (Basılmamış Doktora Tezi), Başkent Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ankara.
- Kaya V., Çömlekçi İ., Kara O (2013). “Hisse Senedi Getirilerini Etkileyen Makroekonomik Değişkenler 2002-2012 Türkiye Örneği”, *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, Sayı 35, 167-176.
- Konuralp, G. (2010). *Sermaye Piyasaları-Analizler, Kurumlar ve Portföy Yönetimi*, Alfa Yayınları, İstanbul.
- Korkmaz T., Yıldız B., Gökbulut İ. (2010). “FVFM’nin İMKB ulusal 100 endeksindeki geçerliliğinin panel veri analizi ile test edilmesi”, *İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi*. Cilt/Vol:39, Sayı/No:1, 95-105.
- Kothari S.P., vd., (1995 March). “Another Look at the Cross-section of Expected Stock Returns”, *Journal of Finance*, Vol. 50, No. 1, 185-224.
- Kuwornu J., Owusu-Nantwi V. (2011). "Macroeconomic Variables and Stock Market Returns: Full Information Maximum Likelihood Estimation", *Research Journal of Finance and Accounting*, Vol 2, No 4.
- Levy H. (1997). “Risk and Return: An Experimental Analysis”, *International Economic Review*, Vol. 38, No 1, 119-149.
- Lintner J. (1965 Feb). “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.
- Lintner, J. (1965 Dec). “Security Prices, Risk, and Maximal Gains From Diversification”, *The Journal of Finance*, Vol. 20, No. 4, 587-615.
- Lintner, J. (1971 Dec). “The Effect of Short Selling and Margin Requirements in Perfect Capital Markets”, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 6, No. 5, 1173-1195.
- Ma C. K., G. V. Kao (1990). “On Exchange Changes and Stock Prices Reactions”, *Journal of Business Finance & Accounting*, 17(3), 441-450.
- Merton R. C. (1973 Sep). “An Intertemporal Capital Asset Pricing Model”, *Econometrica*, Vol. 41, No. 5, 867-887.

- Milne F. (1988 Jul). "Arbitrage and Diversification in a General Asset Economy", *Econometrica*, Vol. 56, No. 4, 815-840.
- Mossin, J. (1966 Oct). "Equilibrium in a Capital Asset Market", *Econometrica*, Vol. 34, No. 4 768-783.
- Mukherje T.K., Atsuyuki N. (1995). "Dynamic Relations Between Macroeconomic Variables and The Japanese Stock Market: an Application of a Vector Error Correction Model", *Journal of Financial Research*, 18, 223- 237.
- Mumcu F. (2006). "Hisse Senedi Fiyatlarını Etkileyen Makroekonomik Faktörler: Türkiye Örneği (1990-2004)", *Finans-Politik&Ekonomik Yorumlar Dergisi*, 503,70-77.
- Nargeleçekenler, M. (2009). Makroekonomik Ve Finansal Serilerin Ekonometrik Analizi: Panel Veri Yaklaşımı, (Basılmamış Doktora Tezi), Uludağ Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Bursa.
- Nazlıoğlu, Ş. (2010). (*Makro İktisat Politikalarının Tarım Sektörü Üzerindeki Etkileri: Gelişmiş Ve Gelişmekte Olan Ülkeler İçin Bir Karşılaştırma*), (Basılmamış Doktora Tezi), Erciyes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Kayseri.
- Nelson C. R. (1976). "Inflation and Rates of Return on Common Stocs", *The Journal of Finance*, (31), 471-483.
- Nishat, M., Shaheen R. (2004). "Macroeconomic Factors and Pakistani Equity Market", *The Pakistan Development Review*, Vol. 43, Issue 4, 619-637.
- Omağ A. (2009 Temmuz). "Türkiye'de 1991-2006 Döneminde Makroekonomik Değişkenlerin Hisse Senedi Fiyatlarına Etkisi", *Öneri Dergisi*, C:8, 283-288.
- Özçam, M. (1997). "An Analysis of the Macroeconomic Factors that Determine Stock Returns in Turkey", *Capital Markets Board of Turkey*, Ankara, No.75.
- Rhaim N., Ammou S.B., Mabrouk A.B. (2007). "Estimation of Capital Asset Pricing Model at Different Time Scales Application to French Stock Market", *The International Journal of Applied Economics and Finance* 1 (2). 79-87.
- Roll R., Ross S. (1980 Dec). " An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory ", *The Journal of Finance*, Vol. 35, No. 5, 1073-1103.
- Roll R., Ross S. (1984 May-Jun). " The Arbitrage Pricing Theory Approach to Strategic Portfolio Planning", *Financial Analysts Journal*, Vol. 40, No. 3, 14-19+22-26.
- Roll R., Ross S. (1994 Mar). "On the Cross-Sectional Relation between Expected Returns and Betas", *The Journal of Finance*, Vol. 49, No. 1, 101-121.
- Roll, R. (1977). "A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests: Part I: On Past and Potential Testability of the Theory", *Journal of Financial Economics*, Vol 4, 129-176.

- Ross, S. (1976 May). “ The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing”. *Journal of Economic Theory*, 13, 341-360.
- Savaş İ., Can İ. (2011). “ Euro- Dolar Paritesi ve Reel Efektif Döviz Kuru’nun İMKB 100 Endeksi’ne Etkisi”, *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 6(1), 323-339.
- Sayılğan G., Süslü C. (2011). “Makroekonomik Faktörlerin Hisse Senedi Getirilerine Etkisi: Türkiye ve Gelişmekte Olan Piyasalar Üzerine Bir İnceleme”, *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar*, Cilt:5, Sayı: 1, 73-96.
- Shahid, M. (2007). (*Measuring Portfolio Performance*), (Basılmamış Lisans Tezi), Department of Mathematics Uppsala University.
- Shanken, J. (1982 Dec). “The Arbitrage Pricing Theory: Is It Testable?”, *The Journal of Finance*, Vol. 37, No. 5, 1129-1140.
- Sharma, Deep G., Mahendru M. (2010). "Impact of Macro-Economic Variables on Stock Prices in India", *Global Journal of Management and Business Research*, Vol. 10, No. 7.
- Sharpe, W. (1964, Sep). “Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk”, *The Journal of Finance*, Vol. 19, No. 3, 425-442.
- Sharpe W.F., Cooper G.M. (1972 March-April). “Risk-return classes of New York Stock Exchange common stocks, 1931-1967”, *Financial Analysts Journal*, 81, 46-54.
- Sharpe W.F., vd., (1995). *Investments*, Prentice Hall International Editions, NJ.
- Soenen L.A., Hennigar, E.S. (1988). “An Analysis of Exchange Rates and Stock Prices: the U.S. Experience between 1980 and 1986”, *Akron Business and Economic Review*, 19, 7-16.
- Soufian N. (2001). *Empirical Content of Capital Asset Pricing Model (CAPM) and Arbitrage Pricing Theory (APT) Across Time*, Manchester Metropolitan University Business School Working Paper Series, 10.
- Tatoğlu, F. Y. (2012). *Panel Veri Ekonometrisi*. Beta Basım Yayım Dağıtım A.Ş., İstanbul.
- Temizkaya, Ü. B. (2006). *Finansal Varlıkları Fiyatlama Modeli ve İMKB Uygulaması*, (Basılmamış Yüksek Lisans Tezi), Marmara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul.
- Topcu N., Aksoy M. (2013). “Altın İle Hisse Senedi Ve Enflasyon Arasındaki İlişki”, *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, Cilt: 27, Sayı: 1, 59-78.

- Tuna G., Tuna V. E. (2013). “İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’nda Sistemik Risk: Geleneksel Beta Katsayısına Karşı Aşağı Yönlü Beta Katsayısı”, *İşletme Araştırma Dergisi*, 5/1, 189-205.
- Ucal, M. Ş. (2006). “Ekonometrik Model Seçim Kriterleri Üzerine Kısa Bir İnceleme”, *C.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, Cilt 7, Sayı 2, 41-57.
- Uğur, A. (2009). (*Hisse Senedi Getirilerinin Panel Veri Analizi İle Tahmini: İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Bir İnceleme*), (Basılmamış Doktora Tezi), İnönü Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Malatya.
- Wooldridge J. M. (2013). *Ekonometriye Giriş Modern Yaklaşım* (çev: Ebru Çağlayan), Nobel Akademik Yayıncılık, Ankara.
- Yılmaz Ö., Güngör B., Kaya V. (1997). “Hisse Senedi Fiyatları Ve Makro Ekonomik Değişkenler Arasındaki Eşbütünleşme ve Nedensellik”, *İMKB Dergisi*, Cilt: 9 Sayı: 34, 1-16.
- Zügül, Muhittin ve Şahin, Cumhuriyet (2009). “İMKB 100 Endeksi ile Bazı Makroekonomik Değişkenler Arasındaki İlişkiyi İncelemeye Yönelik Bir Uygulama”, *Akademik Bakış Uluslararası Hakemli Sosyal Bilimler E-Dergisi*, Sayı 16, Nisan, 1-16.

ÖZGEÇMİŞ

1987 yılında Denizli’de doğan F. Busem Hatipođlu, Denizli Lisesi Y.D.A’dan mezun olduktan sonra 2005 yılında İzmir Ekonomi Üniversitesi Matematik Bölümünde lisans eğitime başlamış 2010 yılında mezun olmuştur. 2010 yılında Pamukkale Üniversitesi İktisat Bölümü İktisat Anabilim Dalında yüksek lisansa başlamıştır. 2013 yılında “Sermaye Varlıkları Fiyatlama Modeli ve Arbitraj Fiyatlama Modeli Karşılaştırması” konulu tez çalışmasını tamamlamıştır. Yabancı dili İngilizce’dir.