

T.C.  
İSTANBUL ÜNİVERSİTESİ  
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ  
İŞLETME ANABİLİM DALI  
FİNANS BİLİM DALI

DOKTORA TEZİ

Firmaya Özgü Değişkenler ile Borsa İstanbul'da  
İşlem Gören Hisse Senetleri için Anomali  
Çalışması

Eren YAZICIOĞLU

2502100262

Tez Danışmanı:

Prof. Dr. Kamil Ahmet KÖSE

İstanbul, 2015



## DOKTORA

## TEZ ONAYI

### ÖĞRENCİNİN

Adı ve Soyadı : EREN YAZICIOĞLU

Numarası : 2502100262

Anabilim/Bilim Dalı : FİNANS

Tez Savunma Tarihi: 24.07.2015

Danışman : PROF.DR.AHMET KÖSE

Tez Savunma Saati : 14.00

Tez Başlığı : FİRMAYA ÖZGÜ DEĞİŞKENLER İLE BORSA İSTANBUL'DA İŞLEM GÖREN HİSSE SENETLERİ İÇİN ANOMALİ ÇALIŞMASI.

TEZ SAVUNMA SINAVI, Lisansüstü Öğretim Yönetmeliği'nin 50. Maddesi uyarınca yapılmış, sorulan sorulara alınan cevaplar sonunda adayın tezinin **KABULÜ'NE** OYBİRLİĞİ / OYÇOKLUĞUYLA karar verilmiştir.

JÜRİ ÜYESİ	İMZA	KANAATI (KABUL / RED / DÜZELTME)
PROF.DR.BELKIS SEVAL		KABUL
PROF.DR.AHMET KÖSE		KABUL
DOÇ.DR.SERRA EREN SARIOĞLU		kabul.
DOÇ.DR.R.İLKER GÖKBULUT		KABUL
DOÇ.DR.ÜMİT GÜMRAH		KABUL

YEDEK JÜRİ ÜYESİ	İMZA	KANAATI (KABUL / RED / DÜZELTME)
DOÇ.DR.ALİ HEPŞEN		
YRD.DOÇ.DR.NURULLAH GÜL		

## ÖZ

### “Firmaya Özgü Değişkenler ile Borsa İstanbul’da İşlem Gören Hisse Senetleri için Anomali Çalışması”

Eren YAZICIOĞLU

Bu çalışmada, zayıf formda piyasa etkinliğine aykırılık teşkil eden kesitsel anomalilerin (firma büyüklüğü, piyasa değeri / defter değeri oranı, fiyat / kazanç oranı, fiyat / satış oranı, fiyat / nakit akımı oranı ve temettü verimi oranı ) Borsa İstanbul’da varlığı araştırılmıştır. 1 Temmuz 2000 – 30 Haziran 2013 döneminde BİST100’de yer alan, mali sektör dışında faaliyet gösteren hisse senetleri çalışma kapsamında analize dahil edilmişlerdir. Firma büyüklüğünün kontrol değişkeni olarak kullanıldığı çalışmada, riske göre düzeltilmiş getiriler ( sharp oranı, treynor oranı ) bağımlı değişkenler olarak analiz kapsamına alınmışlardır. Firma büyüklüğü, piyasa değeri / defter değeri oranı, fiyat / satış oranı ve temettü verimi değişkenlerinin normalüstü getirileri %5 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak açıklayabildiği yönünde kanıtlara ulaşılmıştır. Firma büyüklüğünün kontrol değişkeni olarak modele eklenmesiyle; piyasa değeri / defter değeri oranı, fiyat / satış oranı ve temettü verimi değişkenlerinin normalüstü getirilerdeki değişimi %5 anlamlılık düzeyinde açıklama gücü kaybolmamıştır. Fiyat / satış oranı ve temettü verimi oranı değişkenlerinin, kontrol değişkenli modellerde riske göre düzeltilmiş getirileri açıklama gücü %5 anlamlılık düzeyinde kaybolmuştur. Firma büyüklüğü değişkeni hem sharp oranını hem de treynor oranını %1 anlamlılık düzeyinde açıklayabilmekteyken, piyasa değeri / defter değeri oranı değişkeni sadece sharp oranındaki değişimi %5 anlamlılık düzeyinde açıklayabilmiştir. Fiyat / kazanç oranı ve fiyat / nakit akımı oranı değişkenleri ile ne normalüstü getiriler ne de riske göre düzeltilmiş getiriler arasında %5 anlamlılık düzeyinde anlamlı bir ilişki tespit edilememiştir.

**Anahtar Kelimeler :** Kesitsel Anomaliler, Firma Büyüklüğü, Piyasa Değeri / Defter Değeri Oranı, Fiyat / Kazanç Oranı, Fiyat / Satış Oranı, Fiyat / Nakit Akımı Oranı, Temettü Verimi, Normalüstü Getiri, Sharp Oranı, Treynor Oranı, Panel Data.

## ABSTRACT

### “Cross-section Anomalies with Market Multiples for the Stocks Traded at Istanbul Stock Exchange”

**Eren YAZICIOĞLU**

In this study, presence of the anomalies ( firm size, price to book ratio, price to earnings ratio, price to sales ratio, price to cash flow ratio and dividend yield ) which violates the weak form of efficient market hypothesis, for Borsa Istanbul is analysed. Non-financial firms, participated at least once in BIST100 and regularly traded during the period of July 1<sup>st</sup>,2000 - June 30<sup>th</sup>,2013 are included in this study. Risk adjusted returns ( sharp ratio and treynor ratio ) and firm size are included as dependent variables and control variables respectively for controlling risk and size. Abnormal returns can be statistically explained by firm size, price to book ratio, price to sales ratio and dividend yield at 5% significance level. After abnormal returns are controlled for firm size effect; price to book ratio, price to sales ratio and dividend yield effect persist. When risk adjusted returns ( sharp ratio and treynor ratio ) are controlled for firm size effect, price to sales ratio and dividend yield effects does not emerge. Firm size effect is valid for both abnormal returns and risk adjusted returns while price to book ratio is valid for just abnormal returns and sharp ratio. There is no significant relation between price to earnings ratio, price to cash flow ratio and stock returns.

**Keywords :** Cross Section Anomalies, Firm Size, Price to Book Ratio, Price to Earnings Ratio, Price to Sales Ratio, Price to Cashflow Ratio, Dividend Yield, Abnormal Return, Sharp Ratio, Treynor Ratio, Panel Data.

## ÖNSÖZ

Dört bölümden oluşan bu tez çalışmasında, piyasa etkinliğinden sapma anlamına gelen kesitsel anomalilerin Borsa İstanbul'da (BİST) geçerli olup olmadığı ortaya konulmaya çalışılmıştır. Firma büyüklüğü (FB), piyasa değeri / defter değeri oranı (PD/DD), fiyat / kazanç oranı(F/K), fiyat / satış oranı(F/S), fiyat / nakit akımı oranı (F/NA) ve temettü verimi (TV) gibi açıklayıcı değişkenlerin normalüstü getirilerdeki değişimi açıklama gücünün olup olmadığı incelenmiştir. Çalışma kapsamında firma büyüklüğü kontrol değişkeni olarak kullanılmıştır. Açıklayıcı değişkenlerin sadece normalüstü getirileri değil, riske göre düzeltilmiş getirileri de (sharp oranı, treynor oranı) istatistiki olarak anlamlı bir şekilde açıklayıp açıklayamadığı test edilmiştir. Ekonometrik yöntem olarak panel veri analizi kullanılmıştır. Basit ve çoklu regresyon modelleri kurulmuş ( 72 adet ), her model ayrı ayrı yorumlanmıştır.

Birinci bölümde etkin piyasa hipotezi, hipotezin temel varsayımları ve sermaye piyasasındaki etkinlik türleriyle ilgili bilgi verilmiştir.İkinci bölümde anomaliler detaylı olarak tanımlanmış ve anomaliye yol açan olası nedenler irdelenmiştir. Üçüncü bölümde literatür taraması yapılarak teorik çerçeve çizildikten sonra dördüncü bölümde veriler ve ekonometrik yöntemle ilgili bilgi verilmiş; BİST uygulama çalışması yapıp, elde edilen bulgular yorumlanmıştır. Kesitsel anomalilerin varlığına ilişkin yapılan bu çalışma aynı zamanda BİST'in zayıf formda etkin olup olmadığını ortaya koymaktadır.

Bu tezin oluşturulması sırasında yardımlarını esirgemeyen değerli hocam ve tez danışmanım Sayın Prof.Dr. Kamil Ahmet KÖSE'ye, çalışmalarım esnasında fikirleri ile yardımcı olan ve katkı sunan değerli dostum Harun GÜZELDERE'ye teşekkürlerimi sunuyorum.

Ayrıca bu süreçte her zaman yanımda olan, desteğini yakından hissettiğim sevgili Eşim'e teşekkür ediyorum.

# İÇİNDEKİLER

ÖZ .....	iii
ABSTRACT .....	iv
ÖNSÖZ.....	v
TABLolar LİSTESİ .....	x
KISALTMALAR LİSTESİ .....	xiv
GİRİŞ.....	1
BİRİNCİ BÖLÜM .....	3
ETKİN PİYASA KURAMI .....	3
1.1 Etkin Piyasa Hipotezi.....	3
1.2 Piyasaların Etkinliği.....	5
1.3 Etkin Piyasa Hipotezinin Temel Varsayımları .....	8
1.4 Sermaye Piyasasındaki Etkinlik Türleri.....	9
1.4.1 Zayıf Formda Etkin Piyasalar .....	10
1.4.2 Yarı Güçlü Formda Etkin Piyasalar .....	11
1.4.3 Güçlü Formda Etkin Piyasalar.....	12
İKİNCİ BÖLÜM.....	15
ANOMALİ KAVRAMI ve PİYASALARDA GÖZLEMLenen ANOMALİLER .....	15
2.1 Anomalinin Tanımı .....	15
2.2 Anomali Çeşitleri.....	16
2.2.1 Kesitsel Anomaliler.....	16
2.2.1.1 Fiyat / Kazanç Oranı Anomalisi .....	16
2.2.1.2 Piyasa Değeri / Defter Değeri Anomalisi (PD/DD) .....	17
2.2.1.3 Firma Büyüklüğü Anomalisi.....	18
2.2.1.4 Fiyat / Satış Oranı Anomalisi (F/S) .....	18
2.2.1.5 Fiyat / Nakit Akımı Oranı Anomalisi (F/NA) .....	19
2.2.1.6 Temettü Verimi Anomalisi (TV) .....	20
2.2.2 Takvimsel (Mevsimsel) Anomaliler .....	20
2.2.2.1 Haftanın Günleri Anomalisi.....	21
2.2.2.2 Gün içi Anomalisi .....	22
2.2.2.3 Ocak Ayı Anomalisi.....	22
2.2.2.4 Ay İçi Anomalisi.....	23

2.2.2.5	Ay Dönümü Anomalisi.....	24
2.2.2.6	Yıl Dönümü Anomalisi.....	25
2.2.2.7	Tatillere İlişkin Anomaliler .....	25
2.3	Anomalinin Nedenleri.....	26
2.3.1	Rasyonel Olmayan Davranış Hipotezi .....	26
2.3.2	Riskin Yanlış Tahmin Edilmesi.....	27
2.3.3	Veri Madenciliği (Data Mining) ve Veri Casusluğu (Data Snooping)...	27
2.3.4	İleri Bakış Yanlılığı (Look-Ahead Bias) .....	28
2.3.5	Örnekleme Seçiminde Yanlılık (Sample Selection Bias).....	29
2.3.6	Vergisel Nedenler.....	29
2.3.7	Hayatta Kalma Yanlılığı (Survivorship Bias) .....	30
2.3.8	Alım Satım Marjı(Bid-Ask Spread).....	31
2.3.9	İstatistikî Varsayımlardan Sapmalar .....	31
<b>ÜÇÜNCÜ BÖLÜM .....</b>		<b>32</b>
<b>KESİTSEL ANOMALİLERE İLİŞKİN LİTERATÜR TARAMASI .....</b>		<b>32</b>
3.1	Firma Büyüklüğü Etkisi.....	32
3.1.1	Gelişmiş Ülkelerde Gözlemlenen Firma Büyüklüğü Etkisi .....	32
3.1.2	Gelişmekte olan Ülkelerde Gözlemlenen Firma Büyüklüğü Etkisi .....	35
3.1.3	Türkiye’de Gözlemlenen Firma Büyüklüğü Etkisi .....	37
3.2	Piyasa Değeri / Defter Değeri Oranı Etkisi.....	39
3.2.1	Gelişmiş Ülkelerde Gözlemlenen Piyasa Değeri / Defter Değeri Oranı Etkisi.....	39
3.2.2	Gelişmekte olan Ülkelerde Gözlemlenen Piyasa Değeri / Defter Değeri Oranı Etkisi.....	42
3.2.3	Türkiye’de Gözlemlenen Piyasa Değeri / Defter Değeri Oranı Etkisi ..	45
3.3	Fiyat / Kazanç Oranı Etkisi.....	46
3.3.1	Gelişmiş Ülkelerde Gözlemlenen Fiyat / Kazanç Oranı Etkisi.....	46
3.3.2	Gelişmekte olan Ülkelerde Gözlemlenen Fiyat / Kazanç Oranı Etkisi .....	49
3.3.3	Türkiye’de Gözlemlenen Fiyat / Kazanç Oranı Etkisi .....	50
3.4	Fiyat / Satış Oranı Etkisi.....	52
3.4.1	Gelişmiş Ülkelerde Gözlemlenen Fiyat / Satış Oranı Etkisi.....	52
3.4.2	Gelişmekte olan Ülkelerde Gözlemlenen Fiyat / Satış Oranı Etkisi.....	54
3.4.3	Türkiye’de Gözlemlenen Fiyat / Satış Oranı Etkisi.....	54
3.5	Fiyat / Nakit Akımı Oranı Etkisi .....	54
3.5.1	Gelişmiş Ülkelerde Gözlemlenen Fiyat / Nakit Akımı Oranı Etkisi.....	54
3.5.2	Gelişmekte olan Ülkelerde Gözlemlenen Fiyat / Nakit Akımı Oranı Etkisi.....	55
3.5.3	Türkiye’de Gözlemlenen Fiyat / Nakit Akımı Oranı Etkisi.....	56
3.6	Temettü Verimi Etkisi.....	56

3.6.1	Gelişmiş Ülkelerde Gözlemlenen Temettü Verimi Etkisi .....	56
3.6.2	Gelişmekte olan Ülkelerde Gözlemlenen Temettü Verimi Etkisi .....	58
3.6.3	Türkiye’de Gözlemlenen Temettü Verimi Etkisi .....	59
<b>DÖRDÜNCÜ BÖLÜM</b> .....		<b>60</b>
<b>BORSA İSTANBUL’DA PİYASA ÇARPANLARI ve FİRMA PERFORMANSLARI ARASINDAKİ İLİŞKİNİN ANALİZİ</b> .....		<b>60</b>
4.1	Araştırmanın Amacı ve Önemi .....	60
4.2	Araştırmanın Kapsamı ve Kısıtları .....	61
4.3	Veriler ve Ekonometrik Yöntem .....	62
4.3.1	Verilerin Analize Uygun Hale Getirilmesi .....	62
4.3.2	Panel Veri Analizinde Yöntem .....	65
4.3.3	Panel Veri ile Düzenlenen Doğrusal Modeller .....	67
4.3.3.1	Havuzlanmış Modeller ( Klasik Regresyon ) .....	68
4.3.3.2	Sabit Etkiler Modeli ( Fixed Effect Model ) .....	69
4.3.3.3	Rassal Etkiler Modeli ( Random Effect ) .....	70
4.3.4	Model Seçimi .....	72
4.3.4.1	Breusch-Pagan Lagrange Çarpanı (LM) Testleri .....	73
4.3.4.2	F Score Testi .....	73
4.3.4.3	Hausman Testi .....	74
4.3.5	Varsayımların Testi .....	76
4.3.5.1	Birim Kök Testi .....	76
4.3.5.2	Değişen Varyans Testi .....	78
4.3.5.3	Otokorelasyon Testi .....	78
4.4	BİST Uygulaması ve Bulgular .....	79
4.4.1	Panel Veri Modellerinin Oluşturulması .....	79
4.4.2	Birim Kök Testleri .....	82
4.4.3	Panel Veri Model Seçimi .....	84
4.4.3.1	Breusch-Pagan Lagrange Çarpanı (LM) Testleri .....	84
4.4.3.2	Hausman Testi .....	86
4.4.4	Panel Veri Analizi Varsayımların Testi .....	89
4.4.4.1	Değişen Varyans Testi .....	89
4.4.4.2	Otokorelasyon Testi .....	91
4.4.5	Modellerin Panel Veri Test İstatistikleri .....	95
4.4.5.1	Panel Veri Basit Regresyon Analizi .....	95
4.4.5.1.1	Piyasa Değeri / Defter Değeri Oranı Değişkenine Ait Bulgular ..	95
4.4.5.1.2	Firma Büyüklüğü Değişkenine Ait Bulgular .....	102
4.4.5.1.3	Fiyat / Satış Oranı Değişkenine Ait Bulgular .....	106



4.4.5.1.4 Fiyat / Kazanç Oranı Değişkenine Ait Bulgular.....	114
4.4.5.1.5 Fiyat / Nakit Akımı Oranı Değişkenine Ait Bulgular .....	126
4.4.5.1.6 Temettü Verimi Oranı Değişkenine Ait Bulgular .....	138
4.4.5.2 Panel Veri Çoklu Regresyon Analizi .....	151
4.4.5.2.1 Normalüstü Getiri Modelleri .....	151
4.4.5.2.2 Sharp Oranı Modelleri.....	153
4.4.5.2.3 Treynor Oranı Modelleri.....	155
<b>SONUÇ ve ÖNERİLER .....</b>	<b>158</b>
<b>KAYNAKÇA .....</b>	<b>166</b>
<b>EKLER .....</b>	<b>186</b>
<b>ÖZGEÇMİŞ .....</b>	<b>251</b>

## TABLolar LİSTESİ

Tablo 1 : Panel Veri Basit Regresyon Modeli .....	80
Tablo 2 : Panel Veri Çoklu Regresyon Modelleri .....	81
Tablo 3 : Panel Birim Kök Testi Sonuçları .....	83
Tablo 4 : Breusch-Pagan Lagrange Çarpanı Test İstatistikleri Sonuçları.....	85
Tablo 5 : Hausman Test İstatistikleri Sonuçları .....	86
Tablo 6 : Sabit Etkiler Modelinde Değiştirilmiş Wald Testi Değişen Varyans Test Sonuçları .....	89
Tablo 7 : Rassal Etkiler Modelinde Levene Brown Forsythe Testi Değişen Varyans Test Sonuçları .....	90
Tablo 8 : Sabit Etkiler Modelinde Durbin Watson ve Baltagi Wu Otokorelasyon Testi Sonuçları .....	92
Tablo 9 : Rassal Etkiler Modelinde Durbin Watson ve Baltagi Wu Otokorelasyon Testi Sonuçları.....	93
Tablo 10 : Değişen Varyans ve Otokorelasyon Varsayımları Test Sonuçları.....	94
Tablo 11 : Piyasa Değeri / Defter Değeri Oranı ve Normalüstü Getiri Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları .....	96
Tablo 12 : Piyasa Değeri / Defter Değeri Oranı, Firma Büyüklüğü ve Normalüstü Getiri Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları .....	97
Tablo 13 : Piyasa Değeri / Defter Değeri Oranı ve Sharp Oranı Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları .....	98
Tablo 14 : Piyasa Değeri / Defter Değeri Oranı, Firma Büyüklüğü ve Sharp Oranı Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları.....	99
Tablo 15 : Piyasa Değeri / Defter Değeri Oranı ve Treynor Oranı Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları.....	100
Tablo 16 : Piyasa Değeri / Defter Değeri Oranı, Firma Büyüklüğü ve Treynor Oranı Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları .....	101
Tablo 17 : Piyasa Değeri / Defter Değeri Oranı Test Sonuçları .....	102
Tablo 18 : Firma Büyüklüğü ve Normalüstü Getiri Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları .....	103
Tablo 19 : Firma Büyüklüğü ve Sharp Oranı Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları.....	104
Tablo 20 : Firma Büyüklüğü ve Treynor Oranı Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları .....	105

Tablo 21 : Firma Büyüklüğü Test Sonuçları .....	105
Tablo 22 : Fiyat / Satış Oranı ve Normalüstü Getiri Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları .....	106
Tablo 23 : Fiyat / Satış Oranı, Firma Büyüklüğü ve Normalüstü Getiri Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları .....	107
Tablo 24 : Fiyat / Satış Oranı, Piyasa Değeri / Defter Değeri Oranı ve Normalüstü Getiri Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları .....	108
Tablo 25 : Fiyat / Satış Oranı ve Sharp Oranı Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları .....	109
Tablo 26 : Fiyat / Satış Oranı, Firma Büyüklüğü ve Sharp Oranı Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları .....	110
Tablo 27 : Fiyat / Satış Oranı ve Treynor Oranı Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları .....	111
Tablo 28 : Fiyat / Satış Oranı, Firma Büyüklüğü ve Treynor Oranı Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları .....	112
Tablo 29 : Fiyat / Satış Oranı Test Sonuçları .....	113
Tablo 30 : Fiyat / Kazanç Oranı ve Normalüstü Getiri Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları .....	114
Tablo 31 : Fiyat / Kazanç Oranı ( Kukla Değişkenli ) ve Normalüstü Getiri Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları .....	115
Tablo 32 : Fiyat / Kazanç Oranı, Firma Büyüklüğü ve Normalüstü Getiri Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları .....	116
Tablo 33 : Fiyat / Kazanç Oranı ( Kukla Değişkenli), Firma Büyüklüğü ve Normalüstü Getiri Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları .....	117
Tablo 34 : Fiyat / Kazanç Oranı ve Sharp Oranı Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları .....	118
Tablo 35 : Fiyat / Kazanç Oranı (Kukla Değişkenli) ve Sharp Oranı Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları .....	118
Tablo 36 : Fiyat / Kazanç Oranı, Firma Büyüklüğü ve Sharp Oranı Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları .....	119
Tablo 37 : Fiyat / Kazanç Oranı (Kukla Değişkenli), Firma Büyüklüğü ve Sharp Oranı Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları .....	120
Tablo 38 : Fiyat / Kazanç Oranı ve Treynor Oranı Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları .....	121

Tablo 39 : Fiyat / Kazanç Oranı ve Treynor Oranı Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları .....	122
Tablo 40 : Fiyat / Kazanç Oranı, Firma Büyüklüğü ve Treynor Oranı Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları .....	123
Tablo 41 : Fiyat / Kazanç Oranı (Kukla Değişkenli), Firma Büyüklüğü ve Treynor Oranı Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları .....	124
Tablo 42 : Fiyat / Kazanç Oranı Test Sonuçları.....	125
Tablo 43 : Fiyat / Nakit Akımı Oranı ve Normalüstü Getiri Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları.....	126
Tablo 44 : Fiyat / Nakit Akımı Oranı ( Kukla Değişkenli ) ve Normalüstü Getiri Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları .....	127
Tablo 45 : Fiyat / Nakit Akımı Oranı, Firma Büyüklüğü ve Normalüstü Getiri Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları .....	128
Tablo 46 : Fiyat / Nakit Akımı Oranı ( Kukla Değişkenli), Firma Büyüklüğü ve Normalüstü Getiri Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları ....	129
Tablo 47 : Fiyat / Nakit Akımı Oranı ve Sharp Oranı Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları .....	130
Tablo 48 : Fiyat / Nakit Akımı Oranı (Kukla Değişkenli) ve Sharp Oranı Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları.....	131
Tablo 49 : Fiyat / Nakit Akımı Oranı, Firma Büyüklüğü ve Sharp Oranı Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları.....	132
Tablo 50 : Fiyat / Kazanç Oranı (Kukla Değişkenli), Firma Büyüklüğü ve Sharp Oranı Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları.....	133
Tablo 51 : Fiyat / Nakit Akımı Oranı ve Treynor Oranı Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları.....	134
Tablo 52 : Fiyat / Nakit Akımı Oranı ve Treynor Oranı Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları.....	135
Tablo 53 : Fiyat / Nakit Akımı Oranı, Firma Büyüklüğü ve Treynor Oranı Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları .....	136
Tablo 54 : Fiyat / Nakit Akımı Oranı (Kukla Değişkenli), Firma Büyüklüğü ve Treynor Oranı Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları .....	137
Tablo 55 : Fiyat / Nakit Akımı Oranı Test Sonuçları .....	138
Tablo 56 : Temettü Verimi Oranı ve Normalüstü Getiri Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları.....	139

Tablo 57 : Temettü Verimi Oranı ( Kukla Değişkenli ) ve Normalüstü Getiri Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları.....	140
Tablo 58 : Temettü Verimi Oranı, Firma Büyüklüğü ve Normalüstü Getiri Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları .....	141
Tablo 59 : Temettü Verimi Oranı (Kukla Değişkenli), Firma Büyüklüğü ve Normalüstü Getiri Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları .....	142
Tablo 60 : Temettü Verimi ve Sharp Oranı Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları.....	143
Tablo 61 : Temettü Verimi Oranı (Kukla Değişkenli) ve Sharp Oranı Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları .....	143
Tablo 62 : Temettü Verimi Oranı, Firma Büyüklüğü ve Sharp Oranı Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları .....	144
Tablo 63 : Temettü Verimi (Kukla Değişkenli), Firma Büyüklüğü ve Sharp Oranı Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları.....	145
Tablo 64 : Temettü Verimi Oranı ve Treynor Oranı Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları .....	146
Tablo 65 : Temettü Verimi Oranı ( Kukla Değişkenli ) ve Treynor Oranı Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları .....	147
Tablo 66 : Temettü Verimi Oranı, Firma Büyüklüğü ve Treynor Oranı Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları .....	148
Tablo 67 : Temettü Verimi Oranı (Kukla Değişkenli), Firma Büyüklüğü ve Treynor Oranı Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları .....	149
Tablo 68 : Temettü Verimi Test Sonuçları .....	150
Tablo 69 : Çoklu Regresyon Normalüstü Getiriler Test Sonuçları .....	152
Tablo 70 : Çoklu Regresyon Sharp Oranı Test Sonuçları.....	154
Tablo 71 : Çoklu Regresyon Treynor Oranı Test Sonuçları.....	156

## KISALTMALAR LİSTESİ

<b>ABD</b>	:Amerika Birleşik Devletleri
<b>ADF</b>	:Augmented Dickey Fuller
<b>AMEX</b>	:American Stock Exchange
<b>BİST</b>	:Borsa İstanbul
<b>DİBS</b>	:Devlet İç Borçlanma Senetleri
<b>EGLS</b>	:Estimated Generalized Least Square
<b>EKK</b>	:En Küçük Kareler
<b>F/K</b>	:Fiyat / Kazanç
<b>F/KD</b>	:Fiyat / Kazanç Dummy
<b>F/NA</b>	:Fiyat / Nakit Akımı
<b>F/NAD</b>	:Fiyat / Nakit Akımı Dummy
<b>F/S</b>	:Fiyat / Satış
<b>FB</b>	:Firma Büyüklüğü
<b>FTSE</b>	:Financial Times Stock Exchange
<b>FVFM</b>	:Finansal Varlık Fiyatlama Modeli
<b>HGSC</b>	:Hoare Govett Smaller Companies Index
<b>İMKB</b>	:İstanbul Menkul Kıymetler Borsası
<b>LM</b>	:Lagrange Multiplier
<b>LOGFB</b>	:Firma Büyüklüğünün Logaritması
<b>NASDAQ</b>	:National Association of Securities Dealers Automated Quotations
<b>NYSE</b>	:New York Stock Exchange
<b>OLS</b>	:Ordinary Least Square
<b>PD/DD</b>	:Piyasa Değeri / Defter Değeri
<b>S&amp;P</b>	:Standart and Poor's
<b>TSE</b>	:Toronto Stock Exchange
<b>TV</b>	:Temettü Verimi
<b>TVD</b>	:Temettü Verimi Dummy

## GİRİŞ

Geliştirilen etkinlik hipotezleri, piyasaların işleyişleri, fiyat oluşumları ve bunlara bağlı olarak yatırımcıların getiri elde edebilme koşullarına ışık tutmaktadır. Bu konuda yapılan çalışmalarda piyasaların etkinlik dereceleri araştırılmakta ve hipotezleri destekleyen ya da bu hipotezlerle çelişen sonuçlar elde edilmektedir. Etkinlik araştırmalarının sonuçları, yatırımcılar ve portföy yöneticileri için alınan yatırım kararları noktasında önemli etkilere sahiptir. Piyasaların etkinlik derecesi, portföy yönetimini yakından ilgilendirmekte ve yatırımcıların piyasaya göre stratejiler geliştirmesine neden olmaktadır. Piyasanın etkinliği hakkında ne kadar çok bilgi sahibi olunursa, menkul kıymet yatırımlarının olası sonuçları hakkında görüş belirtmek o kadar kolaylaşabilecektir.

Bu tez çalışması ile amaçlanan, firma değişkenlerinden olan; Firma Büyüklüğü, Piyasa Değeri / Defter Değeri Oranı, Fiyat / Kazanç Oranı, Fiyat / Satış Oranı, Fiyat / Nakit Akımı Oranı ve Temettü Verimi değişkenleri ile BİST'de işlem gören hisse senetlerinin getirileri arasındaki ilişkinin tespit edilmesidir. Bu çalışmanın literatüre katkısı, firma değişkenleri ve hisse senedi getirilerinin ilişkisine yönelik en kapsamlı çalışmalardan birisi olmasıdır. Gerek Türkiye'de gerekse yurtdışında yapılan çalışmalarda firma değişkenlerinden sadece bir veya iki tanesi kullanılmıştır. Genellikle; Fiyat / Kazanç Oranı Etkisi, Piyasa Değeri / Defter Değeri Oranı Etkisi ve Firma Büyüklüğü Etkisi değişkenleri kullanılmıştır. Birlikte en çok kullanılan değişkenler Fama/ French'in de kullandığı, Piyasa Değeri / Defter Değeri Oranı Etkisi ve Firma Büyüklüğü Etkisidir. Üç değişkenin birlikte kullanıldığı çok az sayıda çalışma vardır. Bu çalışmayla, en çok kullanılan üç değişkenin dışındaki değişkenlerin de ( Fiyat / Satış Oranı, Fiyat / Nakit Akımı Oranı ve Temettü Verimi) hisse senedi performansı üzerinde etkisi olduğu ve anomalilere yol açabileceği sonucuna ulaşılması beklenmektedir. Çalışma kapsamında BİST 100'de işlem gören firmaların verileri kullanılacaktır ve çalışma dönemi olarak da 2000-2013 dönemi alınacaktır.

Firma değişkenleri ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişki analiz edileceğinden, hem zaman boyutuna sahip hem de yatay kesit serilerinin kullanılarak ilişkilerin tahmin edilmesine ihtiyaç duyulmaktadır. Zaman boyutuna sahip yatay kesit serilerini

kullanarak ekonomik ilişkilerin tahmin edilmesine en uygun yöntem panel veri analizidir. Yapılacak analizde, zaman serileri ile yatay kesit serileri bir araya getirilerek hem zaman hem de kesit boyutuna sahip veri seti oluşturulacaktır. Dolayısıyla, bu çalışmada kullanılacak en uygun ekonometrik yöntem panel veri analizi olacaktır.

Çalışmanın ilk bölümünde, Etkin Piyasa Kuramına değinilecektir. Piyasaların etkinliği, temel varsayımları ve etkinlik türleri irdelenecektir.

Çalışmanın ikinci bölümünde, anomali kavramı, tanımı ,anomali çeşitleri ve anomaliye neden olan faktörler etkin piyasalar bağlamında detaylı olarak incelenecektir.

Çalışmanın üçüncü bölümünde, literatür taraması yapılarak teorik çerçeve oluşturulacaktır. Bu kapsamda Türk Sermaye Piyasalarında ve uluslararası piyasalarda anomalilere ilişkin yapılmış çalışmalar irdelenecek, yapılmış olan çalışmalar gelişmiş ülke piyasaları ve gelişmekte olan ülke piyasaları bazında incelenerek Türk Sermaye Piyasaları ile karşılaştırma yapılacaktır.

Çalışmanın dördüncü bölümünde çalışma metodolojisi kurgulanacaktır. Çalışma verisi ve bu verilerin kaynakları belirlenecek, bu kapsamda araştırma yöntemi ve araştırma modelleri oluşturulacaktır. Performans ölçüm değişkenleri ve firmaya özgü değişkenler ile yapılacak analiz çalışmasının kısıtları tespit edilecek ve uygulanacak ekonometrik model hakkında bilgi verilecektir. BİST 100 endeksinde işlem gören şirketlerin, firma değişkenleri ile hisse senedi performansları arasındaki ilişki 2000-2013 dönemi için araştırılacaktır. Çıkan sonucun uluslararası çalışmalarla karşılaştırılması yapılacak ve nedenleri tartışılacaktır.



# BİRİNCİ BÖLÜM

## ETKİN PİYASA KURAMI

### 1.1 Etkin Piyasa Hipotezi

Etkin bir sermaye piyasası, veri işlenmesinde etkin olan bir piyasadır. Herhangi bir anda gözlemlenen menkul değer fiyatları, o an itibarı ile piyasada erişilebilen bütün verilerin doğru bir şekilde değerlendirilmesine dayanır. Etkin bir piyasada fiyatlar, erişilebilen verileri tam olarak yansıtır.

Finans teorisinin temel taşlarından olan Piyasa Etkinliği kavramı ile ilgili çalışmalar, modern portföy teorisinin kabul görmeye başlamasıyla 1960-1970 yıllarında menkul kıymet fiyat hareketlerini belirleyen faktörler konusunda yapılan araştırmaların yoğunlaşmasıyla birlikte hız kazanmıştır. Sermaye piyasalarında piyasa etkinliği kavramı, ilk defa Fama tarafından ortaya atılmıştır. Fama'ya göre etkin bir piyasa, maksimum kâr elde etmek isteyen, menkul kıymetlerin gelecekteki piyasa değerlerini tahmin etmek için birbirleriyle rekabet halinde bulunan çok sayıda rasyonel yatırımcıyı barındıran ve mevcut bilginin tüm katılımcılar tarafından kolayca ulaşabilir nitelikte olduğu piyasadır. ( Fama, 1970 ).

Çoğu zaman mükemmel pazar kavramı ile etkin pazar kavramı birbirine karıştırılmaktadır. Herhangi bir pazarın etkin olması, o pazarın mükemmel olması anlamına gelmez ( Kıyılar, 1997 ).

Etkin bir piyasa, piyasaya rassal aralıklarla ulaşan bilginin menkul kıymet fiyatına anında yansıdığını, bir başka deyişle hisse senedi fiyatının ilgili tüm mevcut bilgiyi yansıttığı bir piyasa olarak tanımlanabilir.

Piyasaya gelen bilginin herhangi bir maliyeti yoktur ve bu bilgi sistematik bir şekilde geliştirilip kontrol edilemez. Bilginin çeşitli gruplara ulaşmasında zaman farklılığı söz konusu değildir. Ancak yatırımcıların bu bilgileri algılamada tepkisi birbirinden farklı olabilmektedir. Söz konusu bu tepki son derece çabuk ve haber fiyata tamamen yansıyana kadar sürekli olmaktadır.

Sermaye piyasalarında menkul kıymetlere ilişkin birbirinden bağımsız çok çeşitli haber kaynakları vardır. Birbirinden farklı teknik ve yöntemler kullanan analistler, söz konusu haber kaynaklarından yararlanarak birbirinden bağımsız ve farklı beklentiler geliştirmek suretiyle değerlendirmeler yaparlar. Bu nedenle uzmanlar belirli bir menkul kıymet üzerinde farklı yargılara varabilirler. Söz konusu yargılar piyasaya alım veya satım emirleri şeklinde yansır ve uzmanların yeni bilgilerden yararlanarak oluşturdukları yeni değerler, yeni fiyatların oluşmasını gerektirir. Buradan da anlaşılacağı üzere, piyasaya yeni gelen bilgi alım veya satım emirleri şeklinde piyasaya yansımakta ve piyasada yeni bir denge oluşmaktadır. Ancak bu denge durağan bir denge değildir, çünkü gelen her yeni bilgi menkul kıymetlerin değerlerini değiştirmekte, fiyat da bu değişime göre yeniden oluşmaktadır. Bu nedenle menkul kıymet piyasasında sürekli bir dengeden bahsedilebilir. İşte bir piyasanın etkinlik derecesi piyasaya gelen bilginin fiyat üzerine ne kadar çabuk ve hangi ölçüde yansıdığına bağlıdır. Tam etkin bir piyasa sürekli denge halinde olduğundan, menkul kıymetlerin gerçek değerleri piyasaya sürekli gelen bilgiden dolayı rassal olarak dalgalanmakta ve piyasa fiyatı daima gerçek değere eşit olmaktadır.

Hisse senedi piyasasında fiyatların nasıl bir gidişat izlediği ve bu gidişatın önceden tahmin edilip edilemeyeceği, pek çok araştırmaya konu olmuştur.

Louis Bachelier tarafından 1900 yılında “Spekülasyon Teorisi” adıyla hazırlanan ve Sorbonne Üniversitesi matematik bölümüne sunulan doktora tezi, bu alandaki ilklerden biridir. Bachelier’e göre, herhangi bir zamanda piyasadaki fiyatlarda nasıl bir yükseliş yaşıyorsa, aynı şekilde bir düşüş de her an yaşanabilir. Bu da bir spekülâtörün herhangi bir dönemdeki kazanma ve kaybetme şansının eşit olduğu anlamına gelir. Bu duruma adil oyun denir. Yine Bachelier’e göre, piyasadaki hareketlenme zaman süreci büyüdükçe artmaktadır. Yani değişme zamanın kareköküyle orantılıdır. Bu durum, istatistikteki zaman serisi analizlerinde “Rassal Yürüyüş Modeli” olarak tanımlanmaktadır ( Yolsal, 1999 ).

Bachelier’i takip eden çalışmalarda, önceleri riskin dağıtılması, varlıkların çeşitlendirilmesiyle sağlanmaya çalışılmıştır. 1950’lere doğru ise bu yaklaşım yerini daha matematiksel ve istatistiğe dayalı olan “Modern Portföy Yönetimine” bırakmıştır.

Harry Markowitz'in 1952 yılında yayınlanan "Portfolio Selection" isimli makalesi modern portföy teorisini doğurmuştur. Onun öğrencilerinden olan Eugene Fama ise doktora tezinde modern portföy teorisinin temel varsayımlarından olan piyasa etkinliğini araştırarak "Etkin Piyasalar Teorisi"ni ortaya atmış ve bu yönde yaklaşık 35 yıldır süren tartışmaların başlatıcısı olmuştur.

Markowitz'in (1952) modern portföy teorisini ortaya attığı "Portfolio Selection" adlı makalesinin dayandığı temel varsayımlardan birini etkin piyasa kavramı oluşturmaktadır. Etkin bir piyasada, yatırımcı elindeki menkul kıymetleri çeşitlendirerek riskini en düşük seviyede tutup, kârını en yüksek düzeye çıkarabilmektedir.

Markowitz' e göre bir yatırımcı önce çeşitli yatırım araçlarından en düşük riskli olanları seçer, daha sonra da bunlar arasından kârını en yüksek düzeye çıkarabilecek olanları yani beklenen getirileri en fazla olanları portföyüne alır. Ancak beklenen getirileri önceden tahmin etmek gerçek hayatta neredeyse imkânsız olduğu için, yanılma payını gösteren varyans ve standart sapma gibi unsurlar kullanılmaktadır.

## 1.2 Piyasaların Etkinliği

Rekabetçi ekonomilerde piyasanın işlevi, kıt kaynakları en verimli biçimde birbiri ile rekabet eden nihai kullanıcılar arasında dağıtmaktır. Eğer piyasada bu durum tam olarak gerçekleşiyorsa, piyasa "dağıtımsal etkin" demektir. Yine herhangi bir piyasada faaliyet gösteren kişi ve kurumların işlemleri sonucu elde ettikleri kârlar rekabete göre belirlenen normal kazançlar ise (tekelci kârın olmadığı varsayımı) piyasa "işlevsel etkin"dir denilir. Eğer bir piyasa, ilgili bilgileri anında ve tam olarak yansıtabiliyor ise "tam bilgiye dayalı" etkinlikten söz edilir. Bir piyasa aynı zamanda hem dağıtımsal etkin, hem işlevsel etkin hem de tam bilgiye dayalı ise; o piyasanın tam etkin olduğu söylenebilir. Tam etkin piyasanın bu üç bileşeni birbiriyle bağıntılı olmakla birlikte finans literatüründe piyasa etkinliği kavramından bahsedildiğinde sadece üçüncü tür piyasa etkinliği (tam bilgiye dayalı) kastedilmektedir.

Etkin Piyasa kavramını şu şekilde tanımlamak mümkündür: fiyatların, elde edilebilen bilgileri tam olarak yansıttığı bir piyasa etkin piyasa olarak adlandırılır ( Fama, 1970 ). Eğer bu tanım doğruysa, yatırımcıların okuduğu ya da duyduğu hiçbir şey onların

ortalamadan daha iyi bir hisse senedi seçimi yapmalarına yardımcı olamayacaktır. Aslında hisse senedi konusunda hiçbir şey bilmeyen yatırımcılar, bu konuda çok bilgili olan yatırımcılardan daha kötü davranmayacaklardır ( Coates, 1978 ).

Etkin bir piyasa; tek tek menkul kıymetlerin gelecekteki değerlerini tahmin etmek için kâr maksimizasyonunu amaç edinen çok sayıdaki rasyonel kişinin birbiriyle rekabet ettiği ve güncel önemli verilerin tüm katılımcıların eline kolaylıkla geçebildiği bir pazar olarak nitelendirilmektedir ( Fama, 1965 ).

Etkinlik, piyasayı oluşturan katılımcıların, pazara sundukları ve elde ettikleri fayda ile ölçülebilir. Buna göre piyasada rol alan herhangi bir bileşenin sağladığı faydanın artması, piyasanın etkinliğinin artmasında önemli rol oynayacaktır. Sektörler arasındaki ilişki makro düzeyde incelendiğinde finans sektörünün, diğer sektörlere girdi sağlamak ve onları fonlayarak desteklemek gibi temel bir görevi bulunduğu için, diğer sektörler açısından büyük öneme sahip olduğu görülür. Bu noktadan hareketle finans sektöründeki etkinliğin, tüm piyasalara ve genel ekonomiye etkinlik açısından yön verdiği söylenebilir ( Erdoğan, 1998).

Etkin bir piyasada pek çok rasyonel katılımcı arasında görülen rekabet, tek tek menkul kıymetlerin gerçek fiyatlarının hem ortaya çıkmış hem de pazarın gelecekte ortaya çıkacağını tahmin ettiği olaylara dayalı bilgilerin etkilerini yansıtmasına olanak hazırlar. Diğer bir deyişle, etkin bir pazarda herhangi bir zaman kesitinde, bir menkul kıymetin güncel (cari piyasa) değeri, o menkul kıymetin gerçek değerine ilişkin iyi bir tahmin olacaktır.

Herhangi bir pazarın etkin olması, o piyasanın mükemmel bir pazar olduğu anlamına gelmemektedir. Etkin sermaye pazarlarını mükemmel sermaye pazarları ile karşılaştırmak, etkin pazarların daha kolay anlaşılmasına yardımcı olacaktır. Aşağıdaki koşullar mükemmel sermaye pazarları için gerekli olan özelliklerdir ( Rees, 1990 ).

- Pazarda, tüm katılımcılar elde edilebilir tüm bilgilere maliyetsiz olarak erişebilirler.

- Pazarda herhangi bir işlem maliyeti yoktur ve vergi sistemi (pazarla ilgili olan) herkese tarafsızdır, yansızdır.
- Pazarda pek çok alıcı ve satıcı vardır ve bunlardan hiç biri piyasayı etkileyecek bir paya sahip değildir.
- Katılımcılar rasyonel kişilerdir ve seçimlerindeki temel güdü, yüksek getiri düşük risktir. Kısacası temel amaç karın maksimize edilmesidir.
- Tüm finansal varlıklar bölünebilir niteliktedir.

Ancak, menkul kıymet pazarları bu varsayımları yerine getirmekten uzaktır. Çünkü herhangi bir verinin üretilmesi ve yayılması maliyetsiz değildir. Yine, tüm işletmeler ve gerçek kişiler günümüzde bir vergi yükümlülüğü ile karşı karşıyadırlar. Menkul kıymetlerin tamamı bölünebilir nitelikte değildir. Kısacası, gerçek menkul kıymetler pazarları “aksak” piyasalardır. Bunlara rağmen, gerçek menkul kıymetler pazarları oldukça etkin olabilmektedir. Pazarın etkinliğine ilişkin şartlar, çok katı değildir. Herhangi bir pazarın etkin olabilmesi için,

- Bilgi ve verilerin tüm taraflara aynı zamanda ulaşması,
- Çeşitli komisyon, taahhüt ve işlem giderlerinin rekabetçi biçimde oluşması yeterlidir.

Bu nitelikleri taşıyan bir pazarda, menkul kıymetler etkin bir biçimde fiyatlandırılır. Başka bir deyişle, herhangi bir zaman noktasında fiyatlar, menkul kıymet değerinin saptanmasına yarayan mevcut tüm bilgileri “tamamen” yansıtır. Bu tanımın bir gereği olarak herhangi anlamlı bir bilgi, anında ve doğru bir biçimde fiyatlara yansıtılacaktır. Özetle, herhangi bir zaman noktasındaki fiyatlar, menkul kıymete ilişkin gerçek değer anlamlı bir ölçüsü olacaktır ( Bekçioğlu, 1985 ).

Etkin piyasa hipotezinde temel varsayım, “mevcut tüm bilginin” fiyat tarafından yansıtılması olduğuna göre, fiyat oluşumu detaylı bir şekilde ifade edilebilmelidir. Fiyatlar genelde test edilebilir olsa da pazarın etkinliği hakkında asıl fikir mevcut bilgilerden elde edilir. Durumu test etmek yerine detaylı olarak fiyatların oluşum sürecini incelemek ve gerçekten dönemler itibarıyla neyi yansıttığını tanımlamak gerekir.

Fiyat oluşumunu ifade etmek yönündeki çabalar, genel olarak detayı ihmal etmiş birçok deneysel çalışma, piyasa denge koşullarının “beklenen getiri” ile ifade edilebileceği varsayımına dayandırılmıştır.

Modern Portföy Teorisi ve onun matematiksel bir uzantısı olan Finansal Varlık Fiyatlama Modeli (FVFM) temel olarak etkin piyasa hipotezine dayanmaktadır. Çünkü piyasanın etkin olduğu varsayımı altında riski hesaplamak daha kolay olmaktadır. Burada etkinlik kavramıyla anlatılmak istenen fon dağılımı ya da faaliyet etkinliği değil; finansal varlıkların fiyatlarının elde edilebilir bütün bilgileri tam olarak yansıttığı varsayımdır ( Kocaman, 1995 )

### **1.3 Etkin Piyasa Hipotezinin Temel Varsayımları**

Etkin Piyasa Hipotezi, aşağıdaki beş temel varsayımdan oluşturulmuştur:

- Bilgiye ulaşım serbesttir.
- Yatırımcılar rasyonel davranırlar. Yatırımcıların temel amacı, beklenen faydayı en yüksek düzeyde tutmaktır.
- Kişiler yatırım yaparken risk ve getiri beklentilerine göre karar verirler. Bu çerçevede risk, portföy getirisinin varyansı, getiri de portföy getirilerinin ortalaması ile ölçülür. Portföy varyansı, yatırımcının riski algılamasının tek faktörüdür. Yatırımcının seçim ve karar verme sürecinde etkili olan ise beklenen getiri oranlarının ortalamasıdır.
- Yatırımcıların risk ve getiri beklentileri homojendir. Yatırımcılar riski ve getiriyi eşit düzeyde algılamaktadırlar.
- Yatırımcılar birbirleriyle aynı zaman ufkuna sahiptirler. Yatırımcıların varlıklarını, belli zamanlarda alıp; belli zamanlarda sattıklarına dair bir varsayımdır. Pazardaki yatırımcıların davranışlarının tek ve eş bir zaman dilimi içinde dondurularak analizin daha kolay yapılabilmesini amaçlamaktadır.

Bu koşulları sağlayan bir piyasada, herhangi bir zaman noktasındaki fiyatlar, menkul kıymete ilişkin gerçek değeri ve bu değeri oluşturan tüm bilgileri yansıtır.

## 1.4 Sermaye Piyasasındaki Etkinlik Türleri

Etkin piyasa yaklaşımı, bilgilerin süratli bir şekilde fiyatlara yansmasıyla ilgili olarak ortaya çıkmasına rağmen, gerçek hayatta piyasaya ulasan her yeni bilgi, anında fiyatlara etki etmez. Bazen de, yeni bilgiler piyasalara ulaşmadan (içerden öğrenenlerin ticareti yoluyla) fiyatlarda hareketlenmeye neden olabilir.

Etkin piyasa hipotezi bilgi ve haberlerin hisse senedi fiyatlarına yansıma hızı ve derecesi ile ilgilendirir. Piyasa etkinliği ile ilgili testlerde, elde edilebilir bilgilerin normalüstü kâr elde etme amaçlı kullanılabilme olanağı araştırılmaktadır. Teoride bu bilgi seti alt kümelerle bölünerek inceleme yapılır. Böylece hem bilgi setinin ifadesi kolaylaşır hem de pazarın etkinlik derecesi bu alt kümelerle göre belirlenir. Etkin Pazar varsayımına göre sözü edilen bilgi alt kümeleri şunlardır ( Kıyılar, 1997 ).

- Menkul kıymete ait geçmiş fiyat bilgileri
- Halka açık tüm bilgiler (sermaye artırım, faiz oranı değişimleri, hisse senedi bölünmeleri, kâr açıklamaları, ekonomi politikasındaki değişiklikler.... vb.)
- Şirket içi ve borsa içi bilgileri kapsamak üzere mümkün olan tüm bilgiler

Etkin piyasalar hipotezi, bu bilgilerin faydalı olduğunu ve fiyatlarda değişimlere yol açtığını inkâr etmez. Ancak bu bilgileri kullanarak ortalamanın üstünde gelir elde edilemeyeceği üzerinde durur. Zira fiyat değişimleri ortaya çıkan bilgilere göre daha yavaş gerçekleşiyorsa ya da bazı yatırımcılar tarafından daha önce kullanılabiliriyorsa piyasadaki aşırı getiri elde etmek mümkün olacaktır ve bu durum Pazar Etkinliğini bozacaktır. Menkul kıymetlerin denge fiyatının bu bilgileri yansıtmaması durumunda yatırımcılar diğerleri tarafından ihmal edilen, öğrenilemeyen veya açıklanmamış bilgileri kullanarak bazı değerlendirmeler yapabilirler. Bunun sonucu olarak az değerlenmiş hisse senetlerini alarak ve/veya fazla değerlenmiş hisse senetlerini satarak normalüstü kazanç elde etmek mümkün olur ( Cankurtaran, 1989 ). Ancak etkin piyasalarda bilgi konusundaki rekabet bu şekilde aşırı kazanç sağlamaya neden olacak bilgilerin sürekli ve tutarlı olarak elde edilebilmesini olanaksız kılar. Çünkü her türlü bilginin yatırımcılar tarafından anında değerlendirildiği ve fiyatların yeni bilgilere çabuk uyum sağladığı varsayılır.

### 1.4.1 Zayıf Formda Etkin Piyasalar

Zayıf formda etkinlik düzeyi, hisse senedi fiyatlarının geçmişteki fiyat hareketlerini içerdiği durumu yansıtmaktadır.

Piyasanın zayıf formda etkin olması halinde fiyat hareketlerini, geçmiş fiyat ve miktar verilerinden yararlanarak tahmin etmek mümkün olamaz. Çünkü menkul kıymet fiyatlarının hafızası yoktur ve geçmiş bilgiler yatırımcıya basit "satın al ve tut" politikasına oranla daha fazla kâr sağlamayacaktır. Piyasada fiyat hareketleri bağımsız olarak gerçekleşir. Sadece yeni ve şok yaratacak nitelikte bilgiler önemli fiyat hareketlerine yol açar ki bu olaylar önceden tahmin edilemez.

Bu tip etkinliğe sahip piyasalarda menkul kıymetin cari fiyatı, geçmiş fiyat bilgilerini tam olarak yansıtır. Bu nedenle geçmiş dönemlere ait bilgileri değerlendirip dönemsel tekrarları saptayarak gelecek dönem fiyatlarına ilişkin tahmin yapmak ve aşırı kazanç sağlamaya çalışmak yararsız olacaktır. Bu durumda teknik analiz yöntemlerini kullanarak piyasada normalüstü kazanç elde etmek de mümkün olamaz. Çünkü pazardaki geçmiş fiyat bilgileri, kolayca ulaşılabilir nitelikte olup, teknik analistlerin yardımıyla cari fiyatlara yansımakta, sonuç olarak da teknik analiz etkisiz hale gelmektedir. Yani teknik analiz yöntemleri zayıf formda etkin piyasalarda yatırımcıya diğerlerine karşı bir üstünlük sağlayamaz.

Fiyatlar, piyasaya tesadüfen gelen bilginin farklı şekillerde yorumlanması sonucu tesadüfi olarak oluştuğu için, denge fiyatı tüm bilgileri yansıtır ve hiçbir grafik veya analiz yöntemi normalüstü kazanç getiremez.

Ancak burada dikkat edilmesi gereken husus, fiyat hareketlerinin kesinlikle tahmin edilemeyeceği değil; doğru tahmini yapmak için geçmişteki fiyat hareketlerine bakılamayacağıdır.

Bu tarz piyasalarda yalnızca yeni ve şok yaratıcı bilgiler fiyat değişikliği getirebilirler ki; onların da önceden tahmini neredeyse mümkün değildir ve fiyat hareketleri tamamen tesadüfi olarak gerçekleşir.



Eğer geçmiş fiyat hareketleri ile ilgili bütün bilgiler menkul kıymetin cari fiyatına yansımış ise zayıf şekilde piyasa etkinliğine sahip olduğumuz ileri sürülebilir. Piyasa zayıf şekilde etkinse yalnız geçmiş fiyatlara dayalı hiçbir grafik veya analiz yöntemi normalüstü bir kâr elde edilmesine olanak sağlamaz.

Zayıf formda etkinliğin test edilmesine yönelik çabaların çoğu geçmiş fiyat hareketleri ile gelecekteki fiyat hareketleri arasındaki korelasyon katsayılarını ölçmeye yönelik olmuştur. Gün sonu, hafta sonu ve ay sonu fiyatları ile bir gün sonraki, bir hafta sonraki ve bir ay sonraki kapanış fiyatları arasındaki ilişki 10 yıllık süreler için korelasyon katsayılarının tahmin edilmesi şeklinde ölçülmüştür. Ancak bulunan sonuçlar, istatistiksel olarak çok önemsiz kalmıştır. Bu da rassal yürüyüş yaklaşımına uymakta ve zayıf formda etkinliğin varlığına işaret etmektedir ( Eken, 2002 ).

#### **1.4.2 Yarı Güçlü Formda Etkin Piyasalar**

Hisse senetlerine ilişkin cari fiyatların, kamuya açıklanan tüm bilgileri zamanında ve doğru olarak yansıtması, piyasanın yarı güçlü formda etkin olduğunu gösterir. Söz konusu bilgi kümesinin kamuya ulaşması, finans yayın organları, ekonomi gazete ve dergileri ve yayınlanan raporlar aracılığı ile sağlanır. Şirketlerin yıllık satışları, dönem karları, sermaye artırımını bilgileri ve finansal yapı ile ilgili gelişmeler gibi veriler yatırımcıların menkul kıymetin gerçek değerini saptarken kullandığı bilgi ve verilerdir. Hisse senetleri ile ilgili bu ve benzeri bilgiler kamuya açıklandığında fiyatlarda bilgiyi doğru değerlendiren hızlı değişimler gözleniyorsa piyasanın yarı güçlü formda etkinliğinden söz edilebilir. Bu durumda fiyatlar temel analize girdi oluşturacak nitelikteki bilgileri yansıtan değere eşit olacaktır. Bu koşullar altında bu tip etkinliğin gözlemlendiği bir piyasada temel analiz yöntemleri yatırımcıya basit alım satım stratejilerine göre daha çok kazanç getirmeyecektir ( Bolak, 1998 ).

Yarı güçlü etkinlikte, piyasaya yeni gelen bilgilere, hisse senedi fiyatlarının anında tepki vermesi söz konusudur. Hipotez, sermaye piyasalarına ilişkin yayın yapan günlük, haftalık veya aylık basın organları ile yatırım danışmanlık ve profesyonel yönetim şirketlerinin hazırladığı raporların, olağanüstü kâr elde etmeye faydası olmadığı üzerine kuruludur. Bu durumda da yarı güçlü etkin piyasalarda teknik analizin yanı sıra temel analiz de yatırımcılara ilave kazanç getirmemektedir. Çünkü temel analize konu olabilecek her türlü bilgi zaten fiyatlara yansımış olacaktır.

Yarı güçlü etkinlik konusunda yapılan en önemli çalışmalardan biri 1927 ile 1959 yılları arasında gerçekleşen hisse senedi bölünmeleri ile ilgili olanıdır. Bu testlerde hisse senedi fiyatlarının, bölünmelere ve şirketin kâr payı ödeme politikalarına karşı ne ölçüde ve ne hızda duyarlılık gösterdiği araştırılmıştır. Sonuç olarak etkin pazarın bölünme ilanına doğru çabuk tepki gösterdiği ve haberin duyulması üzerine hisse senedi alım satımı yapmanın herhangi bir aşırı kazanç sağlamadığı ortaya konmuştur.

### **1.4.3 Güçlü Formda Etkin Piyasalar**

Zayıf ve yarı güçlü formlar, kamuya açık bilgilerle ilgiliydi; bununla beraber güçlü form, kamuya açık olmayan bilgilerin fiyatlara etkileri üzerine yoğunlaşmaktadır.

Etkin piyasa hipotezinin güçlü formunu test etmeye yönelik çalışmalar; menkul kıymet fiyatlarının kamuya açıklanan ya da açıklanmayan her türlü bilgiyi tamamen yansıtmıyıp yansıtmadığını, bazı yatırımcıların özel bazı bilgileri kullanarak diğer yatırımcılara kıyasla sürekli olarak üstün başarı sağlayıp sağlamadıklarını araştırmaktadır ( Köse, 1993 )

Hisse senedi fiyatları kamuya açıklanan veya açıklanmayan tüm özel bilgileri yansıtacak şekilde oluşuyorsa piyasa güçlü formda etkin demektir. Pazarın gerçekten etkin olması durumunda şirketle ilgili çok özel ve gizli bilgilere sahip yöneticilerin ve personelin dahi bu bilgileri kullanarak diğer yatırımcılardan fazla getiri elde etmeleri mümkün olamaz. Yani bu tip piyasalarda bütün bilgiler fiyata yansımış olduğu için özel ve gizli bilgilerin bile bir anlamı kalmamaktadır. Güçlü Formda Etkin Pazar Hipotezi, konuya oldukça katı bir bakış açısı getirmektedir. Çünkü hiçbir grubun özel ve gizli bir bilgiyi elde edebilecek tekeli bir hakka sahip olmadığını varsaymaktadır ( Kocaman, 1995 ).

Etkin piyasa hipotezinin güçlü formu, iki farklı düşünce ile ilgilidir. Bunlardan biri herhangi bir yatırımcının daha çok, açıklanan bilgiyi kullanarak hareket etmesi sonucu aşırı getiri elde edebilme ihtimali, diğeri ise açıklanmayan bilgilerin kullanılmasıyla gerçekleştirilen alım satım faaliyetlerinden normalüstü getiri elde edilemeyeceğidir. Firma tarafından henüz açıklanmamış bir bilgi, görevleri gereği firma yöneticileri, ilgili kamu ve özel sektör kurumları tarafından herkesten önce

öğrenilecektir. Burada önemli olan nokta bu kişilerin bu durumdan faydalanıp piyasaya göre aşırı kazanç edebilme ihtimalinin ne olduğudur. Piyasanın güçlü formda etkin olması durumunda bu şekilde avantaj sağlamak mümkün değildir. Ancak tek başlarına piyasanın gidişatını değiştirebilecek kadar büyük bir güce sahip yatırımcıların var olması halinde güçlü formda piyasa etkinliği kaybolabilir. Piyasada bu gibi büyük yatırımcıların bulunması, fiyatların yansıttığı her türlü bilginin, tüm yatırımcılar tarafından stratejik birer karar olarak değerlendirilmesi ihtiyacını doğurur. Bu yatırımcılar içerden edindikleri özel bilgi sayesinde elde ettikleri güçle, sadece pazarda oluşan denge fiyatını değil, genel olarak küçük yatırımcıların inançlarını ve kararlarını da etkileyebilirler

Güçlü formda etkin piyasa hipotezi, hisse senedi fiyatlarının, pazardaki kamuya açık olan veya henüz ilan edilmiş bütün bilgilerin fiyatlara yansımış olduğunu iddia eder. Eğer piyasa etkin bir şekilde çalışıyorsa, yeni bilgiler fiyatlara o kadar hızlı bir şekilde yansır ki, yeni bilgilere sahip olmak hiçbir yatırımcıya ilave çıkar sağlamaz. Bu hipotez, hisse senedi fiyatlarının pazara sunulan yeni bilgiye çabucak uyum sağlarken, aynı zamanda hiçbir grubun özellikli bir bilgiyi elde edebilecek tekeli bir hakka sahip olmamasını gerektirir.

Yönetici veya ortakların sahip olduğu bilgi ile kastedilen, kamuya açıklandığı takdirde menkul kıymetlerin değerini etkileyebilecek verilerdir. Bu tarz bilgiler, kâr payı ödemeleri ve kazançlarda meydana gelen değişimi, şirketin sermaye artırma kararını, herhangi bir şirket ile birleşme olasılığını içermektedir. Bu tarz özel bilgiler genellikle firma içindekilerin yapmış olduğu alım satımlardan elde ettikleri getirilere bakılarak incelenmektedir

Lorie ve Niederhoffer 1966 yılında gerçekleştirdikleri çalışmalarda, şirket içinden alınan özel bilgilerin gerçekten değerli olduğunu ve bu bilgilere ulaşabilen yatırımcıların elde ettikleri getirilerin beklenen getiriden ekonomik ve istatistiksel anlamda ihmal edilemeyecek ölçüde fazla olduğunu ortaya koymuşlardır

Kerr (1976) içeriden bilgi alamayan yatırımcıların, bilgiye ulaşabilen yatırımcıları taklit ederek kazanç sağlayıp sağlayamayacaklarını test etmiş; ancak araştırmasının sonucunda içeriden bilgi alarak yatırım yapanların işlemleri açıklandığı anda alım

satım yapanların ge kalmıř olduklarını ve ncekiler kadar yksek kr elde edemediklerini grmřtr. nk bilgi artık kamuya mal olmuřtur ki bu da bir nevi yarı gl formun ispatıdır.

Jensen, 1955-1964 yılları arasında 115 yatırım fonunun risk getiri ortalamalarını incelemiřtir. Yatırımcının net getirileri gz nne alındıėında 115 olaydan 89'unda, fonların on yıllık risk-getiri birleřimi piyasa doėrusunun o dnemdeki deėerinin altındadır ve btn fonların piyasa kořullarından on yıllık sapmalarının ortalaması - %14,6'dır. Bu da ortalama olarak, tketicinin 10 yılın sonunda yatırım fonunu elinde tutarak kazandıėı servetinin, piyasa doėrusuna tekabl eden portfy kullanarak elde edebileceėi servetinden %15 daha azına tekabl etmesi anlamına gelmektedir.

zetle gl etkin bir piyasada gerek halka ilan edilmiř gerekse yalnızca ynetici ve ortakların bilebildiėi bilgiler, fiyatlara kendiliėinden yansımıř durumdadır. Gl etkin piyasalarda teknik veya temel analiz metodu iřlevsiz hale gelmiřtir. Artık karmařık analiz yntemlerini kullanan yatırımcılarla, rastgele hisse senedi seėimi yapan yatırımcıların getirileri arasında fark yoktur.

## İKİNCİ BÖLÜM

### ANOMALİ KAVRAMI ve PİYASALARDA GÖZLEMLenen ANOMALİLER

#### 2.1 Anomalinin Tanımı

Hisse senedi fiyatları belirli zaman ve dönemlerde diğer zamanlara göre farklı bir eğilim izlerler. Normalden sapma anlamına gelen bu durum anomali (anomaly) terimi ile adlandırılmaktadır (Karan, 2003).

Anomali kavramı, literatürde, teori ile uyuşmayan gözlem ya da realite olarak tanımlanmaktadır (Thaler, 1987). Gözleme dayalı bir bulguyu teorik bir mantık çerçevesinde değerlendirmek zor ise veya bu bulguyu açıklamak ancak makul olmayan varsayımları kabul etmekle mümkün oluyorsa, sözü edilen bulgu anomali olarak değerlendirilir. Bir başka deyişle anomali, genel olarak kabul görmüş ilke ve esaslarla uyum içinde olmayan olağandışı davranışlardır (Özmen, 1997).

Eugene Fama'nın ortaya koyduğu Etkin Piyasalar Hipotezi'nin varsayımına göre hiçbir yatırımcı normalüstü getiri sağlayamaz. Ancak beklenen getirileri açıklamaya çalışan varlık fiyatlama modellerinin öngördüğü sonuçları sağlamayan birçok ampirik çalışma yapılmıştır. Bu tür çalışmalarda elde edilen bulgular varlık fiyatlama modellerinin varsayımlarına ve Etkin Piyasalar Hipotezine aykırı sonuçlardır. Teori ile bağdaşmayan bu bulgular için "normalden sapma" anlamına gelen anomali terimi kullanılmaktadır.

Fama (1998) Etkin Piyasalar Hipotezi'nin, aksini gösteren birçok ampirik çalışmaya ve geniş anomali literatürüne rağmen iki nedenden ötürü geçerliliğini kaybetmediğini ileri sürmektedir.

Birincisi, Anomali literatüründeki bulgular alternatif getiri modellerine ve farklı ölçüm metodlarına dayanıklı değildir. Fama'ya göre davranış modelleri sadece açıklamak için geliştirildikleri anomalileri açıklamakta, diğer anomalileri açıklamada anlamlı olmamaktadır. Her yeni modelin anomali bulgularının tamamını tek başına açıklama kabiliyetine göre değerlendirilmesi gerekmektedir. İkincisi, anomaliler rassal

sonuçlardır ve piyasalarda yeni bilgiye aşırı reaksiyon etkisine rastlanıldığı ölçüde eksik reaksiyona da rastlanmaktadır. Bundan dolayı literatürde yer alan anomaliler metodolojik illüzyonlardır.

Belirli zaman aralıklarında gözlenen bu anomalilerin varlığı uluslararası finansal araştırmalarda defalarca kanıtlanmıştır. Farklı zaman birimlerinde farklı hareket eden çeşitli dönemselliklerden yararlanarak gelecekteki getirileri tahmin etmenin ve normalin üzerinde bir getiri sağlamanın mümkün olabileceği ileri sürülebilir.

## **2.2 Anomali Çeşitleri**

Bu bölümde, hisse senedi piyasalarında gözlemlenen anomaliler incelenecektir. Bu anomaliler, mevsimsel anomaliler ve kesitsel anomalilerdir. Mevsimsel anomaliler; saatlik, günlük, haftalık, aylık, yıllık ve belirli bir dönem öncesi ya da sonrası oluşan anomalilerdir. Kesitsel anomalileri; piyasa etkinliğinden sapma durumunu ifade eden, zamana bağlı olmayan anomalilerdir.

### **2.2.1 Kesitsel Anomaliler**

Zamana bağlı olmayan anomalilerdir. Bu anomaliler; Fiyat / Kazanç Oranı Etkisi, Piyasa Değeri / Defter Değeri Etkisi, Firma Büyüklüğü Etkisi, Fiyat / Satış Oranı Etkisi, Fiyat / Nakit Akımı Oranı Etkisi ve Temettü Verimi Etkisi olarak sınıflandırılmaktadır.

#### **2.2.1.1 Fiyat / Kazanç Oranı Anomalisi**

Fiyat kazanç oranı ( F/K ) yatırımcının bir birim beklenen kazanç için ne kadar ödeme yapmak zorunda olduğunu belirtmektedir ( Strabaek, 1997 ). Bu oran hisse başına fiyatın hisse başına kazanç oranlanmasıyla bulunmaktadır. Kazanç olarak, kardan kurumlar vergisi ve fonlara ilişkin yasal yükümlülükler ile yasal yedek akçe, kurucu ve öncelikli hisse senedi sahipleri, yönetim kurulu ve çalışanlara ödenmesi gereken tutarlar ayrıldıktan sonra kalan tutar, diğer bir ifadeyle dağıtılabılır karlar dikkate alınmalıdır ( Ataman, 1999 ).

$$F/K = \text{Hisse Senedi Piyasa Fiyatı} / \text{Hisse Başı Kar}$$

Yukarıdaki formül literatürde Kazanç / Fiyat olarak da kullanılabilir.

Hisse senedi değerlemesinde, basitliği ve uygulama kolaylığı nedeniyle en çok kullanılan yöntem Fiyat / Kazanç oranı yaklaşımıdır. F/K oranı anomalisi, düşük F/K oranına sahip hisselerin ( değer hissesi ), yüksek F/K oranına sahip hisseler ( büyüme hissesi ) göre daha iyi performans göstermesi şeklinde ifade edilmektedir.

F/K oranının fazla kullanılmasının temel nedenleri aşağıdaki gibi sıralanabilir;

- Hesaplanması basit bir veridir.
- Karşılaştırmak son derece kolaydır.
- Risk, büyüme oranı ve kar payı ödeme oranı gibi verilerin hesaplanmasına gerek yoktur.

F/K oranı etkisine yönelik olarak; Basu (1981), Jaffe, Keim ve Westerfield (1989), Lakonishok, Schleifer ve Vishny (1994) ile Hawawini ve Keim (2000) tarafından uluslararası piyasalarda yapılan çalışmalarda F/K oranı etkisinin mevcut olduğu kanıtlanmıştır.

### **2.2.1.2 Piyasa Değeri / Defter Değeri Anomalisi (PD/DD)**

Piyasa Değeri / Defter Değeri oranı ( PD/DD ), bir şirketin hisse senedi fiyatının, hisse senedi başına öz sermaye değerine bölünmesiyle elde edilir. Ampirik çalışmalarda bu oranın düşük olduğu hisse senetlerine yatırım yapıldığında normalin üstünde getiri elde edilebileceği belirlenmiştir. Özellikle hisse senedinin fiyatı defter değerinin altına düştüğünde sonuç daha belirgin bir hale gelmektedir ( Karan, 2001 ).

PD/DD oranını kullanarak hisse senedi getirilerinin önceden tahmin edilebileceği görüşü ilk defa Rosenberg, Reid ve Lanstein ( 1985 ) tarafından ortaya atılmıştır. Araştırmacılar, PD/DD oranı ile gelecekteki hisse senedi getirileri arasında dikkat çekici bir negatif korelasyon olduğunu görmüş ve bunun etkin piyasalar kuramını reddeden bir bulgu olduğunu ifade etmişlerdir.

Piyasa Deęeri / Defter Deęeri oranı ( PD/DD ), sermaye piyasası gelişmiş ülkelerde piyasada alınıp satılmayan bir hisse senedinin sahip olması gereken fiyatın tespiti amacıyla kullanılmaktadır ( Ataman, 1999 ).

### **2.2.1.3 Firma Büyüklüğü Anomalisi**

Büyükölük etkisi olarak da ifade edilmektedir. Firma büyüklüğü etkisi, düşük piyasa değerine ( firma büyüklüğü ) sahip firmaların hisse senedi getirilerinin, yüksek piyasa değerine sahip firmaların hisse senedi getirilerinden daha fazla olması olarak tanımlanmaktadır. Bu etkiyi ilk olarak Banz ( 1981 ) dile getirmiştir.

Firma büyüklüğü anomalisine yönelik uluslararası piyasalarda birçok çalışma yapılmıştır. Bu çalışmalar sonucunda firma büyüklüğü anomalisinin varlığı tespit edilmiştir. Ancak firma büyüklüğü etkisinin anomali olarak sınıflandırılması konusunda birtakım eleştiriler bulunmaktadır. Varlık fiyatlama modelleri, büyükölük etkisinin bir anomali olabilmesi için beklenen getiri ve beklenen nakit akımları arasında pozitif kesitsel bir ilişkinin olması gerektiğini ileri sürmektedir. Ancak hiçbir varlık fiyatlama modeli bunu sağlayamamaktadır ( Berk, 2000 )

### **2.2.1.4 Fiyat / Satış Oranı Anomalisi (F/S)**

Düşük Fiyat / Satış ( F/S ) oranına sahip hisse senetlerinin yüksek F/S oranına sahip hisse senetlerine göre, daha yüksek getiri sağlaması olarak tanımlanmaktadır. F/S oranı, bir firmanın hisse başına fiyatının son 12 aylık hisse başına satışına bölünmek suretiyle hesaplanmaktadır. Satışlar, net kar ve nakit akımına göre şirketlerin uyguladıkları muhasebe politikalarından daha az etkilenmektedir. Bu oran, F/K oranına alternatif olarak geliştirilen oranlardan birisidir.

F/S oranının, F/K oranı yerine kullanılmasının nedenleri şu şekilde sıralanmaktadır ( Senchack, 1987 ) :

- Karlara göre muhasebe uygulamalarından daha bağımsız ve istikrarlıdır.
- Karlara göre daha kolay tahmin edilebilmektedir.
- Firma zarar ettiğinde dahi, F/S oranı anlamlılığını korurken, F/K oranı negatif değer aldığından anlamını kaybetmektedir.



- Düşük F/K oranına dayanan stratejileri uygulamak iki tür yatırım hatasına yol açmaktadır.
  - Düşük karlı olup da elenen firmalar geçici olarak yüksek F/K oranına sahip olabilir ve yakın gelecekte karlarını yükseltebilirler.
  - Ekonominin büyüme dönemi boyunca, karları zirvedeyken F/K oranı düşük, dönemsel hisse senetlerinin satın alınması, ekonomik durgunluk boyunca karları dipte olan yüksek F/K oranlı hisse senetlerinin elden çıkarılması.

Senchack ve Martin ( 1987 ) yaptıkları çalışmada, bu stratejinin F/K oranı kadar doğru bir şekilde hisse senetlerini ayırt edemediğine işaret etmişlerdir. Düşük F/K oranına göre oluşturulan portföylerin getirisinin düşük F/S oranına göre oluşturulan portföylerin getirisinden daha yüksek olduğunu tespit etmişlerdir.

### **2.2.1.5 Fiyat / Nakit Akımı Oranı Anomalisi (F/NA)**

Fiyat / Nakit Akımı ( F/NA ) anomalisi, düşük F/NA oranına sahip hisse senetlerinin, yüksek F/NA sahip hisse senetlerine göre daha yüksek getiri sağlaması olarak tanımlanmaktadır. F/NA oranı aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır.

$$F/NA = \text{Fiyat} / \text{Hisse Başı Nakit Akımı}$$

Hisse başı nakit akımı ise, dönem net karına dönemin amortisman giderlerinin eklenerek toplamın hisse senedi sayısına bölünmesi ile hesaplanmaktadır. Şirketlerin amortisman konusunda uyguladıkları muhasebe politikası net kar tutarını önemli seviyelerde etkilemektedir. İki firmanın diğer rakamları aynı olsa da, uyguladıkları farklı amortisman yöntemleri nedeniyle amortisman giderlerinin farklı olması, firmaların fiyat / kazanç oranının farklı olmasına neden olmaktadır. F/NA oranı, şirketler arası kıyaslamada bu eksikliği gidermek amacıyla F/K oranına alternatif olarak türetilmiştir.

### **2.2.1.6 Temettü Verimi Anomalisi (TV)**

Temettü Verimi anomalisi, yüksek temettü verimine sahip hisse senetlerinin, düşük temettü verimine sahip hisse senetlerine göre daha yüksek getiri sağlaması olarak tanımlanmaktadır. Temettü verimi, hisse başına yıllık temettü miktarının hisse senedinin piyasa değerine bölünmesiyle bulunur.

Temettü Verimi = Hisse başına ödenen temettü / Hisse senedinin cari piyasa değeri

Temettülerin hisse senedi değerleri üzerindeki etkisi üzerine finans literatüründe birbirinin karşıtı görüşler mevcuttur. Modigliani ve Miller'a ( 1961 ) göre, işlem maliyetinin ve verginin olmadığı, bilgi edinmenin maliyetsiz olduğu mükemmel piyasalar varsayımı altında temettü politikasının firma değeri üzerinde etkisi yoktur. Myron Gordon ve John Lintner ( 1965 ) tarafından savunulan görüşe göre ise temettü politikasının hisse senedi değeri üzerinde etkisi bulunmaktadır. Yatırımcılar için, içinde bulunduğu dönemde elde edeceği gelir, ileride elde edeceği ve miktar olarak belirsiz olan bir gelirden daha önemlidir. Diğer bir görüşe göre ise, yatırımcılar sağlayacağı vergi avantajı nedeniyle düşük kar payı ödemesini tercih edebilirler. Ödenen kar payı üzerinden alınan vergilerin sermaye kazancı üzerinden alınan vergilerden daha yüksek olması durumunda, yatırımcılar daha düşük kar payı ödemesini tercih edebilmektedirler. Black ve Scholes ( 1974 ) ise,yüksek temettü verimli hisse senetleri ile düşük verimli hisse senetlerinin beklenen getirileri arasında vergiden önce veya sonra fark olduğunu ispatlamanın mümkün olmadığını ileri sürmüşlerdir.

### **2.2.2 Takvimsel (Mevsimsel) Anomaliler**

Takvimsel anomaliler, hisse senedi getirilerinin herhangi bir gün ,hafta, ay, dönem ya da zaman diliminde, diğer zaman aralıklarına göre daha üstün veya daha kötü performans gösterip göstermediği ile ilgilidir ( Barak, 2008 ).

Etkin piyasalar kuramına göre, hisse senedi getirileri zamandan bağımsızdır. Dolayısıyla tüm zaman dilimleri getiri açısından farksızdır. Belli bir zaman diliminde gözlemlenen getiri trendini kullanarak gelecekteki getirileri tahmin etmek ve sürekli normalüstü getiri sağlamak mümkün değildir. Oysa takvimsel anomaliler bunun aksini

ortaya koymaktadır. Sayısız ampirik çalışmada elde edilen bulgular, etkin piyasalar hipotezinin tersine getirilerin öngörülebilirliği, belli zaman dilimlerinin diğerlerine göre sürekli negatif ya da pozitif getiri sağladığını kanıtlamış ve hisse senedi getirilerinde mevsimselliğin olduğunu ortaya koymuştur. Yapılan ampirik çalışmalar sonucunda tespit edilen belli başlı takvimsel anomaliler şu şekildedir :

- Haftanın Günleri Anomalisi
- Gün içi Anomalisi
- Ocak Ayı Anomalisi
- Ay İçi Anomalisi
- Ay Dönümü Anomalisi
- Yıl Dönüşü Anomalisi
- Tatillere İlişkin Anomaliler

### **2.2.2.1 Haftanın Günleri Anomalisi**

Borsada işlem gören hisse senetlerinin haftanın belli bir veya birkaç gününde, diğer günlere oranla daha düşük ya da yüksek getiri sağlayıp sağlamadığı, günlere ilişkin anomalilerle açıklanmaktadır. Günlere ilişkin anomaliler, etkin piyasalar hipotezinin aksine, haftanın bütün günlerinin ortalama getirilerinin veya getiri dağılımlarının aynı olmadığını, günler arası getiri farklılıklarının var olduğunu istatistiksel olarak da ortaya koymaktadır ( Barak, 2008 ).

Haftanın günü anomalisine ilişkin çalışmalarda, hisse senetleri fiyatları düzenli bir şekilde, Pazartesi günleri bir önceki güne göre düşmekte, Cuma günleri ise bir önceki güne göre önemli ölçüde yükselmektedir. Ortalama getiriler haftanın son işlem günü en yüksek, haftanın ilk günü en düşük düzeydedir.

French ( 1980 ) S&P endeksi üzerinde yaptığı 1953-1977 dönemini kapsayan çalışmasında, Pazartesi getirilerin negatif, diğer günlerin ise Çarşamba ve Cuma günleri en yüksek olmak üzere pozitif olduğunu saptamıştır. Aynı çalışmada tatil sonrası Pazartesilerin normal Pazartesilerden daha yüksek getiri sağladığını ortaya koymuştur.

Gibbons ve Hess ( 1981 ) haftanın günü anomalisinin mevcut olduğunu, bunun firma büyüklüğü ile ilgili olduğunu saptamışlardır.

Jaffe ve Westerfield ( 1989 ) değişik ülke borsalarında yaptıkları çalışmada, hisse senedi getirilerini haftanın günü anomalisi açısından incelemişlerdir. En düşük getiri sağlayan günün ABD, İngiltere ve Kanada'da Pazartesi, Avustralya ve Japonya'da da Salı günü olduğunu saptamışlardır. Bütün ülkelerde en yüksek getiri sağlayan günün ise Cuma olduğunu tespit etmişlerdir. Piyasa bir önceki hafta düşmüş ise, Pazartesi günleri de düşmekte olduğunu, yükselmisse Pazartesi günlerinin önemli ölçüde yüksek getiri sağladığını ortaya koymuşlardır.

Haftanın günü anomalisi ile ilgili BİST üzerinde yapılan çalışmalarda da benzer sonuçlara ulaşılmıştır. Genel itibari ile Pazartesi ve Salı günlerinin negatif, Cuma gününün ise istatistiki olarak anlamlı pozitif getiri sağladığı sonucuna ulaşılmıştır.

### **2.2.2.2 Gün içi Anomalisi**

Gün içi anomalisi; hisse senetlerinin günün belli bir saatinde, ya da dakikalarla ölçülebilen belirli bir zaman diliminde, diğer saatlere ya da zaman dilimine göre sürekli olarak düşük ya da yüksek getiri sağlaması durumudur.

Wood, McInish ve Ord ( 1985 ) New York Borsası için yapmış oldukları çalışmada; dakikalık olarak getiri dağılımlarını incelemiş, getirilerin seansın ilk 30 dakikası ile son bir dakikasında toplam getirinin 2/3 ü oranında olduğunu kanıtlamışlardır.

Özmen ( 1997 ) İMKB üzerinde 14 Temmuz 1994 – 7 Haziran 1996 dönemine ilişkin olarak 477 seansa ilişkin bilgileri incelemiştir. Çalışma sonucunda haftanın en kötü seansının Pazartesi günü 2.seans olduğu, genelde 1.seansların 2.seanslardan daha yüksek getiri sağladığını tespit etmiştir.

### **2.2.2.3 Ocak Ayı Anomalisi**

Ocak ayı anomalisi, hisse senetlerinin Ocak aylarında yılın diğer aylarına oranla daha yüksek getiri sağlamasını açıklamaya çalışan bir anomalidir ( Karan, 2001 ).

Wachtel ( 1942 ) ABD hisse senetleri piyasasında yapmış olduğu çalışmasında, Ocak aylarında diğer aylara göre daha yüksek getiri sağlandığını, bu getirinin piyasa değeri düşük olan hisse senetlerinde daha da yüksek olduğunu tespit etmiştir.

Rozeff ve Kinney ( 1976 ) New York borsasında 1904-1974 dönemini kapsayan çalışmalarında, Ocak ayı ortalama getirisi %3,48 iken diğer ayların ortalamasının %0,42 olduğunu tespit etmişlerdir. Aynı çalışmada yıllık getirilerin yaklaşık üçte ikisinin Ocak ayında gerçekleştiği saptanmıştır.

Gültekin ve Gültekin ( 1983 ), Ocak ayı anomalisine ilişkin olarak 17 farklı ülke borsasını kapsayan bir çalışma yapmışlardır. Çalışma sonucunda, 12 ülkede Ocak ayı anomalisinin varlığını tespit etmişlerdir. Saptanan anomalinin kısmen vergi etkisinden kaynaklanabileceğini öne sürmekle beraber firma büyüklüğü ile ilişkiye rastlanamamıştır.

Reingaunum ( 1983 ) Ocak ayı anomalisinin geçmiş yıllarda zarar eden firmalardan ve küçük firmalara ilişkin işlemlerden kaynaklandığını ve özellikle ayın ilk haftasında oluştuğunu ileri sürmüştür.

Reingaunum ve Shapiro ( 1987 ) Ocak ayı anomalisinin olası nedenleri arasında küçük firma etkisi ve vergisel nedenlerin olduğunu ileri sürmüşlerdir.

Türkiye’de yapılan çalışmalarda da Ocak ayı etkisinin varlığı kanıtlanmıştır. Balaban ( 1995 ) tarafından İMKB’de 1988- 1993 dönemine ilişkin yapılmış olan çalışmada, hisse senetlerinin Ocak, Haziran ve Eylül aylarında diğer aylara göre daha fazla getiri sağladığını saptamıştır. Özmen ( 1997 ) 1988 – 1996 dönemine ilişkin yapmış olduğu çalışmada, en yüksek getirinin Ocak ayında, en düşük getirinin ise Ekim ayında olduğunu ortaya koymuştur.

#### **2.2.2.4 Ay İçi Anomalisi**

Yılın herhangi bir ayına ait 30 günlük takvim döneminin ikiye bölünmesi sonucu, hisse senetlerinin ayın ilk yarısında ya da ikinci yarısında , diğer yarısına göre farklı getiri sağlaması ay içi anomalisi olarak adlandırılmaktadır ( Barak, 2009 ).

Ariel ( 1987 ) New York Borsasında, 1963-1981 dönemine ilişkin, her ayın ilk 9 günü ile son 9 günü ortalama getirilerini karşılaştırmıştır. Çalışma sonucunda ayın ilk yarısındaki ortalama getirilerin, ikinci yarıdaki ortalama getirilerden fazla olduğunu tespit etmiştir. Pazardaki kümülatif getirinin hemen hemen ayın ilk yarısında oluştuğunu, ayın ikinci yarısının kümülatif getiriye katkısının sıfıra yakın olduğunu belirlemiştir.

Jaffe ve Westerfeld ( 1989 ) ay içi anomalisini beş ayrı ülkede test etmiştir. Dört ülkede ayın ilk yarısındaki getiriler yüksek çıkarken, sadece Japonya'da ikinci yarı getirileri daha yüksek çıkmıştır.

Özmen ( 1997 ), İMKB'de 1988 – 1996 dönemini kapsayan çalışmasında, ortalama hisse senedi getirilerinin ayın ilk yarısında çok daha yüksek olduğunu belirleyerek, İMKB'de ay içi anomalisinin olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Bildik ( 2000 ) İMKB'de 1988 – 1998 yıllarına ilişkin çalışmasında, ayın birinci yarısındaki ortalama getirilerin ikinci yarısındaki ortalama getirilerden %65 daha fazla getiri sağladığını kanıtlamıştır.

### **2.2.2.5 Ay Dönümü Anomalisi**

Hisse senetlerinin, yılın herhangi bir ayında, bir önceki ayın sonu ile söz konusu ayın başında birkaç gün diğer günlere oranla daha fazla getiri sağlaması, ay dönümü anomalisi olarak adlandırılmaktadır. Bu konuyla ilgili yapılan birçok çalışmada, ay sonlarına gelen 1-4 gün ile ay başlarına gelen 1-4 gün arasındaki dönemde hisse senetlerinin daha yüksek getiri sağladığı ortaya konulmuştur.

Petengill ve Jordan ( 1988 ) New York Borsasında, ay dönümü anomalisini işlem hacmi açısından incelemişler ve işlem hacminin ay dönüşlerinde önemli ölçüde artış gösterdiğini belirlemişlerdir. Ogden (1990 ) benzer sonuçlara ulaşmış ve bu anomalinin nedeni olarak; kurumların faiz ve anapara borç ödemelerinin %70'ini her takvim döneminin ilk veya son iş gününde yapması, şirketlerin ücret, temettü gibi ödemeleri ayın son gününde gerçekleştirmesi ve bunların da dönemsel hisse senedi hareketlerine yol açması gibi faktörleri göstermiştir.

Bildik ( 2000 ) İMKB’de 1988 – 1998 dönemini kapsayan çalışmasında, ayın son günü ve ilk dört günü ay dönümü olarak kabul edilmiş ve bu dönemde hisse senedi getirilerinin diğer günlere göre yüksek getiri sağladığı belirlenmiştir.

### **2.2.2.6 Yıl Dönümü Anomalisi**

Yılın son birkaç işlem günü ve izleyen yılın ilk birkaç işlem günü, hisse senedi getirilerinin genel ortalamaların üzerinde gerçekleşmesi, yıl dönümü anomalisi olarak ifade edilmektedir. Yıl dönümü anomalisinin nedenleri arasında özellikle küçük firma etkisi ve vergi etkisi sayılmıştır.

Keim ( 1983 ) ve Reingaunum ( 1983 ) yapmış oldukları çalışmalarda, yatırımcıların özellikle küçük firma hisse senetleriyle, Aralık ayının son günleriyle Ocak ayının ilk günlerinde diğer günlere oranla daha yüksek getiri elde ettiklerini saptamışlardır.

Bildik ( 2000 ) İMKB’de işlem gören hisse senetleri için yapmış olduğu çalışmada, Aralık ayının son beş ve Ocak ayının ilk on gününde hisse senetlerinin daha yüksek oranda getiri sağladığını tespit etmiştir.

### **2.2.2.7 Tatillere İlişkin Anomaliler**

Hisse senedi getirileri, birçok ülkede, tatil öncelerinde , diğer işlem günlerine oranla daha yüksek gerçekleşmektedir. Tatillere ilişkin anomalilerin zamanı, hafta sonu tatili, dini ve resmi bayramlara ilişkin tatil öncesi ve sonrasını kapsamaktadır. Borsanın herhangi bir olağanüstü durum sonucu kapalı olduğu döneme ilişkin hisse senedi fiyat davranışları tatillere ilişkin anomaliler içinde değerlendirilmemektedir ( Barak, 2009 ).

Lakonishok ve Schmidt ( 1988 ) Dow Jones Endeksi 1897- 1986 dönemine ilişkin 90 yıllık süreçte, hisse senetlerine ilişkin işlem günlerini; normal günler, tatil öncesi ve tatil sonrası günler olarak sınıflayarak getiri karşılaştırması yapmışlardır. Tatil öncesi ortalama getirilerin, normal getirilere ilişkin ortalama getirilerden 23 kat daha yüksek olduğunu ve endeksin yıllık getirisinin yaklaşık %50’sinin tatil öncesinde elde edildiğini, tatil sonrasında ise ortalama getirilerin negatif çıktığını ancak istatistiksel olarak sıfırdan ve normal günlerin getirilerinden farksız olduğunu saptamışlardır.

İMKB ile ilgili yapılan birçok çalışmada tatil öncesi yüksek getiri anomalisinin varlığı tespit edilmiştir. Özmen ( 1997 ) 37 resmi tatile ilişkin yapmış olduğu çalışmada, tatil öncesi getirilerin tatil sonrası ortalama getirilerden 14 kat, normal günlerin getirilerinden ise 5,5 kat daha fazla olduğunu tespit etmiştir.

## **2.3 Anomalinin Nedenleri**

Yapılan birçok çalışmada anomalilerin istatistikî olarak anlamlı olduğu sonucuna ulaşılmasıyla birlikte, anomalilerin olası nedenleriyle ilgili birçok görüş ileri sürülmüştür. İleri sürülen bu görüşlerin tek başlarına herhangi bir anomaliyi açıkladığına ilişkin akademik çevrelerde ortak bir görüş oluşmamıştır. Aşağıda, dönemsel olmayan anomalilere yol açan olası nedenlere ilişkin görüşler genel olarak ele alınmıştır.

### **2.3.1 Rasyonel Olmayan Davranış Hipotezi**

Anomaliler, rasyonel olmayan, tecrübesiz yatırımcı davranışları sonucunda ortaya çıkabilmektedir. Yatırımcılar hisse senetleri yatırımlarında, temel verilerin dışındaki faktörlere odaklanarak alım-satım yapıyorlarsa bu tip yatırımcıların tersine hareket eden tecrübeli yatırımcılar normal-üstü getiriler elde edebilmektedir. Rasyonel olmayan davranışlar, bazı firmaların aşırı değerlendirilmesine bazı firmaların da düşük değerlendirilmesine neden olabilmektedir.

Rasyonel olmayan davranış hipoteziyle ilgili çalışmalar birçok araştırmacı tarafından ele alınmıştır. Ritter (1988 ) Ocak ayı etkisinin kısmen yatırımcı davranışlarına bağlı olduğunu ileri sürmüş, vergisel nedenlerin ve portföy yöneticilerinin yıl sonunda pozisyonlarını kapatıp nakde dönmelerinin; Aralık ayında satıcılı, Ocak ayında ise alıcılı bir piyasa oluşturduğunu tespit etmiştir.

Diğer bir neden, 1970'li yıllarda Kahneman ve Tversky tarafından literatüre kazandırılmış olan 'sınırlı rasyonelite' (non-rationality ya da bounded rationality) kavramıdır (Kahneman ve Tversky, 1974). Bu yaklaşım, akılcı olmayan davranışların kalıcılık arz ettiği ve kişilerin belirsizlik altında karar verme durumunda sistematik olarak hatalar yapabileceği görüşlerini benimsemektedir. Başka bir deyişle, yatırımcılar tercihlerini yaparken yargı hatalarına düşebilmektedirler. Bunun nedeni,



çeşitli duygusal faktörler ve bilişsel önyargılar olarak açıklanmaktadır. Yatırım kararlarında rasyonelliğin sınırlı olması yatırımcıların hatalı kararlar vermesine neden olabilmektedir.

### **2.3.2 Riskin Yanlış Tahmin Edilmesi**

Anomalilerin varlığını açıklayan diğer bir neden ise sistemik riskin hatalı tahmin edilmiş olmasıdır. Fama ve French (1992), NYSE hisse senetleri üzerinde yapmış olduğu çalışmada, 1941-1990 dönemi boyunca ortalama hisse senedi getirileri ile betalar arasında ilişkinin zayıf olduğunu ortaya koymuştur.

Fama ve French'e, Kothari, Shanken and Sloan (1995) tarafından getirilen eleştirilerden birisi betanın tahmini ile ilgilidir. Kothari, Shanken ve Sloan tipik bir yatırımcının yatırım ufkunun bir aydan çok, bir yıla yakın olduğu için, yıllık verilerden hesaplanan betaların aylık verilerden hesaplanan betalara göre daha uygun olduklarını savunmaktadırlar. Kothari, Shanken ve Sloan, yıllık verilerden hareketle beta hesaplandığında, getiri ile beta arasındaki ilişkinin daha kuvvetli olduğunu göstermişlerdir.

Levhari ve Levy (1977), aylık verilerle hesaplanan beta ile yıllık verilerle hesaplanan betalar arasında fark olduğunu ortaya koymaktadırlar. Betalar farklı olduğundan, ampirik çalışmaların sonuçları da farklı olabilmektedir.

Pazar portföyünün piyasada yer alan tüm varlıkları içermesi gerekirken, FVFM'de hisse senedi endeksleri temsilci (proxy) olarak kullanılmaktadır. Bu gerçekten hareketle Roll (1977), betanın temsilci olarak seçilen pazar portföyüne karşı duyarlı olduğunu, bir temsilci kullanılarak elde edilen betanın gerçek betadan farklı olduğunu ileri sürmüştür.

### **2.3.3 Veri Madenciliği (Data Mining) ve Veri Casusluğu (Data Snooping)**

Veri madenciliği, bir ilişki için teorik veya akla uygun bir neden yokken tesadüfen anlamlı bir ilişkinin meydana gelmesi olarak tanımlanabilir. Black (1993)'e göre Fama ve French'in (1992) sonuçları veri madenciliğinin yapay bir sonucu gibi

gözükmektedir. Fama ve French kendi açıklayıcı değişkenlerini daha önce yapılmış çalışmaların sonuçlarına dayandırdığı için, gözlemlenen bu değişkenlerin açıklama gücü daha önceki çalışmaların yazarlarının bir bölümünün kuvvetli bir veri madenciliği uygulamasından kaynaklanabilir. Buna dayanarak Black, Fama ve French'in (1992) istatistiksel testlerin bazılarını düzgün bir şekilde belirlemediklerini ileri sürmektedir. Black ayrıca, getiri ile büyüklük, defter değeri-piyasa değeri ve diğer değişkenler arası ilişkinin nedeninin veri madenciliğinin yapay bir sonucu olabileceğini, hatta başka bir dönem ya da başka bir veri kaynağı analiz edildiğinde bu ilişkinin kaybolacağını ileri sürmektedir. MacKinlay (1995)'de gözlemlenen sonuçların potansiyel nedenlerinden birisi olarak veri madenciliğini göstermektedir. Conrad, Cooper ve Kaul (2003), kendi örneklerinde, firma karakteristikleri ile getiri arasındaki ilişkinin yaklaşık %50'sinin veri madenciliğinden kaynaklandığını ifade etmektedir.

Eğer bir anomali sezgisel ve ekonomik olarak anlamlılık göstermiyorsa bu muhtemelen veri madenciliği durumu sonucu olabilir. Veri madenciliği, aynı ilişkinin başka bir ülkede test edilmesi, tamamen farklı bir dönem kullanılması veya başka bir örneklem kullanılması ile kontrol altına alınabilir. Bunun dışında ilişki alt dönemler için de test edilebilir. Eğer gözlemlenen ilişkide değişim için geçerli bir neden yoksa sonuçlar alt dönemlerde de tüm dönemlerdeki gibi olmalıdır ( Singal, 2004 ).

Fama ve French'in sonuçlarına diğer eleştiriler Shanken and Sloan (1995)'dan gelmektedir. Eleştirileri iki husus üzerinedir: Bu unsurlar, hayatta kalma yanlılığı (survivorship bias) ve betanın yanlış ölçümü başlıklarında olmuştur.

Veri casusluğu ise, araştırmacıların diğer çalışmalarda kullanılan aynı veri tabanını kullanarak kendi modellerini test etmesidir. Bu durumda yeni çalışmaların benzer sonuçlara ulaşmasının beklenmesi doğaldır ( Michaud, 1999 ).

### **2.3.4 İleri Bakış Yanlılığı (Look-Ahead Bias)**

İleri bakış yanlılığı, araştırmada kullanılan bilgilerin ya da verilerin analize başlanıldığında bilinmemesinin ya da tahmini olarak kullanılmasının, çalışmanın sonuçları üzerinde doğru olmayan etkiler yaratması olarak tanımlanabilmektedir. Örneğin, tüm firmaların 2008 yılı 12 aylık finansal tablolarını açıklanmasının 2009 yılı

Mart sonunu bulmasına rağmen, araştırmancın, sanki 2008 Aralık sonunda firmaların finansal verileri biliniyormuş gibi, 2008 Aralık sonu fiyatlarını esas almasının, çalışmanın sonuçları üzerinde yarattığı doğru olmayan etki, ileri bakış yanlılığı olarak tanımlanabilmektedir.

Banz ve Breen (1986), ileri bakış yanlılığını COMPUSTAT verileriyle test etmişlerdir. Banz ve Breen, aynı verilerden hareketle portföyleri karşılaştırmışlar ve çalışma sonucunda ileri bakış yanlılığının varlığını tespit etmişlerdir.

### **2.3.5 Örneklem Seçiminde Yanlılık (Sample Selection Bias)**

Yapılan araştırmalarda, hisse senetleri piyasasından alınan örneklemin yanlı olma ihtimali bulunmaktadır. Örneklemin bir kısmından kaynaklanan sonuçların, tüm ana kütleli yansıtmıyormuş gibi görünmesi örneklem seçiminde yanlılık olarak tanımlanmaktadır ( İvgen, 2009 ).

Ocak ayı etkisini ele aldığımızda, küçük firmalar analiz dışı bırakıldığında Ocak ayı etkisinin ortadan kaybolduğu görülmektedir. Küçük firma etkisinin ortaya konulması, Ocak ayı etkisinin tüm firmalara değil küçük firmalara mal edilmesi açısından önemlidir ( Singal, 2004 ).

Kothari, Shanken ve Sloan (1995) COMPUSTAT verileri kullanıldığında, PD/DD etkisine ait sonuçların örneklem seçimi yanlılığından etkilendiğine dair dolaylı kanıtlar elde etmişlerdir.

### **2.3.6 Vergisel Nedenler**

Vergisel etkenler de anomaliye sebep olan faktörler arasında gösterilmektedir. Özellikle yıl sonlarında küçük piyasa değerli şirketlerin hisselerinde önemli düşüşler, Ocak ayında ise olağanüstü yükselişler olduğu görülmektedir. Literatürde “Ocak ayı veya Yıl Sonu Anomalisi” olarak adlandırılan bu anomaliye vergisel amaçlı satışların neden olduğu ileri sürülmektedir. Bu hipoteze göre, yatırımcılar zarar ettikleri hisseleri o yılın gelirlerinden düşebilmek için satmaktadırlar. Yatırımcıların yaptıkları satışlar ise, özellikle küçük firmaların hisselerinin önemli ölçüde düşmesine neden olmaktadır. Ocak ayında ise, ilgili hisselerin üzerinden satış baskısı kalktığı için fiyatlar tekrar

yükselmeye başlamaktadır. Bu da özellikle küçük firmaların Ocak ayında daha yüksek performans göstermesine neden olmaktadır ( İvgen, 2009 ).

### **2.3.7 Hayatta Kalma Yanlılığı (Survivorship Bias)**

Hayatta kalma yanlılığı, araştırmalarda, iflas eden firmaların çalışma kapsamı dışında bırakılmasının, çalışmanın sonuçları üzerinde yanlılığa neden olması olarak tanımlanabilmektedir.

Kothari, Shanken ve Sloan'a ( 1995 ) göre, gözlemlenen defter değeri / piyasa değeri değişkeninin açıklama gücü hayatta kalma yanlılığından kaynaklanmaktadır. İflas eden birçok firma, araştırmalarda kapsam dışı bırakılmaktadır ki, bu firmalar yüksek defter değeri/piyasa değeri ve düşük getirilere sahip bulunmaktadırlar. KSS, bu firmaların, araştırma kapsamına dahil edilmesi ile, defter değeri/piyasa değeri değişkeninin açıklama gücünün düşeceğini hatta yok olacağını ileri sürmüşlerdir. Kothari, Shanken ve Sloan bu tespitleri ile, iflas eden firmaları araştırma kapsamı dışında bırakan, Fama ve French'in (1992) sonuçlarına eleştiri getirmektedir. Kothari, Shanken ve Sloan (1995) ile Breen ve Korajczyk (1995), kullanılan veri tabanı hayatta kalma yanlılığından arındırıldığında defter değeri / piyasa değeri priminin, Fama ve French (1992)'in sonuçlarıyla karşılaştırıldığında güçlü bir şekilde düştüğünü göstermişlerdir.

Chan, Jegadeesh ve Lakonishok (1995) izleyen araştırmalarında, Fama ve French'in sonuçlarının hayatta kalma yanlılığından kaynaklanmadığını ortaya koyan daha fazla kanıt bulmuşlardır. Chan, Jegadeesh ve Lakonishok, 1968-1991 yılları arasını incelemiş ve CRSP ve COMPUSTAT' ı düzgün bir şekilde eşleştirdiklerinde, Fama ve French'in sonuçlarını anlamlı olarak etkileyecek düzeyde kayıp firmanın ( dahil edilmeyen ) olmadığı sonucuna varmışlardır. Chan, Jegadeesh ve Lakonishok, aynı dönem için büyük firmalardan oluşan hayatta kalma yanlılığından arındırılmış bir veri tabanı oluşturmuşlar ve bu veri tabanını kullanarak, defter değeri/piyasa değeri etkisinin varlığını kanıtlamışlardır.

### **2.3.8 Alım Satım Marjı(Bid-Ask Spread)**

Alım-satım marjı, hisse senedi alım-satım fiyatları arasındaki fark olarak tanımlanmaktadır. Araştırmalarda alım-satım marjı likiditenin göstergesi olarak kullanılmaktadır. Amihud ve Mendelson (1986), alım-satım marjını likiditenin bir göstergesi olarak kullanarak, hisse senedi getirileriyle likidite arasındaki ilişkiyi NYSE'de 1961-1980 döneminde incelemişlerdir. Çalışmada, hisse senedi getirileri ile likidite arasında oldukça yüksek ve pozitif bir ilişki olduğu ortaya koyulmaktadır. Dolayısıyla, bu sonuca göre, anomalilerin nedenlerinden birisi olarak alım-satım marjı hipotezi gösterilmektedir.

### **2.3.9 İstatistikî Varsayımlardan Sapmalar**

Anomali testinde kullanılan istatistik metodolojisinin varsayımlarından sapmaların kontrol edilmemesinin ve düzeltici önlemlerin alınmamasının, değer priminin kaynaklarından birisi olabileceği ifade edilmektedir. Örneğin, regresyon analizinde hata terimleri arasındaki otokorelasyonun dikkate alınmaması standart hatanın düşük ve dolayısıyla t-istatistik değerinin olması gerekenden daha yüksek tahmin edilmesine neden olabilmektedir (Skoulakis, 2008 ).

Fama ve French (2002) bu konuya dikkat çekmektedir. Fama ve French'e göre ampirik finans literatüründe en ciddi problem, araştırmalarda hesaplanan standart hataların düşük olmasıdır ve kesitsel regresyon analizleri kullanıldığında hata terimleri arasındaki korelasyon hemen hemen her zaman ihmal edilmektedir. Petersen (2006), son zamanlarda finansal alanda yayınlanan çalışmaların yüzde kırk ikisinin olası otokorelasyona karşı, hesaplanan standart hatalarda düzeltme yapmadıklarını belirtmektedir.

Schwert ve Seguin (1989) son çalışma örneklerinde hisse senedi getirilerinde değişen varyansı tespit etmişlerdir. Barone-Adesi ve Talwar (1983) ve Diebold, Im ve Lee (1988) piyasa modeli hata terimlerinde değişen varyansın varlığına ilişkin kanıt sağlamışlardır.

## ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

### KESİTSEL ANOMALİLERE İLİŞKİN LİTERATÜR TARAMASI

#### 3.1 Firma Büyüklüğü Etkisi

##### 3.1.1 Gelişmiş Ülkelerde Gözlemlenen Firma Büyüklüğü Etkisi

Firma büyüklüğünün hisse senedi getirilerini etkilediğini ortaya koyan ilk çalışma Banz ( 1981) tarafından gerçekleştirilmiştir. 1936-1976 yılları arasında kapsayan çalışmada, New York Stock Exchange ( NYSE ) de işlem gören küçük şirketlerin, büyük şirketlere göre yıllık bazda %20 daha fazla riske göre düzeltilmiş getiri sağladığını belirlemiştir. Firma büyüklüğü etkisinin firmaların piyasa değeriyle doğrusal olarak değişmediğini, orta büyüklükteki firmalarla büyük firmalar arasındaki getiri farklarının düşük, küçük firmalarla büyük firmalar arasındaki getiri farklarının ise anlamlı derecede yüksek olduğunu tespit etmiştir.

Roll ( 1981 ) NYSE ve AMEX'de işlem gören hisseler üzerine yaptığı çalışmada, küçük firmaların büyük firmalara göre daha yüksek getiri sağladıklarını tespit etmiş, fazla getirinin kaynağı olarak da riskin doğru ölçülmemesini göstermiştir.

Reinganum ( 1981 ) 1963-1977 dönemi için NYSE ve AMEX de işlem gören firmalar için yaptığı çalışmada, firma büyüklüğü etkisinin F/K oranı etkisine göre çok daha güçlü olduğunu, firma büyüklüğü etkisi kontrol edildiğinde F/K etkisinin kaybolduğunu belirtmiştir.

Keim ( 1983 ) NYSE ve AMEX'de işlem gören hisseler için 1963-1979 dönemini kapsayan çalışmasında hisse senedi getirileri ile firma büyüklüğü ve mevsimsellik ilişkisini incelemiştir. Çalışma sonucunda, küçük firmaların ortalama aylık %2,4 artırı getiri sağladığı, oluşan normal üstü getirilerin hemen hemen yarısının Ocak ayında gerçekleştiği ortaya konulmuştur. Küçük firmalarla büyük firmalar arasındaki getiri farkının Beta tarafından açıklanmakta yetersiz kaldığı da saptanmıştır.

Basu ( 1983 ) 1962-1978 dönemini kapsayan 900 şirketin hisse senedi üzerinde yaptığı çalışmada, küçük şirketlere ait hisse senetlerinin daha yüksek getiri sağladığı sonucuna ulaşmıştır.

Cook ve Rozeff ( 1984 ) 1968-1981 dönemi için 900 firmayı kapsayan çalışmalarında Firma Büyüklüğü, F/K Oranı ve Ocak Ayı etkisi incelemiştir. Firma büyüklüğü ve F/K oranı etkisinin yılın bütün aylarında görüldüğü, ancak Ocak ayında yoğunlaştığı tespit edilmiştir.

Goodman, Peavy ve Cox ( 1986 ) çalışmalarında S&P endeksinden rassal olarak seçtikleri 125 firmayı 1970-1980 dönemi için analiz etmişlerdir. Hisse senetlerini firma büyüklüğüne göre beş portföye bölmüşlerdir. En küçük firmaların olduğu portföy, piyasa getirisinin ortalama %1,3 üzerinde çeyrek dönem getirisi sağlarken, en büyük firmaların yer aldığı portföy piyasa getirisinin %1,61 altında getiri sağlamıştır. F/K oranı etkisi kontrol edilerek yapılan analizlerde, firma büyüklüğü etkisinin devam etmediği görülmüştür.

Dimson ve Marsh ( 1987 ) İngiltere piyasası için 1955-1986 dönemini kapsayan çalışmalarında küçük firma primini tespit etmişlerdir. İngiltere'de 1987 yılında Küçük Firmalar Endeksi ( Hoare Govett Smaller Companies Index ) oluşturulmuştur. HGSC 1000 endeksi piyasa değeri en alt %2 dilimine giren firmalardan oluşmaktadır. 1955-1986 dönemi için Tüm Hisse Senetleri Endeksi ( FTSE All Share Index ) ile HGSC1000 endeksinin getirileri karşılaştırıldığında, HGSC1000 endeksinin FTSE endeksine göre yıllık ortalama %9,2 daha fazla getiri sağladığı görülmüştür.

Lamoureux ve Sanger ( 1989 ) NASDAQ ve NYSE/AMEX'de işlem gören firmaları ayrı ayrı incelemiştir. 1973-1985 dönemi için NASDAQ'da işlem gören hisseler için aylık ortalama %1,9 riske göre düzeltilmiş büyüklük primi, NYSE/AMEX'de işlem gören hisseler için ise aylık ortalama %1,2 riske göre düzeltilmiş büyüklük priminin varlığını tespit etmişlerdir.

Barber ve Lyon ( 1997 ), mali sektör şirketlerini de dahil ettikleri çalışmalarında şirket büyüklüğünün hisse senedi getirileri üzerinde önemli bir etkisi olduğunu, bu etkinin reel ve mali sektör şirketleri için farklılık göstermediğini tespit etmişlerdir.

Fama ve French ( 1998 ) şirket büyüklüğü etkisini uluslararası bazda inceleyen çalışmalarında, 29 ülkede ( onüçü gelişmiş, onaltısı gelişmekte olan ) şirket büyüklüğü ve diğer faktörlerin hisse senedi getirileri üzerindeki etkilerini incelemişlerdir. Araştırma kapsamındaki ülkelerin tamamında şirket büyüklüğü etkisinin varlığı tespit edilmiştir.

Firma büyüklüğü etkisinin, uluslararası piyasalardaki etkisini araştıran benzer bir çalışmayı Hawawini ve Keim ( 2000 ) 17 ülke için yapmıştır. En küçük firmalardan oluşan portföyle en büyük firmalardan oluşan portföyler arasındaki getiri farklarını büyüklük primi olarak tanımlamış, ve Kore dışındaki ülkelerde büyüklük priminin pozitif olduğunu saptamıştır.

Hawawini ve Keim ( 2000 ) 1962-1994 dönemi için NYSE ve AMEX de işlem gören firmalar için yaptığı çalışmada, firma büyüklüğü ile ortalama getiri arasındaki negatif ilişkiyi ortaya koymuştur. Çalışmasında on tane değer ağırlıklı portföy oluşturmuş, en küçük portföyle en büyük portföy arasındaki getiri farkının %8,76 olduğunu tespit etmiştir.

Horowitz, Loughran ve Savin ( 2000 ) 1980-1996 dönemi için NYSE, AMEX ve NASDAQ'da işlem gören firmalar için yaptıkları çalışmalarında firma büyüklüğü etkisi tespit edememişlerdir.

Annaert ve diğerleri ( 2002 ) 15 Avrupa ülkesi için firma büyüklüğü etkisini araştırmışlardır. 1974-2000 dönemini kapsayan çalışmalarında Fama ve French'in üç faktör modelini kullanmışlardır. Çalışma sonucunda büyüklük primini aylık %1,45 olarak hesaplamışlardır.

Schwert ( 2003 ) firma büyüklüğü etkisinin 1982-2002 döneminde ve 1982-1987, 1988-1993 ve 1994-2002 alt dönemlerinde kaybolduğunu öne sürmüştür.

Gaunt ( 2004 ), Avustralya hisse senedi piyasasında, küçük şirketlerin hisse senetlerinin büyük şirketlerin hisse senetlerinden daha fazla getiri sağladığını ortaya çıkarmıştır.



O'Brien, Brailsford ve Gaunt ( 2004 ) Avustralya hisse senedi piyasasında 1991 – 2000 dönemini kapsayan çalışmalarında, küçük şirketlerin hisse senetlerinin büyük şirketlerin hisse senetlerine göre daha fazla getiri sağladığını ortaya koymuşlardır.

### **3.1.2 Gelişmekte olan Ülkelerde Gözlemlenen Firma Büyüklüğü Etkisi**

Wong ve Lye ( 1990 ) Singapur piyasası için 1975- 1985 dönemini kapsayan çalışmalarında zaman serisi regresyon analizini kullanmışlardır. Firmaları üç portföye bölüp, en küçük firmalar portföyünün, en büyük firmalar portföyünden aylık %0,42 daha fazla getiri sağladığını %1 anlamlılık düzeyinde ispatlamışlardır.

Herrera ve Lockwood ( 1994 ) Meksika piyasasında işlem gören hisse senetlerini 1987-1992 dönemi için incelemişlerdir. Firma büyüklüğü ve beta etkisinin istatistiksel olarak anlamlılığını ölçmek için Fama ve French ( 1992 )'in kullandığı firma büyüklüğü ve beta portföylerini kullanarak kesitsel regresyon analizi yapmışlardır. %1 anlamlılık düzeyinde firma büyüklüğü ile getiri arasında negatif ilişki bulmuşlardır.

Cleassens, Dasgupta ve Glen ( 1995 ) 1986-1993 dönemini kapsayan, 19 gelişmekte olan piyasa için yaptıkları çalışmalarında firma büyüklüğü etkisinin 11 ülkede anlamlı olduğunu, ancak gelişmiş ülkelerdeki negatif etkinin aksine ilişkinin pozitif olduğunu saptamışlardır. Bulgularına göre büyük firmaların getirisi daha yüksek olmaktadır.

Vos ve Pepper ( 1997 ) Yeni Zelanda piyasası için Ocak 1991 – Aralık 1995 dönemini kapsayan çalışmalarında getiri ile firma büyüklüğü arasında negatif yönlü bir ilişkinin varlığını tespit etmişlerdir.

Chui ve Wei ( 1998 ) Tayvan, Tayland, Hong Kong, Kore ve Malezya piyasalarında firma büyüklüğü ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişkiyi incelemiş; firma büyüklüğü etkisinin Tayvan dışındaki piyasalarda istatistiki düzeyde anlamlı olduğunu ortaya koymuştur.

Rouwenhorst ( 1999 ) gelişmekte olan 20 piyasaya yönelik 1982-1997 dönemini kapsayan çalışmasında, firma büyüklüğüne göre sıraladığı hisseleri portföylere

ayırmiş; en alt %30'da kalan hisselerden küçük firmalar portföyü, en üst %30'dan da büyük firmalar portföyü oluşturmuştur. Bütün ülkeler dikkate alındığında, küçük firmalar portföyünün büyük firmalar portföyünden aylık ortalama %0,69 daha fazla getiri sağladığı görülmüştür. 12 ülkede büyüklük etkisi görülürken, 8 ülkede büyüklük etkisi tespit edilememiştir. Türkiye de aylık %0,72 fazla getiri ile büyüklük etkisinin görüldüğü piyasalar arasında yerini almıştır.

Patel ( 2000 ) geliřmekte olan 22 ülkeyi dahil ettiđi alıřmasında, sadece dokuz ülkede küçük firma etkisinin olduđunu belirlemiřtir.

Koh ve Wong ( 2000 ) Singapur( 1975-1985), Tayvan ( 1979-1986 ) ve Kore ( 1984-1988 ) piyasaları için farklı dönemleri kapsayan alıřmalarında; Singapur ve Tayvan için firma büyüklüđü priminin pozitif, Kore için negatif olduđunu saptamışlardır.

Barry ve diđerleri ( 2001 ) 35 geliřmekte olan piyasada 1985-2000 dönemini kapsayan alıřmalarında, firma büyüklüđü ile hisse senedi getirileri arasında negatif yönlü bir ilişki bulmuşlardır.

Lau, Lee ve McInish ( 2002 ), Singapur ve Malezya hisse senedi piyasaları için yapmış oldukları alıřmada; 82 Singapur, 163 Malezya firmasının 1988-1996 dönemine ilişkin verilerini incelemişlerdir. Analize dahil olan firmaları büyüklüklerine ( piyasa deđerinin logaritması ) göre 3 portföye ayırıp performanslarını incelediklerinde, küçük firmalar portföyünün büyük firmalar portföyüne göre Singapur'da aylık %0,66, Malezya'da ise aylık %0,93 daha fazla getiri sağladığını tespit etmişlerdir. Her iki piyasada da firma büyüklüđü ile hisse senedi getirileri arasında negatif ilişkinin varlığını saptamışlardır.

Drew ve Veeraraghan ( 2002 ), Malezya hisse senedi piyasası için yaptığı alıřmada 1992-1999 dönemini incelemiştir. Düşük piyasa deđerine sahip, küçük ölçekli şirketlerin daha yüksek getiri sağladığı sonucuna ulaşmışlardır.

Drew, Naughton ve Veeraraghavan ( 2003 ) Shanghai Borsasında yaptıkları alıřmada küçük ölçekli firmaların büyük ölçekli firmalara oranla daha yüksek getiri sağladığı sonucuna varmışlardır.

Djadikerta ve Nartea ( 2005 ) Yeni Zelanda piyasası için 1994 – 2002 dönemini kapsayan çalışmalarında, istatistiksel olarak anlamlı firma büyüklüğü etkisi tespit etmişlerdir.

Sehgal ve Tripathi ( 2005 ) Hindistan piyasası için 1990-2003 dönemini kapsayan çalışmada, aylık ortalama büyüklük priminin %3,99 olarak hesaplandığını ve bunun da istatistiki olarak anlamlı olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Wong, Tan ve Liu ( 2006 ) Shanghai Borsasında işlem gören hisse senetlerinin 1995-2002 dönemini incelemiş ve küçük firmaların daha iyi performans gösterdiğini tespit etmişlerdir.

Rahman, Baten ve Alam ( 2006 ) Bangladeş Menkul Kıymetler Borsasında, 1999-2003 yılları arasında işlem gören hisse senetlerinin getirilerini açıklamada firma büyüklüğü etkisini belirlemişlerdir.

Dash ve Singh ( 2007 ) Hindistan için yaptıkları 1997 – 2004 dönemini kapsayan çalışmada, firma büyüklüğünün hisse senedi getirisindeki değişimi tek başına açıklamakta yetersiz kaldığını, ancak PD/DD oranıyla birlikte kullanıldıklarında getiriye açıklama gücü bulunduğunu tespit etmişlerdir.

### **3.1.3 Türkiye’de Gözlemlenen Firma Büyüklüğü Etkisi**

Civelekoğlu ( 1993 ) 1990-1992 dönemi için yaptığı çalışmada İMKB’de işlem gören hisse senetlerini beş portföye ayırıp, küçükten büyüğe doğru sıralayarak portföy getirilerini karşılaştırmıştır. Çalışma sonucunda büyüklük etkisinin İMKB’de olmadığı ortaya çıkmıştır.

Demir ve diğerleri ( 1997 ), Civelekoğlu ( 1993 ) ve Karan’dan ( 1996 ) farklı olarak İMKB sanayi sektöründe işlem gören hisse senetlerini beş portföye değil dört portföye bölerek büyüklük etkisini analiz etmişlerdir. Firma büyüklüğüne göre oluşturulan portföyler arasında en küçük firmalar portföyü ile en büyük firmalar portföyü arasında istatistiki olarak anlamlı düzeyde getiri farkı tespit edilmiştir.

Özer ve Özcan ( 2000 ) yapmış oldukları çalışmada, firma büyüklüğü ile hisse senedi getirileri arasında negatif yönlü ilişki olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Akdeniz, Salih ve Aydoğan ( 2000 ) Ocak 1992 – Aralık 1998 dönemini kapsayan çalışmalarında İMKB’de işlem gören şirketlerin aylık getiri verilerini kullanmışlardır. Çalışmalarının sonucunda, getiri ile işletme büyüklüğü arasında negatif yönlü ilişki tespit etmişlerdir.

Baştürk ( 2002 ) İMKB’de işlem gören hisse senetlerini 1995-2000 dönemini kapsayacak şekilde çalışmasında kullanmıştır. Çalışma sonucunda, F/K oranı ve beta etkisi kontrol edildiğinde bile küçük firmaların hisse senetlerinden oluşan portföyün daha yüksek getiri sağladığı tespit edilmiştir.

Taner ve Kayalidere ( 2002 ) 1995-2000 dönemini kapsayan çalışmalarında İMKB’de firma büyüklüğü etkisinin olmadığı sonucuna varmışlardır.

Özcan ve Yücel ( 2003 ) 1988-2001 dönemini kapsayan çalışmalarında İMKB’deki büyüklük etkisini incelemişlerdir. İnceleme döneminde firma büyüklüğü etkisinin görüldüğü, özellikle kriz yılları olan 1993-1994 ile 2000-2001 döneminde büyüklük etkisinin oldukça güçlü olduğu tespit edilmiştir.

Aksu ve Önder ( 2003 ) 1993-1997 dönemini kapsayan çalışmalarında, FVFM ve Üç Faktör Modelini kullanarak, İMKB’de firma büyüklüğü ve PD/DD oranı etkisini araştırmışlardır. Her iki etkinin de incelenen dönem için mevcut olduğu, büyüklük etkisinin PD/DD oranı etkisine göre hisse senedi getirilerini açıklama gücünün çok daha yüksek olduğunu ortaya koymuşlardır.

Öztürkatalay ( 2005 ) 1989-2003 dönemini kapsayan çalışmasında, İMKB’de işlem gören hisse senetlerini firma büyüklüğüne göre sıralayıp, portföylere ayırmıştır. Çalışma sonucunda, en küçük firmalar portföyü aylık ortalama % 8,87 getiri sağlarken, en büyük firmalar portföyü aylık ortalama % 6,77 getiri sağlamıştır. Sonuç olarak, firma büyüklüğü ile hisse getirileri arasında %5 anlamlılık düzeyinde ilişki olduğu tespit edilmiştir.

Akyol ( 2006 ) 1993-2005 döneminde İMKB'de işlem gören hisse senetlerinde büyüklük etkisini incelemiştir. Çalışma sonucunda firma büyüklüğü ile hisse senedi getirileri arasında anlamlı ve negatif yönlü bir ilişkinin varlığı tespit edilmiştir.

Temmuz 1992 – Haziran 2005 dönemi için İMKB şirketlerini kapsayan çalışmada, küçük şirketlerin hisse senetlerinin büyük şirketlerin hisse senetlerine göre daha yüksek getiri sağladığı belirlenmiştir ( Canbaş ,Kandır, Erişmiş, 2007 ).

Arioğlu ( 2007 ) Temmuz 1993 – Haziran 2004 dönemi için İMKB şirketlerini kapsayan çalışmasında, firma büyüklüğü ile hisse senedi getirileri arasında negatif bir ilişki olduğunu ortaya koymuştur.

## **3.2 Piyasa Değeri / Defter Değeri Oranı Etkisi**

### **3.2.1 Gelişmiş Ülkelerde Gözlemlenen Piyasa Değeri / Defter Değeri Oranı Etkisi**

PD/DD oranı ile gelecekteki hisse senedi getirileri arasında anlamlı korelasyon olduğu ilk defa Rosenberg, Reid ve Lanstein ( 1985 ) tarafından ortaya atılmıştır. 1973 – 1984 dönemini kapsayan 1400 hisse senedinin kullanıldığı çalışma sonucunda, düşük PD/DD oranına sahip hisselerden portföy oluşturmanın getirisinin daha yüksek olduğu öne sürülmüştür.

Chan, Hamao ve Lakonishok ( 1991 ) Japonya hisse senedi piyasasını kapsayan çalışmalarında 1971-1988 dönemini incelemiştir. PD/DD oranı en küçük olan portföy en büyük olana göre aylık %1,1 fazla getiri sağlamıştır.

Fama ve French ( 1992 ) mali sektör şirketlerinin dahil edilmediği çalışmalarında, PD/DD oranının hisse senedi getirilerindeki değişimi önemli ölçüde açıklayabildiğini belirlemiştir. En düşük PD/DD portföyünün ( Değer Portföyü ) aylık ortalama getirisi %1,83 iken, en yüksek PD/DD portföyünün ( Büyüme Portföyü ) aylık ortalama getirisi %0,30 olarak belirlenmiştir. Değer portföyü ile büyüme portföyü arasındaki aylık getiri farkı %1,53 olarak hesaplanmıştır ve istatistiki olarak da anlamlıdır.

Capaul, Rowley ve Sharpe ( 1993 ) 1981 – 1992 dönemini kapsayan çalışmalarında altı gelişmiş ülke piyasasında ( ABD, Japonya, İngiltere, Fransa, Almanya ve İsviçre ) PD/DD etkisini araştırmışlardır. Bütün ülkeler baz alındığında, değer portföyünün büyüme portföyüne göre daha yüksek riske göre düzeltilmiş getiri sağladığı sonucuna varmışlardır.

Barber ve Lyon ( 1997 ) 1973 – 1994 dönemi için NYSE, AMEX ve NASDAQ'da işlem gören mali sektör şirketlerini de dahil ettikleri çalışmalarında, PD/DD oranının hisse senedi getirileri üzerinde önemli etkisinin olduğunu ortaya koymuşlardır. PD/DD primini finansal firmalar için aylık ortalama %1,11, finansal olmayan firmalar için ise aylık ortalama %1,44 olarak bulmuşlardır.

Lakonishok, Shleifer ve Vishny ( 1994 ) 1963-1990 dönemi için NYSE ve AMEX de işlem gören firmaları dahil ettikleri çalışmalarında, düşük PD/DD oranına sahip portföylerin, yüksek PD/DD oranına sahip portföylerden yıllık ortalama % 10,5 daha fazla getiri sağladığını göstermişlerdir.

Kothari, Shanken ve Sloan ( 1995 ) eşit ağırlıklı ve değer ağırlıklı COMPUSTAT sanayi portföylerini kullanarak 1947- 1987 dönemi için yapmış oldukları kesitsel regresyon analizi sonucunda güçlü bir PD/DD etkisinin varlığını tespit etmişlerdir.

Loughran ( 1997 ) NYSE, AMEX ve NASDAQ'da işlem gören firmaların yer aldığı 1963-1995 dönemini kapsayan çalışmasında, bütün firmalar analize dahil edildiğinde anlamlı bir PD/DD etkisinin olduğunu ancak sadece büyük firmalar portföyünün hisse senetlerini kullandığında PD/DD etkisinin kaybolduğunu ileri sürmüştür.

Daniel ve Titman ( 1997 ) yapmış oldukları çalışmada; yüksek PD/DD oranına sahip şirket hisse senetlerinin düşük getiri, düşük PD/DD oranına sahip şirket hisse senetlerinin ise yüksek getiri elde ettiklerini tespit etmişlerdir. Düşük PD/DD oranına sahip şirketlerin genelde finansal sıkıntı derecesi yüksek firmalar olduğu, riski yüksek olduğu için getirisinin de yüksek olduğu sonucuna varmışlardır.

Fama ve French ( 1998 ), 1975-1995 döneminde 13 gelişmiş ülke piyasasını kapsayan çalışmalarında düşük PD/DD oranına sahip şirketlere ait hisse senetlerinin

12 ülkede daha yüksek performans gösterdiğini tespit etmişlerdir. Hisse senetleri arasındaki yıllık ortalama getiri farkı %7,68 olarak gerçekleşmiştir.

Arshanapalli, Coggin ve Doukas ( 1998 ) 18 farklı ülke piyasasında 1975-1995 dönemini kapsayan çalışmalarında, değer hisselerinin büyüme hisselerine göre daha yüksek riske göre düzeltilmiş getiri sağladığını tespit etmişlerdir.

Hawawini ve Keim ( 2000 ) NYSE ve AMEX'de 1962-1994 döneminde işlem gören hisse senetlerini PD/DD oranlarına göre 10 portföye ayırmış; 1 numaralı portföyün PD/DD oranı 0,57 iken 10 numaralı portföyün PD/DD oranı 10,00 olarak belirlenmiştir. Yapılan analiz sonucunda 1 numaralı portföyün aylık getirisi %1,43 iken, 10 numaralı portföyün aylık getirisi %0,90 olarak hesaplanmıştır. En düşük ve en yüksek PD/DD oranlı portföyler arasında aylık %0,53 getiri farkı olduğu tespit edilmiştir.

Kothari ve Shanken ( 2000 ) çalışmalarında, NYSE ve AMEX'de işlem gören hisse senetlerini, 1963-1990 dönemini kapsayacak şekilde analiz etmişlerdir. Hisse senetleri PD/DD oranına göre portföylere bölünmüştür. En düşük PD/DD oranına sahip portföyün yıllık ortalama getirisi %16,8 iken, en yüksek PD/DD oranına sahip portföyün yıllık ortalama getirisi % 3,7 olarak bulunmuştur. En küçük PD/DD portföyü ile en yüksek PD/DD portföyü arasında yıllık ortalama %13,1 getiri farkı olduğu görülmüştür.

Gregory, Harris ve Michou ( 2001 ) 1975-1998 dönemini kapsayan çalışmalarında İngiltere piyasasında işlem gören hisse senetlerini incelemişlerdir. Değer – Büyüme Portföyleri arasındaki getiri farkının yıllık ortalama %22,18 olduğunu tespit etmişlerdir.

Serlenga, Shin ve Snell ( 2002 ) İngiltere için yaptıkları 1968-2002 dönemini kapsayan çalışmalarında, panel veri yöntemini kullanmışlardır. PD/DD etkisinin hisse senedi getirileri üzerinde etkili olduğu sonucuna varmışlardır.

Malin ve Veeraraghavan ( 2004 ) Fransa, Almanya ve İngiltere hisse senedi piyasalarını kapsayan çalışmalarında, yüksek PD/DD oranlı firmaların daha fazla getiri sağladığı sonucuna ulaşmışlardır.

Jacobsen, Mamun ve Visaltanachoti ( 2005 ) 1926-2004 yılları için ABD piyasasında yaptıkları çalışmada, düşük PD/DD oranına sahip hisselerin yüksek PD/DD oranlı hisselerle göre aylık ortalama %1,05 fazla getiri sağladığını göstermişlerdir.

Fama ve French ( 2006 ) 1926-2004 yılları için ABD piyasasında ( NYSE, AMEX, NASDAQ ) yaptıkları çalışmada, düşük PD/DD oranına sahip hisselerin yüksek PD/DD oranlı hisselerle göre aylık ortalama %0,40 fazla getiri sağladığını göstermişlerdir.

Jarjir ( 2007 ) Fransa hisse senetleri piyasası için 1976-2001 dönemini kapsayan çalışmasında, Fama ve French'in üç faktör modelini uygulamıştır. Çalışma sonucunda düşük PD/DD oranına sahip portföyün aylık ortalama %0,60 daha fazla getiri sağladığı tespit edilmiştir.

Morelli ( 2007 ) İngiltere piyasası için yapmış olduğu çalışmada, 1980-2000 dönemini baz almıştır. Yaptığı kesitsel analizde, PD/DD etkisini hisse senedi getirisini açıklamada anlamlı bulmuştur.

O'Brien, Brailsford ve Gaunt ( 2012 ) Avustralya hisse senedi piyasasında 1991 – 2000 dönemine ait verileri kullandıkları çalışmalarında, yüksek PD/DD oranlı portföyden düşük PD/DD oranlı portföylere gidildikçe daha fazla getiri sağlandığı sonucuna ulaşmışlardır.

### **3.2.2 Gelişmekte olan Ülkelerde Gözlemlenen Piyasa Değeri / Defter Değeri Oranı Etkisi**

Cleassens, Dasgupta ve Glen ( 1995 ) 1986-1993 dönemini kapsayan, 19 gelişmekte olan piyasa için yaptıkları çalışmalarında, PD/DD oranı ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişkiyi kesitsel regresyon analizi ile araştırmışlardır. PD/DD oranı etkisi 7 ülkede anlamlı çıkmıştır, ancak ilişki üç ülkede literatürden farklı olarak pozitif çıkmıştır. 19 ülke içinde yer alan Türkiye piyasasında anlamlı bir PD/DD etkisi bulunamamıştır.



Vos ve Pepper ( 1997 ) Yeni Zelanda piyasası için Ocak 1991 – Aralık 1995 dönemini kapsayan çalışmalarında, aylık verileri kullanarak PD/DD etkisini çoklu regresyon ve OLS regresyon analiziyle incelemişlerdir. Getiri ile PD/DD arasında pozitif yönlü bir ilişkinin varlığını tespit etmişlerdir.

Chui ve Wei ( 1998 ) Tayvan, Tayland, Hong Kong, Kore ve Malezya piyasalarında PD/DD oranı ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişkiyi 1977-1993 dönemi için incelemiş; PD/DD oranının Hong Kong, Kore ve Malezya'da hisse senedi getirilerini açıklamada önemli bir faktör olduğunu, ancak Tayland ve Tayvan'da önemli bir ilişki tespit edilemediğini ortaya koymuşlardır.

Allen ve Cleary ( 1998 ) Malezya hisse senedi piyasasını kapsayan çalışmalarında 1978 – 1992 dönemini incelemiş ve düşük PD/DD oranlı hisse senetlerinin getirisinin daha yüksek olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Rouwenhorst ( 1999 ) gelişmekte olan 20 ülke piyasasını kapsayan çalışmasında; 1987 – 1997 dönemi için, 16 ülke piyasasında düşük PD/DD oranlı hisse senetlerinin yüksek PD/DD oranlı hisse senetlerine göre daha yüksek performans gösterdiğini tespit etmiştir. 20 ülkenin ortalaması dikkate alındığında düşük PD/DD oranlı portföyler, yüksek PD/DD oranlı portföylere göre usd bazında aylık ortalama %0,93 fazla getiri sağlamıştır.

Patel ( 2000 ) 22 gelişmekte olan piyasada 1987-1994 dönemini kapsayan çalışmasında, 22 piyasadaki 13'ünde düşük PD/DD oranlı hisse senetlerinin yerel endekslere karşı yüksek performans gösterdiğini ortaya koymuştur. 22 ülkenin ortalaması dikkate alındığında, yıllık USD bazında %2,6 fazla getiri sağlanmıştır ki, istatistiki olarak anlamlı değildir. 22 ülke içinde en yüksek getiri farkı yıllık ortalama %22,7 ile Türkiye piyasasında olmuştur.

Pinfold, Wilson ve Li ( 2001 ) Yeni Zelanda piyasası için yaptıkları, 1993-2000 dönemini kapsayan araştırma sonucunda düşük PD/DD oranına sahip hisse senetlerinin daha yüksek getiri sağladığı bulgusuna ulaşmışlardır.

Lau, Lee ve McInish ( 2002 ) 1988-1996 dönemi için Malezya ve Singapur piyasalarını incelemiş, PD/DD primini aylık ortalama Malezya için %0,62, Singapur için ise %0,33 olarak tespit etmişlerdir. Ancak aradaki ilişki istatistiki olarak %5 düzeyinde anlamlı çıkmamıştır.

Drew ve Veeraraghan ( 2003 ), Malezya hisse senedi piyasası için yaptığı çalışmada 1992-1999 dönemini incelemiş ve düşük PD/DD oranlı şirketlerin hisse senetlerinin daha yüksek getiri sağladığını gözlemlemiştir.

Groot ve Verschor ( 2002 ) Hindistan, Kore, Malezya, Tayvan ve Tayland piyasaları için 1984-2000 dönemini kapsayan çalışmalarında; Kore, Malezya ve Tayland'da anlamlı bir PD/DD etkisi olduğunu göstermişlerdir.

Drew, Naughton ve Veeraraghavan ( 2003 ) Shanghai Borsasında yaptıkları çalışmada, yüksek PD/DD oranına sahip şirketlere ait hisse senetlerinin daha iyi performans gösterdiği sonucuna ulaşmışlardır.

Wong, Tan ve Liu ( 2006 ) Shanghai hisse senedi piyasası için yaptıkları 1995-2002 dönemini kapsayan çalışmalarında, PD/DD ile hisse senedi getirileri arasında anlamlı ve negatif yönlü bir ilişki bulmuşlardır.

Wang ve Di Lorio ( 2007 ) Shanghai hisse senedi piyasası için yaptıkları 1994-2002 dönemini kapsayan çalışmalarında, PD/DD ile hisse senedi getirileri arasında anlamlı ve negatif yönlü bir ilişki bulmuşlardır.

Rahman, Baten ve Alam ( 2006 ) Bangladeş Menkul Kıymetler Borsasında, 1999-2003 yılları arasında işlem gören hisse senetlerinin getirilerini açıklamada PD/DD oranının etkisini belirlemişlerdir.

Dash ve Singh ( 2007 ) Hindistan için yaptıkları 1997 – 2004 dönemini kapsayan çalışmada, PD/DD oranının hisse senedi getirisindeki değişimi tek başına açıklamakta yetersiz kaldığını, ancak firma büyüklüğü oranıyla birlikte kullanıldıklarında getiriye açıklama gücü bulunduğunu tespit etmişlerdir.

### 3.2.3 Türkiye’de Gözlemlenen Piyasa Deęeri / Defter Deęeri Oranı Etkisi

Karan ( 1997 ) 1988-1993 dönemine ilişkin yapmış olduęu çalışmada, hisse senetlerini dört portföye ayırarak incelemiştir. Düşük PD/DD oranına sahip portföyün uzun dönemde normalin üstünde getiri sağladığı ortaya konulmuştur.

Akdeniz, Salih ve Aydoęan ( 2000 ) Ocak 1992 – Aralık 1998 dönemini kapsayan çalışmalarında, İMKB’de işlem gören şirketlerin aylık getiri verilerini kullanmışlardır. Çalışmalarının sonucunda, getiri ile PD/DD arasında pozitif yönlü ilişki tespit etmişlerdir.

Aksu ve Önder ( 2003 ), 1993-1997 dönemini kapsayan çalışmalarında, İMKB’de PD/DD etkisinin olduğunu FVFM ve Üç Faktör Modelini kullanarak ortaya koymuşlardır.

Öztürkatalay ( 2005 ) 1989-2003 dönemini kapsayan çalışmasında, İMKB’de işlem gören hisse senetlerini PD/DD oranlarına göre sıralayıp, beş portföye ayırmıştır. Çalışma sonucunda, en düşük PD/DD oranına sahip portföy aylık ortalama % 7,80 getiri sağlarken, en yüksek PD/DD oranına sahip portföy aylık ortalama % 6,61 getiri sağlamıştır. Beş portföy arasında en yüksek getiriyi aylık ortalama %8,05 ile en düşük ikinci PD/DD oranına sahip portföy sağlamıştır. Literatüre uygun olarak en düşük PD/DD oranlı portföyden, en yüksek PD/DD oranlı portföye doğru hisse senedi getirilerinde düşüş olması beklenirken, bu çalışmada elde edilen bulgu PD/DD ile hisse senedi getirisi arasında “U” şeklinde bir ilişki olduğudur.

Akyol ( 2006 ) 1993-2005 dönemini kapsayan çalışmasında, Fama ve French ( 1992 ) yaklaşımını kullanarak, PD/DD oranı etkisinin hisse senedi getirilerini açıklamada yetersiz kaldığını ortaya koymuştur.

Temmuz 1992 – Haziran 2005 dönemi için İMKB şirketlerini kapsayan çalışmada, düşük PD/DD oranlı şirketlerin daha yüksek PD/DD oranına sahip şirketlerden daha yüksek getiri sağladığı ortaya konulmuştur ( Canbaş, Kandır, Erişmiş, 2007 ).

### **3.3 Fiyat / Kazanç Oranı Etkisi**

#### **3.3.1 Gelişmiş Ülkelerde Gözlemlenen Fiyat / Kazanç Oranı Etkisi**

Graham ve Dodd ( 1940 ) hisse senedi seçim kriteri olarak düşük F/K oranlı hisseleri önermişlerdir. Ancak F/K oranı ile hisse senedi getirileri ile ilgili ilk kapsamlı çalışmayı Nicholson ( 1960 ) yapmıştır. Düşük F/K oranlı hisselerin yüksek F/K oranlı hisselerle göre daha yüksek riske göre düzeltilmiş getiri sağladığını ortaya koymuştur.

Basu ( 1977 ) çalışmasında, NYSE’de işlem gören 753 sanayi şirketinin 1956-1971 dönemini incelemiştir. F/K oranına göre sıraladığı hisse senetlerini altı portföye ayırmıştır. En düşük F/K oranlı portföyün yıllık ortalama getirisi %16,3 iken, en yüksek F/K oranlı portföyün getirisi %9,3 olarak gerçekleşmiştir. Düşük F/K oranına sahip portföy yıllık ortalama %7 fazla getiri sağlamıştır.

Reinganum ( 1981 ) 1962-1975 dönemi için NYSE ve AMEX de işlem gören firmalar için yaptığı çalışmada, F/K oranı ve firma büyüklüğü etkisini hem ayrı ayrı hem de diğerini kontrol değişkeni olarak kullanarak beraber incelemiştir. Düşük F/K oranına sahip portföylerin yüksek F/K oranına sahip portföylerden daha iyi performans gösterdiği, ancak firma büyüklüğü kontrol edilerek oluşturulan F/K oranı portföylerinde anlamlı etkinin kaybolduğu görülmüştür. Ayrı ayrı incelendiğinde her iki kriter de normal üstü getiri sağlarken, birlikte analize dahil edildiğinde firma büyüklüğü etkisinin devam ettiği, ancak F/K oranı etkisinin kaybolduğu tespit edilmiştir.

Basu ( 1983 ) NYSE’ye kayıtlı 750 hisse senedini 17 yıllık bir dönem ( 1963-1980 ) için incelemiş ve düşük F/K oranına sahip hisselerin daha yüksek getiri sağladığı bulgusuna ulaşmıştır. Bu etki firma büyüklüğü kontrol edildikten sonra bile anlamlı çıkmıştır. Hisse senetleri beş portföye bölünmüş, en düşük F/K oranına sahip portföyün piyasa portföyüne göre aylık ortalama %0,36 fazla getiri sağladığı görülmüştür. Firma büyüklüğü etkisi kontrol edilmiş portföyde de bu oran %0,26 olarak tespit edilmiştir. Basu’nun ulaştığı bulgular Reinganum ( 1981 )’un sonuçlarıyla çelişmektedir. Basu bu farklılığı, farklı veri ve zaman aralıklarının kullanılmasıyla açıklamaktadır.

Goodman, Peavy ve Cox ( 1986 ) çalışmalarında, S&P endeksinden rassal olarak seçtikleri 125 firmayı 1970-1980 dönemi için analiz etmişlerdir. Hisse senetlerini F/K oranına göre beş portföye bölmüşlerdir. En düşük F/K oranına sahip portföy, piyasa getirisinin ortalama %2,8 üzerinde çeyrek dönem getirisi sağlarken, en yüksek F/K oranına sahip portföy piyasa getirisinin %2,42 altında getiri sağlamıştır. Firma büyüklüğü etkisi kontrol edilerek yapılan analizlerde de F/K oranı etkisinin devam ettiği görülmüştür.

Senchack ve Martin ( 1987 ) çalışmalarında, NYSE ve AMEX'de işlem gören 450 firmanın 1976-1984 dönemine ilişkin getirilerini incelemişlerdir. Düşük F/K oranına sahip hisselerin daha yüksek getiri sağladığı sonucuna ulaşmışlardır. Aynı çalışmada düşük F/K oranına sahip hisselerden ve düşük F/S oranına sahip hisselerden portföyler oluşturularak performans karşılaştırması yapılmıştır. Düşük F/K oranına sahip hisselerden oluşturulan portföy,incelenen çeyrek dönemlerin %68'inde düşük F/S oranına sahip portföyden daha yüksek getiri sağlamıştır.

Aggrawal, Hiraki ve Rao ( 1992 ) 1974-1983 dönemi için Tokyo borsasında işlem gören 574 firmayı dahil ettikleri ( yalnız pozitif kazançlı firmalar ) çalışmalarında anlamlı F/K oranı etkisi bulmuşlardır. Düşük F/K oranlı hisse senetleri yüksek F/K oranlı hisse senetlerinden daha iyi performans göstermişlerdir. Firma büyüklüğü ve sistematik risk farklılıkları kontrol edildikten sonra da anlamlı ilişki devam etmiştir.

Jaffe, Keim ve Westerfield ( 1989 ), 1951–1986 dönemini kapsayan çalışmalarında benzer bulgulara ulaşmışlardır. Düşük F/K oranına sahip hisseler daha yüksek getiri sağlamışlardır.

Levis ( 1989 ) İngiltere piyasası için yaptığı çalışmada, 1961-1985 dönemi boyunca düşük F/K oranına sahip portföylerin aylık ortalama %0,58 fazla getiri sağladığını göstermişlerdir.

Lakonishok, Shleifer ve Vishny ( 1994 ) 1968-1989 dönemi için NYSE ve AMEX'de işlem gören firmaları dahil ettikleri çalışmalarında, düşük F/K oranına sahip portföylerin, yüksek F/K oranına sahip portföylerden yıllık ortalama %7,6 daha fazla getiri sağladığını göstermişlerdir.

Bourgeois ve Lussier ( 1994 ) Kanada hisse senedi piyasasında 1972-1988 dönemi için yaptıkları çalışmada, düşük F/K oranlı hisse senedi portföyünün TSE-300 endeksinden 16 yıllık çalışma dönemi boyunca, istatistiki olarak anlamlı, daha yüksek getiri sağladığını ortaya koymuşlardır. Yapılan çalışmalarda genellikle negatif F/K oranına sahip hisse senetleri dahil edilmemektedir. Bourgeois ve Lussier, negatif F/K oranına sahip hisse senetlerini için ayrı bir portföy oluşturmuş, kalan hisse senetlerini de beş eşit portföye paylaşmıştır. Negatif F/K oranına sahip hisse senetlerinden oluşturulan portföy yıllık ortalama %3, en yüksek F/K oranına sahip hisse senetlerinden oluşturulan portföy yıllık ortalama %7,4 ile en düşük getiriyi sağlayan iki portföydür. En yüksek getiriyi yıllık ortalama %17,2 ile en küçük F/K oranına sahip hisselerden oluşturulan portföy elde etmiştir.

Strong ve Xu ( 1997 ) İngiltere piyasası için yaptıkları 1973-1992 dönemini içeren çalışmalarında, en düşük F/K oranlı portföyün aylık ortalama %0,6 fazla getiri sağladığını ortaya koymuşlardır.

Hawawini ve Keim ( 2000 ) NYSE ve AMEX'de 1962-1994 döneminde işlem gören hisse senetlerini F/K oranlarına göre 10 portföye bölmüştür. Yapılan analiz sonucunda en düşük F/K oranına sahip 1 numaralı portföyün aylık getirisi %1,21 iken, en yüksek F/K oranına sahip 10 numaralı portföyün aylık getirisi %0,82 olarak hesaplanmıştır. En düşük ve en yüksek F/K oranlı portföyler arasında aylık %0,39 getiri farkı olduğu tespit edilmiştir.

Fama ve French ( 2006 ) 1926-2004 dönemini kapsayan çalışmalarında NYSE, AMEX ve NASDAQ'da işlem gören hisse senetlerini kullanmışlardır. Hisse senetlerini önce büyüklüğüne göre beş portföye bölmüş, daha sonra her büyüme portföyünü F/K oranına göre tekrar beş alt portföye ayırmıştır. Böylelikle firma büyüklüğü etkisini kontrol altında tutarak salt F/K oranı etkisini inceleme fırsatı bulmuşlardır. En büyük firmaların yer aldığı portföyde en düşük F/K oranı portföyü aylık ortalama %0,33, en küçük firmaların yer aldığı portföyde en düşük F/K oranı portföyü de aylık ortalama %0,43 prim yapmıştır. Firma büyüklüğü etkisi ortadan kaldırıldığında dahi, F/K oranı etkisinin devam ettiğini göstermişlerdir.

### 3.3.2 Gelişmekte olan Ülkelerde Gözlemlenen Fiyat / Kazanç Oranı Etkisi

Chou ve Johnson ( 1990 ) Tayvan hisse senedi piyasası için yaptıkları 1979-1988 dönemini kapsayan çalışmalarında, en küçük F/K oranına sahip portföyün getirisinin en yüksek F/K oranına sahip portföye göre aylık ortalama %2,27 daha fazla olduğunu tespit etmişlerdir.

Ma ve Shaw ( 1990 ) yine Tayvan piyasası için daha küçük örneklem üzerinde yaptıkları, 1979-1986 dönemini kapsayan çalışmalarında, riske göre düzeltilmiş aylık getiri farklarını %0,85 olarak hesaplamışlardır. Chou ve Johnson'un çalışmasına göre daha zayıf fakat hala anlamlı bir F/K etkisi tespit etmişlerdir.

Gillan ( 1990 ) Yeni Zelanda hisse senedi piyasası için 1977-1981 dönemini kapsayan çalışmasında, anlamlı F/K etkisi bulamamıştır.

Wong ve Lye ( 1990 ) Singapur hisse senedi piyasasının 1975-1985 dönemini kapsayan çalışmalarında, F/K oranı etkisini firma büyüklüğü etkisini kontrol ederek de incelemişlerdir. Hisse senetlerini F/K oranına göre üç portföye bölmüşlerdir. En düşük F/K oranına sahip portföyle, en yüksek F/K oranına sahip portföy arasındaki getiri farkı aylık %0,27 iken firma büyüklüğü kontrol edilmiş portföyler arasındaki getiri farkı %0,93 olarak belirlenmiştir. %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı çıkmıştır.

Kim, Chung ve Pyun (1992 ) Kore piyasası için 1980-1988 dönemini kapsayan 224 hisse senedini dahil ettikleri çalışmalarında, anlamlı F/K etkisi tespit edememişlerdir.

Kauppi ve Martikainen ( 1994 ) 1975-1990 dönemini kapsayan çalışmalarında, Finlandiya hisse senedi piyasasını incelemişlerdir. F/K oranına göre üç portföy oluşturulmuştur. 15 yıllık dönem boyunca en düşük F/K oranına sahip portföyle en yüksek F/K oranına sahip portföy arasındaki getiri farkı %60 olarak belirlenmiştir.

Cleassens, Dasgupta ve Glen ( 1995 ) 1986-1993 dönemini kapsayan, 19 gelişmekte olan piyasa için yaptıkları çalışmalarında, F/K oranı ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişkiyi kesitsel regresyon analizi ile araştırmışlardır. F/K oranı etkisi yedi ülkede anlamlı çıkmıştır. Bu piyasaların altısında literatüre uygun olarak ilişki negatif

yönlüdür. 19 ülke içinde yer alan Türkiye piyasasında %10 anlamlılık düzeyinde pozitif bir F/K oranı etkisi bulunamamıştır.

Rouwenhorst ( 1999 ) geliřmekte olan 20 ülke piyasasını kapsayan alıřmasında; 1987–1997 dönemi için, 17 ülke piyasasında düşük F/K oranlı hisse senetlerinin yüksek F/K oranlı hisse senetlerine göre daha yüksek performans gösterdiğini tespit etmiştir. 20 ülkenin ortalaması dikkate alındığında düşük F/K oranlı portföyler, yüksek F/K oranlı portföylere göre USD bazında aylık ortalama %1 fazla getiri sağlamıştır.

Patel ( 2000 ) 22 geliřmekte olan piyasada 1987-1994 dönemini kapsayan alıřmasında, 22 piyasadán 16'sında düşük F/K oranlı hisse senetlerinin yerel endekslere karşı yüksek performans gösterdiğini ortaya koymuştur. 22 ülkenin ortalaması dikkate alındığında yıllık USD bazında %3 fazla getiri sağlamıştır ki, istatistiki olarak anlamlıdır. 22 ülke içinde en yüksek getiri farkı yıllık ortalama %20,1 ile Brezilya piyasasında olmuřtur. Ařırı getirilerde zaman farklılıđı olduğunu ortaya koyan Patel, düşük F/K oranlı portföylerdeki fazla getirinin 1988 yılında %8,4 iken 1994 yılında sadece % 0,6 olduğunu tespit etmiştir.

Lau, Lee ve McInish ( 2002 ), Singapur ve Malezya hisse senedi piyasaları için yapmış oldukları alıřmada, düşük F/K oranına sahip hisselerin daha yüksek getiri sağladığı bulgusuna ulaşmışlardır. ( Malezya için aylık %0,27, Singapur için aylık %0,19) %5 anlamlılık düzeyinde Malezya piyasası için anlamlı iken, Singapur için istatistiki olarak anlamlı değildir. Portföy performansları Ocak ve Ocak-dışı aylar için ayrıştırılıp analiz edildiğinde, Ocak ayında anlamlı bir ilişkinin olmadığı, tespit edilen ilişkinin Ocak-dışı aylardan kaynaklandığı ortaya konulmuřtur.

Stefanis ( 2006 ) Atina Borsasında işlem gören hisse senetlerini kullandığı, 2000-2005 dönemini kapsayan alıřmasında, %1 anlamlılık seviyesinde F/K oranı ile getiriler arasında güçlü bir negatif etki tespit etmiştir.

### **3.3.3 Türkiye'de Gözlemlenen Fiyat / Kazan Oranı Etkisi**

Civelekođlu ( 1993 ) 1990-1992 dönemi için yaptığı alıřmada İMKB'de işlem gören hisse senetlerini beř portföye ayırıp, F/K oranına göre sıralayarak portföy getirilerini



karşılaştırmıştır. Çalışma sonucunda düşük F/K oranına sahip portföylerin anlamlı düzeyde daha yüksek getiri sağladığı ortaya çıkmıştır.

Karan ( 1996 ) 1989–1995 dönemini kapsayacak şekilde İMKB’de işlem gören hisse senetleriyle ilgili yapmış olduğu çalışmada, en düşük F/K oranına sahip portföyün en yüksek getiriyi elde ettiğini tespit etmiştir.

Karan ( 1997 ) 1988-1993 dönemine ilişkin yapmış olduğu çalışmada hisse senetlerini dört portföye ayırarak incelemiştir. Düşük F/K oranına sahip hisseler yatırım stratejisinin, düşük F/S ve düşük PD/DD oranına sahip hisseler yatırım yapmaktan avantajlı olduğunu ortaya koymuştur.

Aydoğan ve Güney ( 1997 ) 1986-1995 dönemini kapsayan çalışmalarında, düşük F/K oranına sahip hisselerin daha yüksek getiri sağladığını tespit etmişlerdir.

Demir ve diğerleri ( 1997 ), Civelekoğlu ( 1993 ) ve Karan’dan ( 1996 ) farklı olarak İMKB sanayi sektöründe işlem gören hisse senetlerini beş portföye değil dört portföye bölerek F/K oranı etkisini analiz etmişlerdir. F/K oranına göre oluşturulan portföyler arasında getiri farkı tespit edilememiş olup, inceleme döneminde ( 1990-1996 ) F/K etkisi olmadığı sonucuna varılmıştır. Negatif F/K oranlı hisse senetlerini, en yüksek F/K oranlı hisse senetleri portföyüne dahil ettiklerinde portföyün getirisinin anlamlı düzeyde arttığı görülmüştür. İMKB’de negatif kazanç etkisi olduğu ortaya konulmuştur.

Baştürk ( 2002 ) İMKB’de işlem gören hisse senetlerini 1995-2000 dönemini kapsayacak şekilde çalışmasında kullanmıştır. Çalışma sonucunda, firma büyüklüğü ve beta kontrol edildiğinde, F/K oranına göre oluşturulan portföyler arasında anlamlı düzeyde getiri farklılığı olmadığı sonucuna varılmıştır.

Bildik ve Gülay ( 2002 ), 1991 – 2000 dönemine ait 210 İMKB şirketinin hisse senedi getirilerini inceleyen bir çalışma yapmışlardır. Çalışma sonunda, yüksek F/K oranına sahip şirketlerin hisse senetlerinin daha yüksek getiri sağladığı ortaya konulmuştur.

Öztürkatalay ( 2005 ) 1989-2003 dönemini kapsayan çalışmasında, İMKB’de işlem gören hisse senetlerini F/K oranlarına göre sıralayıp, portföylere ayırmıştır. Pozitif F/K oranına sahip hisse senetlerini beş portföye ayırırken, negatif F/K oranına sahip hisseler için ayrı bir portföy oluşturmuştur. Çalışma sonucunda, en düşük pozitif F/K oranına sahip portföy aylık ortalama % 7 getiri sağlarken, en yüksek pozitif F/K oranına sahip portföy aylık ortalama % 7,26 getiri sağlamıştır. Altı portföy arasında en yüksek getiriyi aylık ortalama %9,14 ile negatif F/K oranına sahip hisselerden oluşan portföy sağlamıştır. Sonuç olarak, pozitif F/K oranı ile hisse getirileri arasında anlamlı bir ilişki bulunamamış, ancak negatif F/K oranı ile hisse getirileri arasında %5 anlamlılık düzeyinde ilişki olduğu tespit edilmiştir.

Temmuz 1992 – Haziran 2005 dönemi için İMKB şirketlerini kapsayan çalışmada literatürden farklı olarak yüksek F/K oranına sahip şirketlerin portföyü en yüksek getiriyi sağlamıştır ( Canbaş,Kandır,Erişmiş, 2007 ).

### **3.4 Fiyat / Satış Oranı Etkisi**

#### **3.4.1 Gelişmiş Ülkelerde Gözlemlenen Fiyat / Satış Oranı Etkisi**

Senchack ve Martin ( 1987 ) çalışmasında NYSE ve AMEX’de işlem gören 450 firmanın 1976- 1984 dönemine ilişkin getirilerini incelemişlerdir. Düşük F/S oranına sahip hisselerin getirilerinin yüksek F/S oranına sahip hisselerin getirilerinden daha yüksek olduğunu tespit etmişlerdir. Ancak bu sonucu elde etmelerinde “firma büyüklüğü” etkisinin olabileceğini, genelde piyasa değeri küçük şirketlerin düşük F/S oranına sahip olduğunu belirtmişlerdir. Fazla getirinin F/S oranından olduğu kadar “firma büyüklüğü” etkisinden de kaynaklanmış olabileceğini ifade etmişlerdir. Yaptıkları çalışmada her üç aylık dönem sonunda firmaların F/S ve F/K oranları hesaplanmıştır. Çalışmada yer alan bütün firmalar F/S\* portföyüne dahil edilirken, sadece pozitif kazançlı firmalar F/S ve F/K portföyüne dahil edilmiştir. F/S\* portföyünde yer alan en düşük F/S\* oranlı alt portföyün yıllık getirisi %29,63 iken en yüksek F/S\* oranlı alt portföyün getirisi % 17,99 seviyesinde kalmıştır. F/S\* portföyünde aradaki fark yıllık %11,64 iken, F/S portföyünde %10,03 ve F/K portföyünde % 2,65 olarak gerçekleşmiştir.

Aggarwal, Rao ve Hiraki ( 1990 ) Japonya hisse senedi piyasası için 1968-1983 dönemini kapsayan çalışmalarında, en düşük F/S oranlı portföyün aylık ortalama getirisini %1,86, en yüksek F/S oranlı portföyün getirisini ise %1,13 olarak hesaplamışlardır.

Liao ve Chou ( 1995 ) ABD piyasasındaki 526 şirketin 1974-1991 dönemini kapsayan çalışmalarında, hisse senetlerini F/S oranına göre sıralayarak 10 portföye bölmüşlerdir. Düşük F/S oranına sahip portföylerin istatistiksel olarak anlamlı düzeyde piyasadan daha yüksek getiri elde ettiğini göstermişlerdir.

O'Shaughnessy ( 1998 ) ABD piyasasına yönelik çalışmasında 1951-1996 dönemini baz almıştır. En düşük F/S oranlı 50 hisse senedinden oluşan portföye dönem başında yatırılan 10.000 USD dönem sonunda 8.252.734 USD olmuştur. Bütün hisse senetlerinden oluşan Pazar portföyüne yatırılan 10.000 USD ise 2.677.556 USD olmuştur.

Suzuki (1998 ) Tokyo Borsasında 1982-1994 döneminde işlem gören 100 hisse senedini F/S, F/K ve PD/DD oranlarına göre karşılaştırmıştır. Çalışmada en düşük F/S portföyü ile en yüksek F/S portföyü karşılaştırılmamış; en düşük F/S portföyü ile en düşük F/K ve en düşük PD/DD portföyleri karşılaştırılmıştır. Analiz edilen 13 yılın altısında en düşük F/S oranlı portföyler, en düşük F/K ve en düşük PD/DD portföylerinden daha yüksek performans göstermiştir. Düşük F/S oranlı portföylerin yüksek performans gösterdiği yılların ekonomik canlanma, yüksek büyüme hızının olduğu dönemler olduğu saptanmıştır.

William ve diğerleri ( 2008 ) 1981-2000 döneminde NYSE ve NASDAQ'da işlem gören hisse senetlerini kullandıkları çalışmalarında, F/S oranı ile hisse senedi getirisi arasında istatistiki olarak anlamlı negatif ilişki bulmuşlardır.

### **3.4.2 Gelişmekte olan Ülkelerde Gözlemlenen Fiyat / Satış Oranı Etkisi**

Liao ve Chou ( 1996 ) Tayvan piyasası için yapmış oldukları çalışmada, F/S oranı etkisinin hisse senedi getirilerini açıklamada önemli bir faktör olduğunu tespit etmişlerdir.

Sheu,Wu ve Ku ( 1998 ) Tayvan için yapmış oldukları Temmuz 1976 – Haziran 1996 dönemini kapsayan çalışmada, aylık veriler kullanarak F/S oranının getiriye açıklamada önemli bir değişken olduğunu belirlemişlerdir.

### **3.4.3 Türkiye’de Gözlemlenen Fiyat / Satış Oranı Etkisi**

Karan ( 1997 ) 1988-1993 dönemine ilişkin yapmış olduğu çalışmada hisse senetlerini dört portföye ayırarak incelemiştir. Düşük F/S oranına sahip portföyün uzun dönemde normalin üstünde getiri sağladığı ortaya konulmuştur.

Öztürkatalay ( 2005 ) 1989-2003 dönemini kapsayan çalışmasında, İMKB’de işlem gören hisse senetlerini F/S oranlarına göre sıralayıp, beş portföye ayırmıştır. Çalışma sonucunda, en düşük F/S oranına sahip portföy aylık ortalama % 8,46 getiri sağlarken, en yüksek F/S oranına sahip portföy aylık ortalama % 6,48 getiri sağlamıştır. Sonuç olarak, F/S oranı ile hisse getirileri arasında %5 anlamlılık düzeyinde negatif bir ilişki tespit edilmiştir.

## **3.5 Fiyat / Nakit Akımı Oranı Etkisi**

### **3.5.1 Gelişmiş Ülkelerde Gözlemlenen Fiyat / Nakit Akımı Oranı Etkisi**

Chan ,Hamao ve Lakonishok ( 1991 ) Japonya hisse senedi piyasasını kapsayan çalışmalarında 1971-1988 dönemini incelemişlerdir. F/NA oranı en küçük olan portföy en büyük olana göre aylık %0,79 fazla getiri sağlamıştır.

Lakonishok, Shleifer ve Vishny ( 1994 ) 1963-1990 dönemi için NYSE ve AMEX'de işlem gören firmaları dahil ettikleri çalışmalarında, düşük F/NA oranına sahip portföylerin, yüksek F/NA oranına sahip portföylerden yıllık ortalama %12 daha fazla getiri sağladığını göstermişlerdir.

Brouwer ve diğerleri ( 1996 ) Fransa, Almanya, Hollanda ve İngiltere piyasalarını 1982-1993 dönemini kapsayacak şekilde incelemişlerdir. En düşük F/NA oranı sahip portföyün getirisi, en yüksek F/NA oranına sahip portföyden yıllık ortalama %20,8 daha yüksek olmuştur.

Hawawini ve Keim ( 2000 ) NYSE ve AMEX'de 1962-1994 döneminde işlem gören hisse senetlerini F/NA oranlarına göre 10 portföye bölmüştür. Yapılan analiz sonucunda en düşük ve en yüksek F/NA oranlı portföyler arasında aylık %0,67 getiri farkı olduğu tespit edilmiştir.

Gregory, Harris ve Michou ( 2001 ) 1975-1998 dönemini kapsayan çalışmalarında, İngiltere piyasasını merkez altına almışlardır. En düşük en yüksek F/NA oranı portföy getiri farkını yıllık %3,98 olarak tespit etmişlerdir.

Jacobsen, Mamun ve Visaltanachoti ( 2005 ) 1926-2004 yılları için ABD piyasasında yaptıkları çalışmada, düşük F/NA oranına sahip hisselerin yüksek F/NA oranlı hisselerle göre aylık ortalama %0,90 fazla getiri sağladığını göstermişlerdir.

### **3.5.2 Gelişmekte olan Ülkelerde Gözlemlenen Fiyat / Nakit Akımı Oranı Etkisi**

Lau, Lee ve McInish ( 2002 ), Singapur ve Malezya hisse senedi piyasaları için yapmış oldukları çalışmada, 1988-1996 dönemini incelemişlerdir. F/NA oranı ile hisse senedi getirileri arasında istatistiki olarak anlamlı bir ilişki bulunmamıştır. Malezya için aylık %0,20, Singapur için aylık %0,19 F/NA primi bulunmuştur.

Hou, Karolyi ve Kho ( 2006 ) 49 ülkede 1981- 2003 yıllarını kapsayan geniş çaplı çalışmalarında, F/NA oranı etkisinin hisse senedi getirilerini açıklamada anlamlı bir faktör olduğunu ortaya koymuşlardır.

### **3.5.3 Türkiye’de Gözlemlenen Fiyat / Nakit Akımı Oranı Etkisi**

Öztürkatalay ( 2005 ) 1989-2003 dönemini kapsayan çalışmasında, İMKB’de işlem gören hisse senetlerini F/NA oranlarına göre sıralayıp, portföylere ayırmıştır. Pozitif F/NA oranına sahip hisse senetlerini beş portföye ayırırken, negatif F/NA oranına sahip hisseler için ayrı bir portföy oluşturmuştur. Çalışma sonucunda, en düşük pozitif F/NA oranına sahip portföy aylık ortalama % 7,47 getiri sağlarken, en yüksek pozitif F/NA oranına sahip portföy aylık ortalama % 6,94 getiri sağlamıştır. Altı portföy arasında en yüksek getiriyi aylık ortalama %9,51 ile negatif F/NA oranına sahip hisselerden oluşan portföy sağlamıştır. Sonuç olarak, pozitif F/NA oranı ile hisse getirileri arasında anlamlı bir ilişki bulunamamış, ancak negatif F/NA oranı ile hisse getirileri arasında %10 anlamlılık düzeyinde ilişki olduğu tespit edilmiştir.

## **3.6 Temettü Verimi Etkisi**

### **3.6.1 Gelişmiş Ülkelerde Gözlemlenen Temettü Verimi Etkisi**

Blume ( 1980 ) 1936-1976 dönemini kapsayan çalışmasında çeyrek dönem hisse getirileri ile temettü verimi arasında pozitif bir ilişki olduğunu göstermiştir. 41 yıl için yapılan kesitsel regresyon analizinde anlamlı bir ilişki bulunmuştur. Alt dönemlerde temettü veriminin hisse senedi getirilerini etkileme gücü değişmektedir. 1937-1946 ve 1957-1966 dönemlerinde temettü verimi hisse senedi getirisi ilişkisi pozitif ancak anlamlı olmazken, 1947-1956 döneminde güçlü bir ilişki ( %1 ve %5’de anlamlı ), 1967-1976 döneminde ise %5 ve %10’da anlamlı bir ilişki gözlenmiştir.

Keim (1985 ) riske göre düzeltilmiş getiriler ve temettü verimleri arasında U şeklinde bir ilişki olduğunu belirterek; sıfır temettü verimli hisse senetlerinin temettü ödemeli hisse senetlerinden, yüksek temettü verimine sahip hisse senetlerinin düşük temettü verimine sahip hisse senetlerinden daha fazla getiri sağladığını ileri sürmüştür.

Fama ve French ( 1988 ) NYSE’de işlem gören hisse senetlerini 1927-1986 dönemi için temettü verimine göre portföylere ayırarak aylık, üç aylık, bir, iki, üç ve dört yıllık getirilerini kesitsel regresyon analizini kullanarak incelemiş ve anlamlı bir temettü

verimi etkisi tespit etmiştir. Yatırım dönemi uzadıkça temettü veriminin hisse senedi getirilerini tahmin gücü artmaktadır.

Chen, Grundy ve Stambaugh ( 1990 ) 1942-1978 dönemini kapsayan çalışmalarında, temettü verimi ile riske göre düzeltilmiş hisse senedi getirileri arasında anlamlı bir ilişki bulamamışlardır.

Christine ( 1990 ) ABD piyasasında 1945- 1986 dönemini kapsayan çalışmasında, temettü ödemeyen hisse senetlerinin temettü ödemeli hisse senetlerinden daha düşük getiri sağladığını tespit etmiştir. Temettü verimi ile hisse senedi getirisi arasında pozitif bir ilişki olduğunu ileri sürmüştür.

Kothari ve Shanken ( 1997 ) 1926-1991 dönemini kapsayan ABD piyasası için yaptıkları çalışmalarında, temettü verimi ile hisse senedi getirileri arasında güçlü bir ilişki olduğunu ortaya koymuşlardır.

Filbeck ve Visscher ( 1997 ) 1984-1994 dönemi için İngiltere piyasasında temettü verimi etkisinin olmadığı sonucuna ulaşmışlardır.

Morgan ve Thomas ( 1998 ) 1975-1995 dönemi için İngiltere piyasasında yaptıkları çalışmada, yüksek temettü verimine sahip hisselerin yüksek pozitif getiri, düşük temettü verimine sahip hisselerin ise negatif getiri elde ettiklerini göstermiştir. Bulguları, Filbeck ve Visscher ( 1997 )'in bulgularıyla örtüşmemektedir.

Naranjo, Nimalendran ve Ryngaert ( 1998 ) NYSE'de 1963- 1994 yılları arasında işlem gören hisse senetleri için yaptıkları çalışmalarında temettü verimi ile hisse senedi getirileri arasında vergiler nedeniyle açıklanamayacak kadar yüksek pozitif ilişki tespit etmişlerdir. Genel olarak getirilerle temettü verimi arasında doğrusal bir ilişki olduğunu, ancak sıfır temettü verimli portföylerin en düşük dört temettü verimli portföylerden daha yüksek ortalama getiri sağladığını ileri sürmüşlerdir.

Rao, Aggarwal ve Hiraki ( 2006 ) Tokyo hisse senedi piyasası için yaptıkları çalışmada, firma büyüklüğü etkisi kontrol altında tutulduğunda bile temettü verimi

etkisinin devam ettiğini, etkinin Ocak, Mart, Haziran ve Aralık aylarında anlamlıyken diğer aylarda anlamlı olmadığını ortaya koymuşlardır.

### **3.6.2 Gelişmekte olan Ülkelerde Gözlemlenen Temettü Verimi Etkisi**

Martikainen, Rothovius ve Yli-Olli ( 1993 ) 1974-1987 dönemi boyunca Finlandiya piyasasında işlem gören hisse senetlerinin, temettü verimindeki değişim ile getirilerindeki değişimi analiz etmişlerdir. Temettüsü artan hisse senetlerini alıp, temettüsü düşen hisse senetlerini satarak normalin üstünde getiri elde edildiğini göstermişlerdir.

Cleassens, Dasgupta ve Glen ( 1995 ) 1986-1993 dönemini kapsayan 19 gelişmekte olan piyasayı dahil ettiği çalışmalarında, yedi ülkede temettü veriminin hisse senedi getirileri açıklamada anlamlı olduğunu, ancak bu ülkelerden dört tanesinde literatürden farklı olarak negatif ilişki tespit edildiğini ileri sürmüşlerdir. Türkiye piyasası için anlamlı pozitif ilişki tespit edilmiştir. ( %10 anlamlılık düzeyinde )

Pandey ve Chee ( 2001 ) Malezya piyasasında 247 hisse senedini dahil ettikleri, 1993-2000 dönemini kapsayan çalışmalarında, panel veri analizini kullanarak, temettü veriminin hisse senedi getirilerini anlamlı düzeyde açıklayabildiğini ortaya koymuşlardır. Firma büyüklüğü, PD/DD ve F/K oranı etkisi kontrol edilerek ayrı ayrı çoklu regresyonla analiz edilen temettü verimi etkisinin istatistiki olarak anlamlı olduğunu tespit etmişlerdir.

Kyriazis ve Diacogiannis ( 2002 ) Atina Borsasında yaptıkları çalışmada düşük F/K oranı ve yüksek temettü verimi ile hisse senedi getirileri arasında güçlü bir ilişki olduğu sonucuna varmışlardır.



### **3.6.3 Türkiye’de Gözlemlenen Temettü Verimi Etkisi**

Aydođan ve Güney ( 1997 ) 1986-1995 dönemini kapsayan alıřmalarında, yüksek temettü verimine sahip hisselerin daha yüksek getiri sađladığını tespit etmişlerdir.

Öztürkatalay ( 2005 ) 1989-2003 dönemini kapsayan alıřmasında, İMKB’de işlem gören hisse senetlerini temettü verimine göre sıralayıp, altı portföye ayırmıştır. Sıfır temettü verimli firmaları bir portföyde toplayıp, geri kalanları temettü verimine göre büyükten küçüğe doğru sıralamıştır. alıřma sonucunda, en yüksek temettü verimine sahip portföy aylık ortalama % 7,62 getiri sađlarken, en düşük temettü verimine sahip portföy aylık ortalama % 6,71 getiri sađlamıştır. Sıfır temettü verimli portföy ise en düşük temettü verimli portföyü çok az üzerinde, % 6,76, getiri sađlamıştır. Sonuç olarak, literatüre paralel olarak temettü verimi düřtükçe, hisse senedi getirilerinde de azalma olmakta, ancak bu azalma istatistiki olarak anlamlı düzeyde olmamaktadır.

## DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

### BORSA İSTANBUL'DA PİYASA ÇARPANLARI ve FİRMA PERFORMANSLARI ARASINDAKİ İLİŞKİNİN ANALİZİ

#### 4.1 Araştırmanın Amacı ve Önemi

Bu tez çalışması ile amaçlanan, firma değişkenlerinden olan; Firma Büyüklüğü, Piyasa Değeri / Defter Değeri Oranı, Fiyat / Kazanç Oranı, Fiyat / Satış Oranı, Fiyat / Nakit Akımı Oranı ve Temettü Verimi değişkenleri ile BİST'de işlem gören hisse senetlerinin getirileri arasındaki ilişkinin tespit edilmesidir. Bu çalışmanın literatüre katkısı, firma değişkenleri ve hisse senedi getirilerinin ilişkisine yönelik en kapsamlı çalışmalardan birisi olmasıdır. Gerek Türkiye'de gerekse yurtdışında yapılan çalışmalarda firma değişkenlerinden; Fiyat / Kazanç Oranı, Piyasa Değeri / Defter Değeri Oranı ve Firma Büyüklüğü değişkenleri kullanılmıştır. Birlikte en çok kullanılan değişkenler Fama/ French'in de kullandığı, Piyasa Değeri / Defter Değeri Oranı ve Firma Büyüklüğü değişkenleridir. Üç değişkenin birlikte kullanıldığı çok az sayıda çalışma vardır. Bu çalışmayla, en çok kullanılan üç değişkenin dışındaki değişkenlerin de ( Fiyat / Satış Oranı, Fiyat / Nakit Akımı Oranı ve Temettü Verimi ) hisse senedi performansı üzerinde etkisi olduğu ve anomalilere yol açabileceği sonucuna ulaşılması beklenmektedir.

Yapılan bu tez çalışması sonucunda, firma değişkenleri (piyasa çarpanları) ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişkinin varlığı ile yönü ve büyüklüğü hakkında istatistiksel olarak anlamlı ve güçlü sonuçlara ulaşılması hedeflenmektedir. Çalışmanın temel hipotezi ;

*H<sub>0</sub>: Hisse senetleri getirileri ile firmaya özgü değişkenler arasında bir ilişki yoktur.*

*H<sub>1</sub>: Hisse senetleri getirileri ile firmaya özgü değişkenler arasında bir ilişki vardır.*

## 4.2 Araştırmanın Kapsamı ve Kısıtları

Çalışmada 2000- 2013 yılları arasında İMKB100 veya BİST100 te işlem görmüş şirketlerin hisse senetleri kullanılmıştır. İnceleme dönemi içinde herhangi bir yıl endekse giren firmalar tespit edilerek örnekleme dahil edilmiştir. Bu şekilde 221 firma örnekleme dahil edilmiştir. Aşağıdaki özelliklere sahip firmalar örneklem dışında tutulmuştur.

- Fama ve French (1992 ) mali sektörde yer alan firmaları yüksek kaldıraç oranıyla faaliyetlerini sürdürdükleri için çalışmalarına dahil etmemişlerdir. Mali sektör şirketleri ile diğer sektörde faaliyet gösteren şirketler arasındaki farklar dikkate alınmaksızın yapılacak analizler çok sağlıklı olmayacağından, çalışmada mali sektör firmaları <sup>1</sup> analize dahil edilmemişlerdir.
- Birden fazla tertip hisse senedi bulunan firmalar, mali tablo verilerinin ve piyasa değerinin belirlenmesinde karşılaşılan güçlükler nedeniyle araştırma kapsamına alınmamıştır ( Strong ve Xu, 1997 ).
- Bir yıl içerisinde birbirini izleyen en az üç ay boyunca fiyat verisi bulunmayan hisse senetleri, süreklilik arz etmedikleri için çalışmaya dahil edilmemiştir ( Chui ve Wei, 1998 ).
- İflas, birleşme veya herhangi bir nedenle İMKB/BİST kotasyonundan çıkarılan firmalar, süreklilik kriterine uymadıklarından çalışmaya dahil edilmemişlerdir.
- Negatif öz sermayeli şirketler analiz dışı tutulmuştur ( Fama & French, 1995; Chui ve Wei, 1998 ).

Yukarıda belirtilen kısıtlar ve kriterler ışığında, araştırma kapsamına alınmayan firmaların analizden çıkarılması sonucunda 108 firma ile çalışmaya devam edilmiştir. Çalışma dönemi olarak Temmuz 2000 / Haziran 2013 tarihleri baz alınmıştır. Hisse senedi fiyat ve getiri verileri aylık olarak analize dahil edilmiştir. Fiyat, düzeltilmiş getiri verileri ve mali tablolar 2000-2008 yılları için <http://www.borsaistanbul.com/> sayfasından, 2009-2013 yılları için <http://www.kap.gov.tr/> sayfasından temin edilmiştir.

---

<sup>1</sup> Holdingler mali sektör içinde yer almasına rağmen, net satışlarının yarısından çoğu mali olmayan faaliyetlerden kaynaklanan holdingler çalışmaya dahil edilmişlerdir.

## 4.3 Veriler ve Ekonometrik Yöntem

### 4.3.1 Verilerin Analize Uygun Hale Getirilmesi

Modeldeki bağımlı değişkenler ve hisse senedi getirileri üzerinde etkisi olduğu düşünülen açıklayıcı değişkenler aşağıda tanımlanmıştır.

#### Borsa İstanbul Şirketleri Aylık Fiyat ve Getiri Verileri

Hisse senetlerinin, Borsa'da oluşan fiyatları baz alınarak analiz dönemi içindeki aylık getirileri aşağıdaki gibi hesaplanmıştır. Kullanılan bazı kısaltmalar ve tanımlar aşağıda gösterilmiştir.

**Borsa Fiyatı** : 1 TL nominal değerli bir payın ay içinde işlem gördüğü en son kapanış fiyatı, ay içinde işlem görmeyen payların en son işlem tarihindeki kapanış fiyatıdır.

**Aylık Getiri** : Bir payın bir ay boyunca elde tutulması sonucunda elde edilen getiriye göstermekte olup aşağıdaki formüle göre hesaplanmıştır.

$$G_i = \frac{F_i * (BDL + BDZ + 1) - R * BDL + T - F_{i-1}}{F_{i-1}}$$

$G_i$ : "i" ayına ait getiri.

$F_i$  : "i" ayına ait en son kapanış fiyatı.

BDL : Ay içinde alınan bedelli pay adedi.

BDZ : Ay içinde alınan bedelsiz pay adedi.

R : Rüçhan hakkı kullanma fiyatı.

T : Ay içinde 1 TL nominal değerli bir paya ödenen net temettü tutarı.

$F_{i-1}$  : "i" ayından bir önceki aya ait en son kapanış fiyatı.

#### Piyasa Getirisi

Piyasayı en iyi yansıtacağı düşünüldüğünden BİST100 veya İMKB100 aylık getiri endeksleri, piyasa getirisi olarak referans alınmıştır.

### Normalüstü Getiri

Herhangi bir yatırımcının hisse senetlerinden elde etmesi gereken normal getirinin üzerindeki getiri, normalüstü getiri olarak tanımlanmaktadır. Normal getiri olarak da piyasa getirisi baz alınmaktadır. Çalışmamızda İMKB/BİST100 endeks getirisi piyasa getirisinin temsilcisi olarak yer almıştır. Hisse senedi (i)' nin endekse (m) göre (t) günündeki normalüstü getirisi ( $AR_{it}$ ), hisse senedinin getirisi ( $R_{it}$ ) ile endeks getirisi ( $R_{mt}$ ) arasındaki fark olarak aşağıdaki gibi modellenmiştir. ( Barak,2008 )

$$AR_{it} = R_{it} - R_{mt}$$

### Sharp Oranı

Bu oran, hisse senedinin taşıdığı birim toplam risk başına sağladığı ek getiriyi ölçmektedir. Hisse senedi risk priminin ( hisse senedi getirisi ile risksiz faiz oranı arasındaki fark ) hisse senedinin toplam riskine ( hisse senedi getirilerinin standart sapması ) bölünmesiyle elde edilen sharp oranı, normalüstü getirilerin riske göre düzeltilmiş olarak analiz edilmesini sağlamaktadır. Aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır.

$$S_{it} = \frac{R_{it} - R_{ft}}{\sigma_{it}}$$

### Treynor Oranı

Treynor oranı, sharp oranına çok benzemekle beraber risk ölçüsü olarak toplam risk (  $\sigma$ , standart sapma ) yerine sistemik riski (  $\beta$ , Beta ) baz almaktadır. Hisse senedi risk priminin hisse senedinin sistemik riskine bölünmesiyle elde edilmektedir.

$$T_{it} = \frac{R_{it} - R_{ft}}{\beta_{it}}$$

### Risksiz Faiz Oranı

Risksiz faiz oranı çalışmamızda aylık olarak kullanılmıştır. İlgili ayda açılan Devlet İç Borçlanma Senedi ( DİBS ) ihalesinde kabul edilen faiz oranının ortalama yıllık bileşik getirisi dikkate alınmıştır. Analizde risksiz faiz oranı verisi aylık olarak kullanıldığından, yıllık bileşik getiri aylık getiriye dönüştürülmüştür. O ay içinde birden fazla ihale açılmışsa, vadesi en kısa olan DİBS referans alınmıştır.

### **Firma Büyüklüğü ( Piyasa Değeri )**

Şirketlerin piyasa değerleri aşağıdaki formül kullanılarak hesaplanmakta ve hisse senedi fiyatına göre aylık olarak güncellenmektedir.

Piyasa Değeri = Dolaşımdaki Hisse Senedi Sayısı \* Hisse Senedi Kapanış Fiyatı

Dolaşımdaki Hisse Senedi Sayısı = Sermaye / 1000

### **Piyasa Değeri / Defter Değeri ( PD/DD ) Oranı**

Şirketlerin PD/DD oranları aşağıdaki formül kullanılarak hesaplanmıştır.

Piyasa Değeri / Defter Değeri = Piyasa Değeri / Öz sermaye

### **Fiyat / Kazanç ( F/K ) Oranı**

Negatif kazanç etkisinin tespit edilebilmesi için, negatif F/K oranları da analize kukla değişken olarak dahil edilmişlerdir. Şirketlerin F/K oranları aşağıdaki formül kullanılarak hesaplanmıştır.

Fiyat / Kazanç Oranı = Piyasa Değeri / Net Kar

Piyasa Değeri aylık olarak güncellenmekte, Net Kar olarak son 4 çeyrek karı baz alınmaktadır.

### **Fiyat / Nakit Akım ( F/ NA ) Oranı**

Negatif kazanç etkisinin tespit edilebilmesi için, negatif F/NA oranları da analize kukla değişken olarak dahil edilmişlerdir. Şirketlerin F/NA oranları aşağıdaki formül kullanılarak hesaplanmıştır.

Fiyat / Nakit Akım Oranı = Piyasa Değeri / Net Kar + Amortisman

### **Fiyat / Satış ( F/ S ) Oranı**

Şirketlerin F/S oranları aşağıdaki formül kullanılarak hesaplanmıştır.

Fiyat / Satış Oranı = Piyasa Değeri / Net Satış

### **Temettü Verimi**

Kar edip temettü dağıtmayan firmalar da analize kukla değişken olarak dahil edilmiştir. Şirketlerin temettü verimleri aşağıdaki formül kullanılarak hesaplanmıştır.

$$(\text{Temettü Verimi})_i = (\text{Ödenen Temettü}_i - \text{Sermaye Artırım Tutarı}_i) / (\text{Piyasa Değeri})_i$$

**Temettü Verimi<sub>i</sub>** : “i” şirketinin değerlendirme günü itibariyle hesaplanan temettü verimini,

**Ödenen Temettü<sub>i</sub>** : “i” şirketinin içinde bulunduğu mali dönemde ödediği toplam brüt nakit temettü tutarını,

**Sermaye Artırım Tutarı<sub>i</sub>** : “i” şirketinin içinde bulunduğu mali dönemde ortaklara rüçhan hakkı kullandırarak yaptığı bedelli sermaye artırım tutarı ile rüçhan hakkı kullandırma fiyatının çarpılması sonucunda elde edilen tutarların toplamını,

**Piyasa Değeri<sub>i</sub>** : “i” şirketinin değerlendirme günü piyasa değerini ifade etmektedir.

### **4.3.2 Panel Veri Analizinde Yöntem**

Ekonometrik ya da istatistiksel analize konu olan olaylara ilişkin veriler; yatay kesit verileri, zaman serileri verileri ve ikisinin karması olan panel verileri şeklinde araştırmacıların karşına çıkmaktadır ( Aydın, 2009 ). Zaman boyutuna ait kesit verilerini kullanarak ekonomik ilişkilerin tahmin edilmesi yöntemine panel veri analizi adı verilmektedir ( Greene, 1997 ). Yatay kesit verileri, bireylerin zamanın bir noktasında tekrarlı bir biçimde yapılan ölçümlerini, zaman serisi verileri sadece bir bireyin zaman boyutunda ölçülmesini ifade etmektedir. Karma veriler ise aynı kesit biriminin zaman içinde izleniyor olması olup, bu verilere panel veri denilmektedir (Gujarati, 2003). Panel veri, belirli bir örneklem biriminin belirli bir zaman boyunca izlenmesidir ( Hsiao, 2002 ). Bu sayede panel veriler, aynı örneklem birimine ilişkin çok sayıda değişik zamanlı gözlem elde etmeye yaramaktadır. Panel veride, Fama ve MacBeth'in eleştiri alan zamanla değişmeyen açıklayıcı değişken kısıtına çözüm getirilebilmektedir. Böylelikle değişkenlerin zamanla değişimi göz önünde bulundurulabilmektedir ( İvgen, 2009 ).

## **Güçlü Yanları**

Son yıllarda panel veri, hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkelerde yapılan analizlerde aşağıda belirtilen avantajlarından dolayı tercih edilmektedirler:

- Kesit veri analizlerine göre daha yüksek düzeyde serbestlik derecesi, daha az doğrusallık ve örnek değişkenliği içerir.
- Gözlem sayısının zaman serisi ve kesite göre daha fazla olması nedeniyle parametre tahminleri daha güvenilir olmakta ve tahmin edilen model daha az kısıtlayıcı varsayıma dayanmaktadır.
- Yatay kesit ve zaman serisi analizlerine göre insan davranışlarından kaynaklanan karmaşıklığı azaltma konusunda daha yüksek kapasitesi vardır.
- Gruplar arasındaki heterojenlik etkileri daha kolay kontrol edilebilir. Dinamik ilişkileri daha kolay ortaya çıkarır ( Frees, 2004 ).
- Açıklayıcı değişkenler arasında çoklu bağlantıyı azaltmaya imkan vermesi ve analizden çıkarılan verilerin etkilerinin kontrol edilmesi daha kolaydır. Değişkenler arasındaki etkileşimi azalttığından ekonometrik tahminler daha etkin olmaktadır ( Hasio, 1986 ).
- Panel veri bireysel farklılaşmayı kontrol etmektedir. Zaman serisi ve kesitsel çalışmalar bireysel farklılığı kontrol etmediği için sonuçların yanlış olma riski mevcuttur ( Baltagi, 2005 ).
- Panel veri genellikle mikro birimlerden elde edildiğinden ve birçok değişken mikro düzeyde daha doğru ölçüldüğünden, buradan kaynaklanan sapmalar ortadan kaldırılabilir ( Baltagi, 1995 ). Özellikle, mikro bazda hisse senedi davranışlarını inceleyen modeller açısından bakıldığında, diğer yöntemlere göre daha sağlıklı sonuç vermektedir ( İvgen, 2009 ).
- Tekrar eden yatay kesit gözlemleri kullanıldığından, değişim dinamikleri üzerinde araştırma yapmak için daha uygun bir yöntemdir (Gujirati, 2003).
- Kısa vadeyi vurgulayan zaman serilerine göre daha uzun vadeli bir bakış sağlamaktadır ( Baltagi, 2005 ).



### Zayıf Yanları

Panel veri analizinin faydalarının yanında birtakım dezavantajları da vardır. Bunları şu şekilde özetlemek mümkündür:

- Diğer veri yapılarına göre veri toplama konusunda ciddi maliyetler söz konusudur ( Diggle vd,1996 ).
- Ölçüm hataları yüksektir.
- Seçicilik problemleri ortaya çıkmaktadır. ( kendiliğinden seçicilik, aşınma, tepki )
- Kısa zaman serisi boyutunun varlığında; zaman boyutunun kısa, yatay boyutunun da büyük olması, özellikle sabit etkiler modelinde sonuçların gücünü zayıflatmaktadır. Bunun yanında zaman boyutunun varlığı korelasyon sorununa neden olabilmektedir ( Baltagi, 2005 ).

### 4.3.3 Panel Veri ile Düzenlenen Doğrusal Modeller

Panel veri analizi bireylerarası etkileri ve zaman etkilerini veya her ikisini birden incelemeye olanak sağlamaktadır. Panel veri modellerinde basit (tek bağımsız değişkenli) doğrusal bir model,

$$y_{it} = \alpha_{it} + \chi_{it}\beta_{it} + \mu_{it}$$

şeklinde ifade edilmektedir. Bu denklemde;

$i = 1,2,\dots,N$  adet yatay kesit birimi,

$t = 1,2,\dots,T$  zaman dönemini,

$y_{it}$  = t zamanında bağımlı değişkenin i'nci biriminin değeri,

$x_{it}$  = t zamanında bağımsız değişkenin i'nci biriminin değeri,

$\mu_{it}$  = sıfır ortalama ( $E[\mu_{it}] = 0$ ) ve sabit varyanslı ( $E[\mu_{it}^2] = \sigma_{it}^2$ ) hata terimi,

$\alpha_{it}$  ve  $\beta_{it}$  bilinmeyen katsayıları göstermektedir.

Yukarıdaki denklemde, bağımsız değişkenlere ait katsayılar ( $\beta_{it}$ ) farklı birimler için farklı zaman dönemlerinde farklı değerler alabilmektedir. Verilerde birimlere veya birimlere ve zamana göre oluşabilecek farklılıklar modelin katsayılarında değişmeye sebep olacak kadar önemli ya da modelin katsayılarını etkilemeyecek kadar önemsiz

olabilmektedir (Er ve Bolat, 2005).

Modelin hem zaman hem de kesit veriler uyarlamasında tahmin yöntemi olarak panel regresyon ile tahmini aşamasında kullanılabilecek üç yöntem, aşağıdaki gibi sınıflandırılmıştır.

- i. Havuzlanmış Modeller ( Klasik Regresyon )
- ii. Sabit Etkiler Modeli ( Fixed Effect Model )
- iii. Rassal Etkiler Modeli ( Random Effect )

#### 4.3.3.1 Havuzlanmış Modeller ( Klasik Regresyon )

Ortak sabit regresyon modelinde sabit parametre ( $\alpha^*$ ) ve bağımsız değişkenlere ait parametreler ( $\beta_{kit}$ ) birimlere veya birimlere ve zamana göre farklılık göstermemektedir. Yani, bu yöntemde ortak sabit tahmin edici her bir kesit birim için aynı sabiti tahmin ederek  $\alpha$ 'nın kesit birimler için aynı olduğunu farz etmektedir. Bütün gözlemlerin aynı ana küttleden geldiği, dolayısıyla homojen olduğu varsayılmaktadır.

Tüm  $i$  ve  $t$ 'ler için

$$\beta_{kit} = \beta_k \text{ ve } \alpha^* = \alpha_0$$

olarak gösterilmekte ve bu model aşağıdaki hale dönüşmektedir:

$$y_{it} = \alpha + \chi_{it}\beta + \mu_{it}$$

Böylelikle bu model ile ilgili olarak hata teriminin birimlere veya birimlere ve zamana göre farklılıkları içerdiği kabul edilmektedir. Aynı zamanda bu modeller klasik modeller (pooled model) olarak da adlandırılmaktadır ( Tatoğlu, 2005 ).

Ancak bu modelle ilgili N tane yatay kesit biriminden T dönemde elde edilen veriler bir dönemde toplanmış veriyle bir tutulmaktadır. Bu sayede zaman boyutu yok edilmiş olmakta ve kimi gözlemlere yanıltıcı bir ağırlık kazandırılmış olmaktadır. Örneğin, bağımsız değişkenin cinsiyet olması durumunda, cinsiyet T dönem boyunca sabit kalacağı için aynı değer örneğe T kez girmiş gibi olacağından parametre tahminlerini saptıracaktır. Bu nedenle, panel veriyle klasik regresyon analizi yapmak etkin ve tutarlı bir analiz olmayacaktır (Er ve Bolat, 2005).

#### 4.3.3.2 Sabit Etkiler Modeli ( Fixed Effect Model )

Katsayıların birimlere veya birimler ile zamana göre değiştiğinin varsayıldığı modellere sabit etkili modeller denmektedir. Sabit etkiler modelinde, birimlerin davranışlarındaki farklılıklar eğim katsayılarının sabit olduğu varsayılarak sabit terimdeki farklılıklarla ifade edilmeye çalışılmaktadır. Buradaki sabit nitelemesi katsayının birimlere göre değişebilmesi ancak zamana göre sabit olması anlamına gelmektedir. Ayrıca gözlenemeyen bireysel etkilerin modelde yer alan açıklayıcı değişkenlerle alakalı olduğu kabul edilmektedir (Greene, 2003 ). Bu yüzden birimler arasındaki farklılıklar regresyon fonksiyonunda parametrik değişme olarak modellenmektedir.

Bu model ülkeler, firmalar, hane halkları ya da birimler arasındaki bireysel farklılıkların sabit terimdeki farklılıklarla ifade edilebileceğini varsaymaktadır. Bu nedenle, modelde her bir birimi temsil etmek amacıyla farklı bir sabit terim mevcuttur. Yani modelde N kadar sabit terim yer almaktadır. Tek değişkenli sabit etkiler modeli aşağıdaki gibi ifade edilmektedir (Artan, 2004).

$$\gamma_{it} = \beta_1 \chi_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it}$$

$$i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T$$

Yukarıda yer alan denklemde sadece sabit terim ( $\alpha_i$ ) değişmekte ve sabit terim zamana göre değil kesit bazında farklılıklar göstermektedir. Tek değişkenli sabit etkiler modeli ortak bir sabit cinsinden aşağıdaki gibidir:

$$\gamma_{it} = \beta_0 + \beta_1 \chi_{it} + \gamma_2 D_{2i} + \gamma_3 D_{3i} + \dots + \gamma_n D_{ni} + \varepsilon_{it}$$

$$i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T$$

$\beta_0$  denklemin ortak sabit terimini göstermekte olup, denklemde her şirketin bireysel etkileri  $D_2, D_3, \dots, D_n$  gibi kukla değişkenler tarafından temsil edilmektedir. Denklemdeki kukla değişken sayısı çoklu bağlantı sorunu olmaması için (N-1) tane olmaktadır.

İki denklem arasındaki temel fark, birinci denklemde şirketlerin bireysel farklılıkları sabit terim tarafından temsil edilmekte ve her şirket için farklı bir sabit terim söz konusu olmaktadır. İkinci denklemde ise sabit terim ortak olmakta ve firmaların bireysel farklılıkları (N-1) tane kukla değişken ile ifade edilmektedir. Bunun için ikinci denklemde birinci firma ya da birey için;

$$\gamma_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} \text{ ve } \alpha_i = \beta_0$$

Diğer şirketler ya da değişkenler için;

$$\gamma_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + \gamma_i \text{ ve } \alpha_i = \beta_0 + \gamma_i \text{ (} i \geq 2 \text{)}$$

şeklinde olmaktadır. Kukla değişkenlerin kullanılması nedeniyle ikinci denkleme kukla değişkenli en küçük kareler yöntemi denilmektedir. Bu model hata terimi ile açıklayıcı değişkenler arasında ilişki varsa uygun model olarak değerlendirilmektedir. Kesit birimi az ve gözlem sayısı büyükse sabit etkiler modeli tercih edilebilmektedir.

#### 4.3.3.3 Rassal Etkiler Modeli ( Random Effect )

Sabit etkiler modeli yatay kesit birimlerine ait gözlemlenemeyen etkileri zaman içinde sabit kalan bir parametre olarak dikkate almaktadır. Rassal etkiler modeli ise yatay kesit birimlerine ait farklılıkları “it” “e” gibi rassal değişkenler olarak incelemektedir. Bu açıdan, bu modele varyans bileşen modeli ya da hata bileşen modeli denilmektedir.

Sabit etkiler modelindeki bireysel etkiler modelde yer alan açıklayıcı değişkenlerle ilgili idi. Ancak söz konusu etkiler açıklayıcı değişkenlerle ilgili değilse birimlere özgü sabit terimlerin birimlere göre rassal olarak dağıldığının varsayılması ve ona göre modelleme yapılması daha uygun olmaktadır (Özer ve Biçerli, 2003).

Bu modelde birimler tesadüfi olarak seçildiğinden, birimler arasındaki farklılıklar rassal olmaktadır. Rassal etkiler örnekleme sürecinin bir sonucudur. Böylece ikinci denklemdeki  $\beta_1$  rassal değişken olarak ele alınıp;

$$\beta_{1i} = \bar{\beta}_1 + \mu_i \quad \beta$$

şeklinde modellenebilmektedir. Denklemden  $\mu_i$ , sıfır ortalama ve sabit varyansla tesadüfi hata terimidir. Denklemden parametre dönüşüm modeli yerine konulduğunda;

$$\gamma_{it} = (\bar{\beta}_1 + \mu_i) + \beta_2 \chi_{2it} + \beta_3 \chi_{3it} + \varepsilon_{it}$$

$$\gamma_{it} = \bar{\beta}_1 + \sum_2^k \beta_k \chi_{kit} + (\varepsilon_{it} + \mu_i)$$

eşitlikleri elde edilmektedir. Denklemden hata bileşen modelinin genel biçimidir.  $\varepsilon_{it}$  tüm hataları,  $\mu_i$  spesifik hataları ve ikisi birlikte hata bileşen ifadesini oluşturmaktadır.

Sabit etkili ve rassal etkili modellerin arasından hangisinin seçileceği etkiler ile açıklayıcı değişkenler arasındaki ilişkiye bağlı olmaktadır. Etkiler açıklayıcı değişkenlerle ilişkisiz ise rassal etkiler tahmincisi tutarlı ve etkin iken, sabit etkiler tahmincisi tutarlı ancak etkin değildir. Etkiler açıklayıcı değişkenlerle ilişkili ise sabit etkiler tahmincisi tutarlı ve etkin, rassal etkiler ise tahmincisi tutarsızdır. Sabit etkili modelde tahmin edilecek çok fazla parametre mevcuttur. Bu nedenle sabit etkili modelde serbestlik derecesi kaybı olurken, rassal modelde bu durumla karşılaşmamaktadır (Er ve Bolat, 2005).

Sabit etkili model ile rassal etkili model arasındaki farka bakılacak olursa, sabit etkili modelde her kesit biriminin ayrı bir sabit terimi varken, rassal etkili modelde sabit terim tüm kesit birimleri için ortalama sabit terimi ( $\beta_1$ ) vermektedir. Ayrıca, hata terimi ( $\mu_i$ ) her kesit birimine ait sabit terimin bu ortalama sabit terimden rassal sapmasını göstermektedir. Panel veride yer alan kesit birimi sayısı fazla ve zaman dönemi kısa ise rassal model sabit modele göre daha etkin tahmin sağlamaktadır.

Diğer taraftan zaman dönemi fazla kesit birimi azsa iki tahmin sonucu arasında çok az farklılık gözlenmekte ve sabit etkili model daha fazla tercih edilmektedir. Bunun yanında, kesit dönemi fazla zaman dönemi az ise iki tahmin sonucu arasında açık bir farklılık beklenmektedir. O halde; kesit birimlerinin büyük örnekten rassal olarak çekildiğine inanılıyorsa rassal etkili model, aksi ise sabit etkili modelin daha uygun bir model olduğu yönünde değerlendirme yapılmaktadır (Özer ve Biçerli, 2003).

#### 4.3.4 Model Seçimi

Panel regresyon denklemleri tahmin edilmeden önce alternatif modellerden bahsetmek gerekmektedir. Bu modeller havuz modeli (pool model), sabit etkiler modeli (fixed effects model) ve rassal etkiler modelinden (random effects model) oluşmaktadır. Havuz modeli, herhangi bir panel enformasyonu kullanmadan EKK yöntemi ile tahmin edilebilen bir modeldir. Diğer modellerde ise denklemin eğimi aynı iken sabit terim havuzu oluşturan her bir birim için farklılık göstermektedir. Söz konusu farklılıklar her bir birimin gözlemlenemeyen heterojenliği (unobserved individual heterogeneity) olarak adlandırılmaktadır. Üç modelin formül haline dönüştürülmüş şekli aşağıda yer almaktadır.

Havuz Modeli (Pool Model):

$$\gamma_{it} = \alpha + \beta_{it} + \varepsilon_{it}$$

Sabit Etkili Model (Fixed Effects Model):

$$\gamma_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + \varepsilon_{it}$$

Rassal Etkili Model (Random Effects Model):

$$\gamma_{it} = \mu + \beta x_{it} + \varepsilon_{it} + \mu_{it}$$

İhmal edilmiş sabit etkilerden yatay kesit değişkenlerinin bağımsız olması halinde pooled regresyonunun kullanılması daha doğru sonuçlar vermektedir. Ancak öncelikle Breusch-Pagan testinin yapılması gerekmektedir. Breusch-Pagan testi, pooled regresyon veya rassal etkiler modelinden hangisinin uygulanacağını belirtmekte ve pooled regresyonun önkoşullarının sağlanıp sağlanmadığını göstermektedir.  $H_0$  hipotezinin reddedilmesi verinin havuzlanmaya uygun olmadığı anlamına gelmektedir. Ayrıca, gerekli önkoşul testlerinin sağlanmadığını ifade etmektedir.  $H_0$  hipotezinin kabul edilmesi durumunda ise rassal veya sabit etkiler tahminleyicilerinden hangisinin kullanılacağına karar vermek için Hausman testi uygulanmaktadır (Greene, 2003).

#### 4.3.4.1 Breusch-Pagan Lagrange Çarpanı (LM) Testleri

Breusch Pagan (1980), bireysel heterojenliğin varlığını bir başka ifade ile havuzlanmış en küçük kareler modelinin uygun olup olmadığını tesadüfi etkiler modeline karşı sınamak için, havuzlanmış en küçük kareler modelinin kalıntılarına dayanan, Lagrange Çarpanı (LM) testini geliştirmişlerdir (Tatoğlu 2013). Bu test, rassal etkili model ile havuz modeli arasında seçim yapabilmeyi sağlayan bir testtir. Söz konusu test ile birim etkilerinin varyansının sıfır olması durumunda rassal etkili modelin havuz modeline dönüşeceği boş hipotez sınanmaktadır (Korkmaz vd., 2010). Modelde değişen varyans probleminin olup olmaması Breusch-Pagan testi ile sınanacaktır. Bu amaçla, model yeniden tahmin edilecektir. Breusch-Pagan (1979) testi kısıtsız model ile rassal etkiler modelini karşılaştırmaktadır.

$$H_0: \text{Havuz Modeli } \sigma_\alpha^2 = 0$$

$$H_1: \text{Rassal Etkiler Modeli. } \sigma_\alpha^2 > 0$$

Bu test istatistiği 1 serbestlik dereceli  $X^2$  dağılımına uymakta, LM test istatistiğinin  $X^2$  tablosu ile karşılaştırılması sonucu,  $H_0$  hipotezi reddedilemezse, birim etkilerin varlığı kabul edilmemekte ve klasik modelin uygun olduğu görülmektedir. Gruplar arası varyansın sıfır olduğunu söyleyen sıfır hipotezinin reddedilmesi durumunda rassal etkiler modeli seçilmektedir.

#### 4.3.4.2 F Score Testi

F testi, Chow testi olarak da adlandırılmaktadır. Bu test, klasik modelin geçerliliğini test etmek için kullanılmakta, genel anlamda verinin birimlere göre farklılık gösterip göstermediği test edilmekte, havuzlanmış model ile sabit etki (bir yönlü ve iki yönlü) modeli arasında karar vermeyi sağlamaktadır. Veri birimlere göre farklılık göstermiyorsa klasik modelin uygulanması uygundur. Bu amaçla kısıtlı model ve kısıtsız model olmak üzere iki tür model kullanılmaktadır. Kısıtsız modelde değişkenlere ait verinin birimlere göre değer aldığı, kısıtlı modelde ise, birim farklılıklarının önemli olmadığı varsayımı yapılmaktadır (Tatoğlu 2013). F testi modelin tamamının istatistiksel olarak anlamlı olup olmadığını test etmektedir.

Kısıtsız model;

$$\gamma_{it} = \chi_i \beta_i + \mu_i$$

$$i = 1, \dots, N$$

şeklinde ve kısıtlı model;

$$\gamma_{it} = \chi \beta + \mu$$

olarak gösterilmektedir. F testinde hipotezler aşağıdaki şekilde kurulmaktadır:

$$H_0: \sigma_1 = \sigma_2 = \sigma_3 = \dots \sigma_k = 0 \text{ (sabit varyans)}$$

$$H_1: \sigma_1 \neq 0 \text{ (değişken varyans)}$$

Şeklinde gösterilmektedir.  $H_0$  hipotezi reddedilemezse  $\beta_i = \beta$  'dır, bu durumda verinin havuzlanmışlığı kabul edilmektedir. Model klasik model ile ifade edilebilmektedir ve en küçük kareler yöntemi ile çözüm yapılmaktadır.

#### 4.3.4.3 Hausman Testi

Modelin hem zaman hem de kesit veriler uyarlamasında tahmin yöntemi olarak regresyon ile tahmini aşamasında kullanılabilecek iki yöntem vardır. Bu yöntemler, sabit etkiler yöntemi ve rassal ( tesadüfi ) etkiler yöntemidir. Bir panel veri setiyle çalışılırken tesadüfi etkilerin mi yoksa sabit etkilerin mi kullanılacağını belirlemek üzere çeşitli testler uygulanmaktadır. Birim veya birim ve zaman farklılıklarını temsil eden katsayıların yani tesadüfi etkili modelin hata terimi bileşenlerinin modeldeki bağımsız değişkenlerden ilişkisiz olduğu hipotezinin geçerliliği, Hausman tarafından önerilen test istatistiği ile incelenebilmektedir. Panel veri analizinde Hausman Testi, Sabit Etkili ve Rassal Etkili Modeller arasında bir seçim yapılması gerektiği zaman, hangi modelin tercih edilmesi gerektiğine karar verilmesinde kullanılan bir testtir (Green, 2003). Bu testte, Sabit Etkili Tahmincinin tutarlı ve yansız olduğu varsayımından hareket edilmektedir (Baltagi, 2005).



Hausman test istatistiğinde gerçekte, Sabit Etkili Modelin parametre tahmincileri ( $\beta_{cv}$ ) ile Rassal Etkili Modelin parametre tahmincileri ( $\beta_{GK}$ ) arasındaki farkın istatistik olarak anlamlı olup olmadığı incelenmektedir (Cameron ve Trivedi, 2005).

Sabit ya da Rassal etkili modeller arasındaki belirgin fark, sabit–zaman etkisinin açıklayıcı değişkenlerle ilişkili ya da ilişkisiz olup olmadığıdır. Rassal etkili model geçerli olduğunda, sabit etkili tahminci, tutarlı olan parametre tahminlerini vermeye devam etmektedir. Sabit etkili tahminci, diğer açıklayıcı değişkenlerle ilişkili sabit-zaman faktörlerinin hepsinin ölçülebildiğinden emin olmadıkça rassal etkili tahminciye tercih edilmemelidir. Gerçekte ne sabit etkili tahminci ne de rassal etkili tahmincinin mükemmel olduğu söylenemez. Bunun en önemli nedeni; rassal etkili tahmincinin gerçek etkinin üzerinde sapmalı tahminler vermesi, buna karşılık sabit etkili tahmincinin ise gerçek etkinin altında sapmalı tahminler vermesidir (Johnston ve DiNardo, 1997).

Sabit etki model parametre tahmincileri ile tesadüfi etkili modelin parametre tahmincileri arasındaki farkın istatistiksel olarak anlamlı olup olmadığının incelenmesi gerekmektedir. Sabit etkiler modelinde Hausman istatistiğinin yüksek değerleri tercih edilirken, tesadüfi etkili modelde ise düşük değerler tercih edilmektedir. Hausman test istatistiği ki-kare dağılımlıdır. Test istatistiği tablo değerinden daha büyük olduğu durumlarda gruba ait spesifik etkiler ile açıklayıcı değişkenler arasında ilişkinin olmadığı hipotezi reddedilir. Bu durumda, sabit etki modeli, tesadüfi etki modeline tercih edilmektedir. Sabit ya da tesadüfi etkiler modelleri arasındaki belirgin fark, sabit-zaman etkisinin bağımsız değişkenlerle ilişkili ya da ilişkisiz olup olmadığıdır. Tesadüfi etkiler modeli geçerli olduğunda, sabit etkiler tahmincileri hala tutarlı tanımlanabilen parametre tahminleri verir. Sabit etkiler tahmincisi, diğer bağımsız değişkenlerle ilişkili sabit-zaman faktörlerinin hepsinin ölçülebildiğinden emin olmadıkça tesadüfi etkiler modeline tercih edilmemelidir.

Hausman test istatistiği, yatay kesite özgü bireysel etkiler ( $\epsilon_i$ ) ile açıklayıcı değişkenler arasındaki korelasyonu test etmektedir. Bu test istatistiği asimptotik  $\chi^2$  dağılımına sahiptir. Sıfır hipotezinin reddedilmesi, tesadüfi etkiler modeline karşı sabit etkiler modelinin kabul edilmesi gerektiği sonucuna ulaştırmaktadır. Bu bağlamda hipotezler aşağıdaki gibi de oluşturulabilmektedir (Hausman, 1978):

$H_0: E(\varepsilon_i | X_{it}) = 0$  *Rassal etkili model.*

( $\varepsilon_i$ ) ile açıklayıcı değişkenler arasında korelasyon yok.

$H_1: E(\varepsilon_i | X_{it}) \neq 0$  *Sabit etkili model.*

( $\varepsilon_i$ ) ile açıklayıcı değişkenler arasında korelasyon var.

Hausman test istatistiği "Rassal etkiler tahmincisi doğrudur." sıfır hipotezi altında k serbestlik dereceli ki-kare dağılımı göstermektedir. Sıfır hipotezinin kabul edilmesi durumunda tesadüfi etkili modelin hata terimleri bileşenlerinin bağımsız değişkenler ile ilişkili olmadığı kararı verilebilecektir. Bu durumda rassal etkili model tercih edilecek, aksi halde ise sabit etkili model seçilecektir.

### 4.3.5 Varsayımların Testi

Panel data analizine başlamadan önce aşağıdaki varsayımların test edilmesi gerekmektedir. Varsayımların gerçekleşmemesi durumunda düzeltme işlemlerinin yapılması gerekmektedir. Test edilecek varsayımlar şu şekildedir :

- i. Birim Kök Testi ( Durağanlık )
- ii. Değişen Varyans Testi
- iii. Otokorelasyon Testi

#### 4.3.5.1 Birim Kök Testi

Hem zaman hem de yatay kesit analizini içeren panel veri analizinde değişkenler arasında sahte ilişkilerin ortaya çıkmaması için değişkenlerin durağan bir yapıda olması gerekmektedir (Korkmaz vd., 2010 ). Panel verilerde birim kökün dahil olup olmadığını test etmede kullanılan yöntemler arasında Levin, Lin ve Chu-t testi (LLCt), Breitung-t testi, Im, Peseran ve Shin-W testi (IPSw), ADF-Dickey Fuller ve Choi Z testi ve Hadri-Z testi gibi testler bulunmaktadır. Son zamanlarda panel veri birim kök testinin yapıldığı çalışmalarda en yaygın olarak kullanılan ADF, LLCt ve IPSw testleri olmaktadır (Şamiloğlu vd., 2011).

Çalışmada panel birim kök testlerinden Levin, Lin ve Chu testi ile ortak birim kök süreçleri araştırılırken; Im, Pesaran ve Shin testi ile her birim için birim kök süreci test edilmiştir. Birimlerden bağımsız serilerde durağanlık ise **Genelleştirilmiş Dickey**

**Fuller (ADF)** birim kök sınaama yöntemi ile incelenmiştir. **Levin, Lin ve Chu testinde** ortak birim kökün varlığına dair boş hipotez test edilmekte iken, **Im, Peseran ve Shin testinde** bireysel birim kökün varlığına dair boş hipotez test edilmektedir. Bunun yanı sıra, ADF testi ile seride panel birim kök varlığı test edilmiştir (Şamiloğlu vd., 2011).

Levin, Lin ve Chu testi sabit parametrelerin tüm kesitler için ortak olduğunu varsaymakta ve ortak birim kök süreçlerini araştırmaktadır. Im-Pesaran-Shin testi birim kök sürecini araştırmakta olup, ADF testi ise birimlerden bağımsız serilerde durağanlık olması durumunda kullanılmaktadır. Levin, Lin ve Chu testi aslında ADF durağanlık testinin bir ileri aşamasıdır. Araştırmacıların kurmuş oldukları model aşağıda yer almaktadır (Levin vd., 2002).

$$\Delta\gamma_{it} = \alpha_i + \rho\gamma_{it} - 1 + \sum_{k=1}^n \varnothing_k \Delta\gamma_{it-k} + \delta_{it} + \theta_t + \mu_i$$

Modelde birisi  $\alpha_i$ 'lerden (sabit terimlerden) diğeri  $\theta_t$ 'lerden (zaman boyutundan) olmak üzere kaynaklanabilecek iki yönlü sabit etkinin analizde ele alınması söz konusudur. Sabit etkiler heterojenliğe sebep olmakta iken,  $\gamma_i$ 'nin gecikme katsayısı paneldeki her birim için homojenliği zorunlu kılmaktadır. Testin hipotezleri şu şekildedir (Asteriou ve Hall, 2007):

$$H_0: \rho = 0$$

$$H_1: \rho < 0$$

Panel birim kök testleri normal asimptotik dağılımlara sahip olmakla birlikte bireysel birim kök testleriyle kıyaslandığında testin gücü artmaktadır. Değişkenlerin durağan olup olmadıklarını ölçmek için her üç testte de hipotezler aşağıdaki gibi kurulmuştur (Korkmaz vd., 2010):

*H<sub>0</sub>: Seride genel birim kök vardır.*

*H<sub>1</sub>: Seride genel birim kök yoktur.*

### 4.3.5.2 Değişen Varyans Testi

Farklı hisseler için farklı hata varyanslarının oluşması mümkündür. Yatay-kesit verilerinden değişen varyans bulunması durumunda tahminciler tutarlı fakat sapmalı olur (Korkmaz vd., 2010). Değişken varyanslılık sorununun mevcut olup olmadığı sabit etkiler modelinde Wald testiyle, rassal etkiler modelinde ise Levene Brown Forsythe testi ile sınanacaktır

Modelin genel anlamlılığı için F testi, değişen varyans hipotezinin testi için ise LM (Langrange Çarpanları) istatistiği hesaplanarak  $X^2$  (k) kritik değeri ile karşılaştırılır. değişen varyans testinin hipotezi aşağıdaki gibi oluşturulmuştur.

$H_0$ : sabit varyans.

$H_1$ : değişen varyans.

Değişen varyans diğer yönlerden iyi kurgulanmış bir modelden vazgeçmek için asla bir neden olmayan, ancak dikkate alınması gereken bir durumdur. Bu nedenle, değişen varyans olması durumunda düzeltilmesi gerekmektedir. Bunun için varyansın bilinirliliğine göre bazı yollara başvurulabilmektedir ( Gujarati, 1999 ). Varyans biliniyorsa, modelin OLS ( Ordinary Least Square ) yerine EGLS ( Estimated Generalized Least Square ) ile tahmin edilmesi değişen varyans sorununa çözüm olabilmektedir. Ayrıca, analize konu olan modelin logaritmik formda ele alınması durumunda değişen varyans azaltılmış olmaktadır. Başvurulan diğer yollardan bir diğeri de White Tahmin Edicisi ile düzeltme tekniğidir ( Greene, 1997 ).

### 4.3.5.3 Otokorelasyon Testi

Bütün zaman serilerinde olduğu gibi panel veri analizlerinde de otokorelasyon önemli bir sorun olarak algılanmaktadır. Regresyon analizlerinin temel varsayımlarından birisi farklı gözlemler için aynı hatalar arasında ilişkinin (korelasyon) olmaması durumudur. Hata terimlerinin birbirleriyle ilişkili olma durumu otokorelasyon ya da seri korelasyon olarak adlandırılmaktadır. Veri setlerinde otokorelasyon olup olmadığı Durbin Watson ve Baltagi Wu otokorelasyon testi ile araştırılmaktadır (Korkmaz vd., 2010). Otokorelasyon testinin hipotezleri aşağıdaki gibidir:

*H<sub>0</sub>: otokorelasyon yoktur*

*H<sub>1</sub>: otokorelasyon vardır*

Birim kök testleri, otokorelasyon testleri ve eşvaryanslılığa ilişkin yapılan testlerden sonra panel veri analizine geçilecektir. Analize girecek gerek bağımlı değişken, gerekse bağımsız değişkenlerin farklı birimlerde olması nedeniyle analize girecek değişkenlerin istatistik sonuçları bakımından anlamlı sonuçlar üretebilmesi ve üretilen çıktılarının anlamlı bir şekilde yorumlanabilmesi için birimlere dönüştürme uygulanacaktır. Bu dönüştürme için uygulanan yöntem verilerin doğal logaritmalarının alınması şeklinde olacaktır.

#### **4.4 BİST Uygulaması ve Bulgular**

Bu bölümde modellerin oluşturulması, değişkenlerin birim kök testlerinin yapılması, uygun modellerin seçimi, varsayımların test edilmesi ve modelin çalıştırılması kısımları yer alacaktır. Firma büyüklüğünün diğer açıklayıcı değişkenler üzerindeki etkisini ölçmek ve oluşabilecek sahte regresyon sorununun önüne geçmek için firma büyüklüğü kontrol değişkeni olarak modellere dahil edilecektir. Bağımlı değişken olarak normalüstü getiriler kullanıldığında risk unsuru göz önüne alınmamaktadır. Modele risk unsuru dahil edilmediğinden, getirilerdeki değişikliğin açıklayıcı değişkenlerden mi yoksa modele dahil edilmeyen risk faktörlerinden mi kaynaklandığını ortaya koyabilmek amacıyla riske göre düzeltilmiş getirilerle yeni modeller oluşturulmuştur. Riske duyarlı Sharp ve Treynor oranları bağımlı değişken olarak analize dahil edilmiştir. Dolayısıyla üç adet bağımlı değişken ( Normalüstü Getiri, Sharp Oranı ve Treynor Oranı), bir adet kontrol değişkeni ( Firma Büyüklüğü ), altı adet açıklayıcı değişken ( Piyasa Değeri / Defter Değeri, Firma Büyüklüğü, Fiyat / Satış, Fiyat / Kazanç, Fiyat / Nakit Akımı ve Temettü Verimi ) ve üç adet kukla değişken ( F/KD, F/NAD ve TVD ) kullanılarak modeller oluşturulmuştur.

##### **4.4.1 Panel Veri Modellerinin Oluşturulması**

Her bir açıklayıcı değişkenle ilgili modeller ilgili bölümlerde detaylı olarak belirtilip, analiz edilecektir. Basit, kontrol değişkenli ve çoklu regresyon denklemlerinden oluşan modellerin hepsini bir arada görebilmek için aşağıdaki tablo oluşturulmuştur.

**Tablo 1 : Panel Veri Basit Regresyon Modeli**

<b>BAĞIMLI DEĞİŞKENLER</b>	<b>MODELLER</b>	
Normalüstü Getiri ( $AR_{it}$ )	$a + b_1 \log(FB)_{it-1} + e_{it}$	
	$a + b_2 PD/DD_{it-1} + e_{it}$	
	$a + b_3 PD/DD_{it-1} + b_4 \log(FB)_{it-1} + e_{it}$	
	$a + b_5 F/K_{it-1} + e_{it}$	
	$a + b_6 F/K_{it-1} + b_7 F/KD_{it-1} + e_{it}$	
	$a + b_8 F/K_{it-1} + b_9 \log(FB)_{it-1} + e_{it}$	
	$a + b_{10} F/K_{it-1} + b_{11} F/KD_{it-1} + b_{12} \log(FB)_{it-1} + e_{it}$	
	$a + b_{13} F/NA_{it-1} + e_{it}$	
	Sharp Oranı ( $SO_{it}$ )	$a + b_{14} F/NA_{it-1} + b_{15} F/NAD_{it-1} + e_{it}$
		$a + b_{16} F/NA_{it-1} + b_{17} \log(FB)_{it-1} + e_{it}$
	Treyner Oranı ( $TO_{it}$ )	$a + b_{18} F/NA_{it-1} + b_{19} F/NAD_{it-1} + b_{20} \log(FB)_{it-1} + e_{it}$
		$a + b_{21} F/S_{it-1} + e_{it}$
		$a + b_{22} F/S_{it-1} + b_{23} \log(FB)_{it-1} + e_{it}$
$a + b_{24} TV_{it-1} + e_{it}$		
$a + b_{25} TV_{it-1} + b_{26} TVD_{it-1} + e_{it}$		
$a + b_{27} TV_{it-1} + b_{28} \log(FB)_{it-1} + e_{it}$		
	$a + b_{29} TV_{it-1} + b_{30} TVD_{it-1} + b_{31} \log(FB)_{it-1} + e_{it}$	

Yukarıdaki modellerin dışında çoklu regresyon denklemleri oluşturulmuştur. Çoklu regresyonda ilk model bütün açıklayıcı değişkenlerin yer aldığı model olarak belirlenmiş, daha sonraki modeller her bir açıklayıcı değişkenin modelden çıkarılmasıyla oluşturulmuştur. Böylelikle modelden çıkarılan değişkenin modelin bütününe olan etki gücü de test edilmiştir. Oluşturulan çoklu regresyon modelleri de aşağıdaki gibidir:

**Tablo 2 : Panel Veri Çoklu Regresyon Modelleri**

<b>BAĞIMLI DEĞİŞKENLER</b>	<b>MODELLER</b>
Normalüstü Getiri ( $AR_{it}$ ) Sharp Oranı ( $SO_{it}$ ) Treyner Oranı ( $TO_{it}$ )	$a + b_1 \log(FB)_{it-1} + b_2 PD/DD_{it-1} + b_3 F/K_{it-1} + b_4 F/KD_{it-1} + b_5 F/NA_{it-1} + b_6 F/NAD_{it-1} + b_7 F/S_{it-1} + b_8 TV_{it-1} + b_9 TVD_{it-1} + e_{it}$
	$a + b_{10} PD/DD_{it-1} + b_{11} F/K_{it-1} + b_{12} F/KD_{it-1} + b_{13} F/NA_{it-1} + b_{14} F/NAD_{it-1} + b_{15} F/S_{it-1} + b_{16} TV_{it-1} + b_{17} TVD_{it-1} + e_{it}$
	$a + b_{18} \log(FB)_{it-1} + b_{19} F/K_{it-1} + b_{20} F/KD_{it-1} + b_{21} F/NA_{it-1} + b_{22} F/NAD_{it-1} + b_{23} F/S_{it-1} + b_{24} TV_{it-1} + b_{25} TVD_{it-1} + e_{it}$
	$a + b_{26} \log(FB)_{it-1} + b_{27} PD/DD_{it-1} + b_{28} F/NA_{it-1} + b_{29} F/NAD_{it-1} + b_{30} F/S_{it-1} + b_{31} V_{it-1} + b_{32} TVD_{it-1} + e_{it}$
	$a + b_{33} \log(FB)_{it-1} + b_{34} PD/DD_{it-1} + b_{35} F/K_{it-1} + b_{36} F/KD_{it-1} + b_{37} F/S_{it-1} + b_{38} TV_{it-1} + b_{39} TVD_{it-1} + e_{it}$
	$a + b_{40} \log(FB)_{it-1} + b_{41} PD/DD_{it-1} + b_{42} F/K_{it-1} + b_{43} F/KD_{it-1} + b_{44} F/NA_{it-1} + b_{45} F/NAD_{it-1} + b_{46} V_{it-1} + b_{47} TVD_{it-1} + e_{it}$
	$a + b_{48} \log(FB)_{it-1} + b_{49} PD/DD_{it-1} + b_{50} F/K_{it-1} + b_{51} F/KD_{it-1} + b_{52} F/NA_{it-1} + b_{53} F/NAD_{it-1} + b_{54} F/S_{it-1} + e_{it}$

Yukarıdaki yer alan modellerde;

$AR_{it}$	: i hisse senedinin t dönemindeki normalüstü getirisini,
$SO_{it}$	: i hisse senedinin t dönemindeki riske göre düzeltilmiş Sharpe Oranını,
$TO_{it}$	: i hisse senedinin t dönemindeki riske göre düzeltilmiş Treynor Oranını,
a	: Regresyon fonksiyonunun sabitini,
b	: Açıklayıcı değişkenin katsayısını,
e	: Regresyon fonksiyonunun hata terimini,
$\log(FB)_{it-1}$	: t-1 döneminde i hisse senedinin firma büyüklüğünün (piyasa değeri) logaritmasını,
$PD/DD_{it-1}$	: t-1 döneminde i hisse senedinin piyasa değeri / defter değeri oranını,
$F/K_{it-1}$	: t-1 döneminde i hisse senedinin pozitif değerli fiyat/kazanç oranını,
$F/KD_{it-1}$	: t-1 döneminde i hisse senedinin negatif değerli fiyat/kazanç oranı için kukla değişkeni,
$F/NA_{it-1}$	: t-1 döneminde i hisse senedinin pozitif değerli fiyat/nakit akım oranını,
$F/NAD_{it-1}$	: t-1 döneminde i hisse senedinin negatif değerli fiyat/nakit akım oranı için kukla değişkeni,
$F/S_{it-1}$	: t-1 döneminde i hisse senedinin fiyat/satış oranını,
$TV_{it-1}$	: t-1 döneminde i hisse senedinin temettü verimini,
$TVD_{it-1}$	: t-1 döneminde sıfır temettü verimli i hisse senedi için kukla değişkeni,

#### 4.4.2 Birim Kök Testleri

Bütün zaman serileri analizlerinde olduğu gibi, hem zaman hem de yatay kesit analizini bir arada gerçekleştiren panel veri analizlerinde de değişkenler arasında sahte ilişkilere neden olunmaması için değişkenlerin durağan olması gerekmektedir. Çalışmada panel birim kök testlerinden Levin, Lin ve Chu testi ile ortak birim kök süreçleri araştırılırken, bunun yanı sıra her birim için Im, Pesaran and Shin testi ile birim kök süreci test edilmiştir. Birimlerden bağımsız serilerde durağanlık ise Genelleştirilmiş Dickey Fuller (ADF) birim kök sınama yöntemi ile incelenmiştir. Levin, Lin ve Chu testinde ortak birim kökün varlığına dair boş hipotez test edilmekte iken, Im, Pesaran and Shin testinde bireysel birim kökün varlığına dair boş hipotez test edilmektedir. Panel birim-kök testi için Stata paket programları kullanılmıştır.



Stata istatistik programı aracılığıyla yapılan özet birim kök test sonuçları aşağıdaki tabloda sunulmuştur. Yapılan analiz sonucunda p(olasılık) değeri, 0,05'ten küçük olan seriler durağan; 0,05'ten büyük olan seriler ise durağan olmayan seri olarak kabul edilmiştir. Serinin durağan olması, seride yer alan verilerin analizde hiçbir değişikliğe uğramadan kullanılması anlamına gelir. Durağan olmayan bir zaman serisini durağan hale getirmek için, ihtiyaç durumuna göre serinin genellikle bir veya iki defa farkı alınır (Bircan ve Karagöz, 2003).

Durağanlık testleri bulguları aşağıdaki tabloda özetlenmektedir.

**Tablo 3 : Panel Birim Kök Testi Sonuçları**

	Levin, Lin & Chu t*		Im, Pesaran & Shin W-istatistiği		ADF – Fisher Ki-Kare	
	İstatistik t değeri	P-değeri	İstatistik t değeri	P-değeri	İstatistik t değeri	P-değeri
<b>logfb</b>	-1,2740	<b>0,1013*</b>	-1,4811	<b>0,6989*</b>	-0,8021	<b>0,7888*</b>
<b>pddd</b>	-12,4721	0,0000	-3,0499	0,0000	32,2174	0,0000
<b>tv</b>	-3,4533	0,0431	*	*	24,0607	0,0000
<b>fs</b>	-8,4578	0,0000	-2,7856	0,0000	24,0979	0,0000
<b>fna</b>	-22,7642	0,0000	-4,9820	0,0000	105,3809	0,0000
<b>fk</b>	-23,1726	0,0000	-4,8936	0,0000	101,3016	0,0000
<b>so</b>	-76,3181	0,0000	-12,2913	0,0000	364,1843	0,0000
<b>to</b>	-75,8578	0,0000	-11,9847	0,0000	363,8437	0,0000
<b>ar</b>	-71,2140	0,0000	-11,9753	0,0000	363,9495	0,0000

Firma büyüklüğü değişkeni logaritmik dönüşümle doğrusal forma getirilmiştir. Yapılan testler sonucunda firma büyüklüğü değişkeninde birim kök olduğu tespit edilmiştir. Seriyi durağan hale getirmek için firma büyüklüğü değişkeninin birinci dereceden farkı alınarak modele dahil edilmiştir.

Diğer varsayımların test edilmesi seçilecek modele göre belirleneceğinden dolayı, varsayımların testine geçmeden önce model seçim testlerinin tamamlanıp, uygun modelin seçilmesi gerekmektedir.

#### 4.4.3 Panel Veri Model Seçimi

Panel veri analizlerine geçmeden önce, öncelikle hangi panel veri modelinin kullanılacağına dair analizler yapılmış, daha sonra ise panel veri analizinin varsayımlarının testleri gerçekleştirilmiştir. Bütün bu testlerden sonra modelin anlamlılığına ilişkin analizler yapılmıştır. Hangi modelin seçileceğine ilişkin olarak rassal etkiler modeli ile klasik model arasında tercih yapmak için Breusch ve Pagan Lagrange Çarpanı testi, sabit etkiler modeli ile klasik model arasında tercih yapmak için F-Testi ve son olarak sabit etkiler ve rassal etkiler modelleri arasında tercih yapmak için Hausman testi kullanılmıştır.

Yürütülecek panel veri analizinde hangi modelin seçileceğinin belirlenmesi için öncelikle Breusch-Pagan testinin yapılması gerekmektedir.  $H_0$ : *Havuz Modeli* kullanılacağını ileri süren hipotezinin reddedilmesi durumunda ise rassal veya sabit etkiler tahminleyicilerinden hangisinin kullanılacağına karar vermek için Hausman testi uygulanacaktır.  $H_0$  hipotezinin reddedilememesi halinde sabit etkiler ile klasik modelden hangisinin kullanılacağına dair F Score testleri yürütülecektir.

##### 4.4.3.1 Breusch-Pagan Lagrange Çarpanı (LM) Testleri

B-P testi ile birim etkilerin varyansının sıfır olması durumunda rassal etkili modelin havuz modeline dönüşeceği boş hipotezi sınanmaktadır.

$$H_0: \text{Havuz Modeli } \sigma_{\alpha}^2 = 0$$

$$H_1: \text{Rassal Etkiler Modeli. } \sigma_{\alpha}^2 > 0$$

Breusch-Pagan test istatistikleri aşağıdaki tabloda yer almaktadır.

**Tablo 4 : Breusch-Pagan Lagrange Çarpanı Test İstatistikleri Sonuçları**

Bağımlı Değişken	MODELLER								
	Normalüstü Getiri			Sharp Oranı			Treyner Oranı		
	Açıklayıcı Değişken	Kikare	Olasılık	Yöntem	Kikare	Olasılık	Yöntem	Kikare	Olasılık
logfb	12,84	0,0002	Birim Etki	62,10	0,0000	Birim Etki	3428	0,0000	Birim Etki
pddd	38,04	0,0000	Birim Etki	6,87	0,0044	Birim Etki	1243	0,0000	Birim Etki
tv	8,81	0,0015	Birim Etki	4,37	0,0183	Birim Etki	1184	0,0000	Birim Etki
fs	9,02	0,0013	Birim Etki	10,66	0,0005	Birim Etki	1199	0,0000	Birim Etki
fna	8,02	0,0023	Birim Etki	4,85	0,0138	Birim Etki	1183	0,0000	Birim Etki
fk	8,09	0,0022	Birim Etki	2,91	0,0440	Birim Etki	1178	0,0000	Birim Etki
tv-tvd	11,64	0,0003	Birim Etki	2,97	0,0424	Birim Etki	1208	0,0000	Birim Etki
fna-fnad	8,15	00022	Birim Etki	4,62	0,0158	Birim Etki	1190	0,0000	Birim Etki
fk-fkd	8,03	0,0023	Birim Etki	2,13	<b>0,0723</b>	<b>Klasik Model*</b>	1130	0,0000	Birim Etki
pddd- logfb	26,43	0,0000	Birim Etki	93,35	0,0000	Birim Etki	3369	0,0000	Birim Etki
tv- logfb	12,40	0,0002	Birim Etki	31,72	0,0000	Birim Etki	3420	0,0000	Birim Etki
fs- logfb	9,49	0,0010	Birim Etki	62,08	0,0000	Birim Etki	3401	0,0000	Birim Etki
fna- logfb	12,27	0,0002	Birim Etki	57,94	0,0000	Birim Etki	3431	0,0000	Birim Etki
fk- logfb	13,01	0,0002	Birim Etki	40,78	0,0000	Birim Etki	3420	0,0000	Birim Etki
tv-tvd- logfb	14,55	0,0001	Birim Etki	26,83	0,0000	Birim Etki	3429	0,0000	Birim Etki
fna-fnad- logfb	12,34	0,0002	Birim Etki	58,61	0,0000	Birim Etki	3426	0,0000	Birim Etki
fk-fkd- logfb	12,83	0,0002	Birim Etki	35,30	0,0000	Birim Etki	3287	0,0000	Birim Etki
logfb-pddd- fk-fkd-fna- fnad-fs-tv- tvd	19,54	0,0000	Birim Etki	42,18	0,0000	Birim Etki	3115	0,0000	Birim Etki
pddd-fk-fkd- fna-fnad-fs- tv-tvd	35,04	0,0000	Birim Etki	4,10	0,0215	Birim Etki	1178	0,0000	Birim Etki
logfb -fk-fkd fna-fnad-fs- tv-tvd	9,65	0,0009	Birim Etki	22,31	0,0000	Birim Etki	3185	0,0000	Birim Etki

logfb-pddd-fna-fnad-fs-tv-tvd	20,16	0,0000	Birim Etki	48,54	0,0000	Birim Etki	3305	0,0000	Birim Etki
logfb-pddd-fk-fkd- fs-tv-tvd	20,93	0,0000	Birim Etki	42,08	0,0000	Birim Etki	3141	0,0000	Birim Etki
logfb-pddd-fk-fkd fna-fnad- -tv-tvd	24,36	0,0000	Birim Etki	36,12	0,0000	Birim Etki	3169	0,0000	Birim Etki
logfb-pddd-fk-fkd fna-fnad-fs	19,41	0,0000	Birim Etki	61,24	0,0000	Birim Etki	3149	0,0000	Birim Etki

\*So-fk-fkd modeli F Testi sonucu 0,0309 ( Klasik model uygun değil )

#### 4.4.3.2 Hausman Testi

B-P testi ve F Testi sonuçlarına göre modellerin hiçbiri klasik havuz yöntemine uygun değildir. Birim Etkiler modelinin kullanılması gerekmektedir. Panel veri analizinde, sabit etkiler ve rassal etkiler yöntemlerinden hangisinin kullanılacağına karar vermek için Hausman testi yapılmış ve her iki model parametreleri arasındaki farkın istatistiksel olarak anlamlı olup olmadığı incelenmiştir. Hausman test istatistikleri aşağıdaki Tablo'da gösterilmiştir.

**Tablo 5 : Hausman Test İstatistikleri Sonuçları**

Bağımlı Değişken	MODELLER								
	Normalüstü Getiri			Sharp Oranı			Treyner Oranı		
	Kikare	Olasılık	Yöntem	Kikare	Olasılık	Yöntem	Kikare	Olasılık	Yöntem
logfb	0,66	0,4165	Rassal Etkiler	0,00	0,9548	Rassal Etkiler	4,49	0,0341	Sabit Etkiler
pddd	67,60	0,0000	Sabit Etkiler	0,80	0,3720	Rassal Etkiler	9,10	0,0026	Sabit Etkiler
tv	5,91	0,0151	Sabit Etkiler	25,76	0,0000	Sabit Etkiler	1,22	0,2689	Rassal Etkiler
fs	20,58	0,0000	Sabit Etkiler	21,13	0,0000	Sabit Etkiler	5,10	0,0239	Sabit Etkiler
fna	1,50	0,2210	Rassal Etkiler	13,93	0,0002	Sabit Etkiler	0,19	0,6617	Rassal Etkiler
fk	0,20	0,6534	Rassal Etkiler	22,55	0,0000	Sabit Etkiler	0,08	0,7797	Rassal Etkiler

tv-tvd	13,12	0,0014	Sabit Etkiler	20,01	0,0000	Sabit Etkiler	3,81	0,1492	Rassal Etkiler
fna-fnad	1,83	0,3996	Rassal Etkiler	13,02	0,0015	Sabit Etkiler	0,50	0,7793	Rassal Etkiler
fk-fkd	0,60	0,7405	Rassal Etkiler	21,28	0,0000	Sabit Etkiler	8,11	0,0173	Sabit Etkiler
pddd- logfb	32,34	0,0000	Sabit Etkiler	27,23	0,0000	Sabit Etkiler	4,83	0,0896	Rassal Etkiler
tv- logfb	1,97	0,3739	Rassal Etkiler	14,54	0,0007	Sabit Etkiler	4,01	0,1348	Rassal Etkiler
fs- logfb	4,27	0,1182	Rassal Etkiler	0,17	0,9183	Rassal Etkiler	3,92	0,1412	Rassal Etkiler
fna- logfb	2,34	0,3108	Rassal Etkiler	23,94	0,0000	Sabit Etkiler	4,00	0,1351	Rassal Etkiler
fk- logfb	1,83	0,3998	Rassal Etkiler	26,10	0,0000	Sabit Etkiler	4,02	0,1341	Rassal Etkiler
tv-tvd- logfb	7,14	0,0281	Sabit Etkiler	16,94	0,0002	Sabit Etkiler	1,59	0,4523	Rassal Etkiler
fna-fnad- logfb	2,78	0,4265	Rassal Etkiler	25,67	0,0000	Sabit Etkiler	0,52	0,7720	Rassal Etkiler
fk-fkd- logfb	0,67	0,7162	Rassal Etkiler	28,14	0,0000	Sabit Etkiler	5,02	0,0251	Sabit Etkiler
logfb-pddd- fk-fkd-fna- fnad-fs-tv- tvd	19,36	0,0017	Sabit Etkiler	52,17	0,0000	Sabit Etkiler	11,59	0,0408	Sabit Etkiler
pddd-fk-fkd- fna-fnad-fs- tv-tvd	21,59	0,0006	Sabit Etkiler	42,49	0,0000	Sabit Etkiler	12,35	0,0302	Sabit Etkiler
logfb -fk-fkd fna-fnad-fs- tv-tvd	13,99	0,0157	Sabit Etkiler	21,37	0,0007	Sabit Etkiler	12,87	0,0246	Sabit Etkiler
logfb-pddd- fna-fnad-fs- tv-tvd	45,37	0,0000	Sabit Etkiler	70	0,0000	Sabit Etkiler	1,94	0,8575	Rassal Etkiler
logfb-pddd- fk-fkd- fs-tv- tvd	44,25	0,0000	Sabit Etkiler	67,11	0,0000	Sabit Etkiler	10,48	0,0626	Rassal Etkiler
logfb-pddd- fk-fkd fna- fnad- -tv-tvd	42,54	0,0000	Sabit Etkiler	48,53	0,0000	Sabit Etkiler	12,97	0,0236	Sabit Etkiler
logfb-pddd- fk-fkd fna- fnad-fs	34,62	0,0000	Sabit Etkiler	72,99	0,0000	Sabit Etkiler	6,84	0,1446	Rassal Etkiler

Uygun modelin seçimi çok büyük önem arz etmektedir. Model seçim testlerinden uygun modelin hangisi olduğu tespit edilmiştir. 72 adet modelden 43 tanesinde sabit etkiler modeli, 29 tanesinde ise rassal etkiler yönteminin kullanılması uygun görülmüştür. Farklı model seçiminin modelin anlamlılığına etki edip etmediğini analiz etmek için, 72 modelin hepsi her üç modelle de ( Klasik Model, Sabit Etkiler Modeli ve Rassal Etkiler Modeli ) çalıştırılıp sonuçlar karşılaştırılmıştır. Elde edilen bulgular şu şekildedir;

- 72 modelin 16 tanesinde yanlış model seçimi, %5 anlamlılık düzeyinde hatalı sonuçlara ( kabul edilecek modelin reddedilmesi, reddedilecek modelin kabul edilmesi) yol açmaktadır.
- 16 modelin 13 tanesinde uygun model sabit etkiler modeli olup, sabit etkiler yerine rassal etkiler modeli seçildiğinde hatalı sonuca varılmaktadır. Kalan 3 modelde ise uygun model rassal etkiler modeli olup, sabit etkiler modeli seçildiğinde hatalı sonuca varılmaktadır.
- Uygun modelin rassal etkiler olduğu modellerde sabit etkiler modeli kullanıldığında oluşan farklılık çok düşük (p değerinde en fazla 0,029 farklılık) iken, tersi düşünüldüğünde ise p değerindeki sapma en az 0,224 en fazla 0,773 olmaktadır. Sabit etkiler modeli yerine rassal etkiler modelini tercih etmenin bedeli, rassal etkiler modeli yerine sabit etkiler modelini tercih etmenin bedeline göre çok daha yüksektir.
- Rassal etkiler modelinin ve klasik modelin birbirine yakın sonuçlar verdiği tespit edilmiştir.
- Sabit etkiler modeli yerine rassal etkiler modeli seçildiğinde modellerden 13 tanesi hatalı sonuç vermektedir. Bu hatalarda 10 tanesi; %5 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olması gereken modellerin anlamlı olmamasına, 3 tanesi ise anlamlı olmayan modellerin anlamlı olmasına neden olmaktadır.
- Temettü Verimi açıklayıcı değişkeni kaynaklı sapmalar 16 modelin 11 tanesinde hatalı sonuca ulaşılmasına neden olmuştur.

## 4.4.4 Panel Veri Analizi Varsayımların Testi

### 4.4.4.1 Değişen Varyans Testi

Kurulacak tüm modeller için değişen varyans probleminin gözlenip gözlenmediği sabit etkiler modeli için Wald testi, rassal etkiler modeli için ise Levene Brown Forstyh testi ile sınanmıştır. Değişen varyans testi % 5 anlamlılık düzeyinde  $H_0$  hipotezinin “değişen varyans yoktur”, açıklayıcı değişkenler sabit varyansa sahiptir şeklinde test edilmiştir.

**Tablo 6 : Sabit Etkiler Modelinde Değiştirilmiş Wald Testi Değişen Varyans Test Sonuçları**

Panel Regresyon	Kikare	Olasılık	Panel Regresyon	Kikare	Olasılık
Ar-pddd	153,13	0,0028	To-fs	180,19	0,0000
Ar-tv	152,07	0,0034	To-fk-fkd	174,75	0,0001
Ar-fs	157,76	0,0013	To-fk-fkd-logfb	1423,59	0,0000
Ar-tv-tvd	150,41	0,0044	Ar- logfb-pddd-fk-fkd fna-fnad-fs-tv-tvd	139,42	0,0225
Ar-pddd- logfb	139,15	0,0234	Ar-pddd-fk-fkd fna-fnad-fs-tv-tvd	151,38	0,0038
Ar-tv-tvd- logfb	131,71	0,0602	Ar- logfb -fk-fkd fna-fnad-fs-tv-tvd	135,60	0,0373
So-tv	108,02	0,4815	Ar- logfb-pddd- fna-fnad-fs-tv-tvd	139,06	0,0237
So-fs	112,31	0,3689	Ar- logfb-pddd-fk-fkd- fs-tv-tvd	139,35	0,0227
So-fna	107,93	0,4839	Ar- logfb-pddd-fk-fkd fna-fnad- -tv-tvd	139,53	0,0222
So-fk	108,11	0,4790	Ar- logfb-pddd-fk-fkd fna-fnad-fs	139,67	0,0218
So-tv-tvd	108,78	0,4608	So- logfb-pddd-fk-fkd fna-fnad-fs-tv-tvd	121,74	0,1729
So-fna-fnad	107,82	0,4868	So-pddd-fk-fkd fna-fnad-fs-tv-tvd	111,52	0,3889
So-fk-fkd	108,07	0,4800	So- logfb -fk-fkd fna-fnad-fs-tv-tvd	117,88	0,2427
So-pddd-logfb	119,33	0,2146	So- logfb-pddd- fna-fnad-fs-tv-tvd	121,37	0,1789
So-tv-logfb	117,24	0,2558	So- logfb-pddd-fk-fkd- fs-tv-tvd	121,14	0,1828
So-fna-logfb	117,33	0,2538	So- logfb-pddd-fk-fkd fna-fnad- -tv-tvd	120,38	0,1957

So-fk-logfb	117,13	0,2579	So- logfb-pddd-fk-fkd fna-fnad-fs	121,73	0,1730
So-tv-tvd-logfb	117,14	0,2577	To- logfb-pddd-fk-fkd fna-fnad-fs-tv-tvd	1435,28	0,0000
So-fna-fnad-logfb	117,51	0,2501	To-pddd-fk-fkd fna-fnad-fs-tv-tvd	173,70	0,0001
So-fk-fkd-logfb	117,32	0,2540	To- logfb -fk-fkd fna-fnad-fs-tv-tvd	1426,91	0,0000
To-logfb	1423,83	0,0000	To- logfb-pddd-fk-fkd fna-fnad- -tv-tvd	1426,51	0,0000
To-pddd	174,84	0,0000			

**Tablo 7 : Rassal Etkiler Modelinde Levene Brown Forsythe Testi Değişen Varyans Test Sonuçları**

Panel Regresyon	F Score	Olasılık
Ar-logfb	1,2592	0,0367
Ar-fna	0,7857	0,9500
Ar-fk	0,7854	0,9503
Ar-fna-fnad	0,7887	0,9473
Ar-fk-fkd	0,7854	0,9503
Ar-tv- logfb	1,2599	0,0362
Ar-fs- logfb	1,2752	0,0293
Ar-fna- logfb	1,2576	0,0374
Ar-fk- logfb	1,2599	0,0363
Ar-fna-fnad- logfb	1,2562	0,0381
Ar-fk-fkd- logfb	1,2602	0,0362
So-logfb	1,4014	0,0040
So-pddd	1,0762	0,2786
So-fs-logfb	1,4026	0,0040



To-tv	1,3561	0,0086
To-fna	1,3723	0,0066
To-fk	1,3627	0,0077
To-tv-tvd	1,3396	0,0112
To-fna-fnad	1,3561	0,0086
To-pddd-logfb	18,0292	0,0000
To-tv-logfb	18,0167	0,0000
To-fs-logfb	18,0543	0,0000
To-fna-logfb	18,0029	0,0000
To-fk-logfb	17,9984	0,0000
To-tv-tvd-logfb	18,0424	0,0000
To-fna-fnad-logfb	17,9811	0,0000
To- logfb-pddd- fna-fnad-fs- tv-tvd	18,1726	0,0000
To- logfb-pddd-fk-fkd- fs-tv- tvd	18,1928	0,0000
To- logfb-pddd-fk-fkd fna- fnad-fs	18,1352	0,0000

#### 4.4.4.2 Otokorelasyon Testi

Veri setinde otokorelasyonun olup olmadığı sabit ve rassal etkiler modelleri için Durbin Watson ve Baltagi Wu testleri ile sınınmıştır. Her iki test için de test istatistikleri yer almakta, olasılıklar ise verilmemektedir. Test sonuçlarının 2,00 değerinden küçük olması otokorelasyonun önemli olduğu şeklinde yorumlanmaktadır. Otokorelasyon testi sonuçları aşağıdaki Tablo'da gösterilmektedir.

**Tablo 8 : Sabit Etkiler Modelinde Durbin Watson ve Baltagi Wu Otokorelasyon Testi Sonuçları**

Panel Regresyon	Durbin Watson	Baltagi-Wu-LBI	Panel Regresyon	Durbin Watson	Baltagi-Wu-LBI
Ar-pddd	1,9004	1,9129	To-fs	1,9016	1,9143
Ar-tv	1,9004	1,9148	To-fk-fkd	1,9083	1,9207
Ar-fs	1,8923	1,9059	To-fk-fkd-logfb	1,9084	1,9295
Ar-tv-tvd	1,9012	1,9155	Ar- logfb-pddd-fk-fkd fna-fnad-fs-tv-tvd	1,9723	1,9877
Ar-pddd- logfb	1,9716	1,9871	Ar-pddd-fk-fkd fna-fnad-fs-tv-tvd	1,8995	1,9118
Ar-tv-tvd- logfb	1,9657	1,9823	Ar- logfb -fk-fkd fna-fnad-fs-tv-tvd	1,9652	1,9814
So-tv	1,9483	1,9670	Ar- logfb-pddd- fna-fnad-fs-tv-tvd	1,9722	1,9877
So-fs	1,9392	1,9591	Ar- logfb-pddd-fk-fkd- fs-tv-tvd	1,9721	1,9876
So-fna	1,9489	1,9675	Ar- logfb-pddd-fk-fkd fna-fnad- -tv-tvd	1,9722	1,9876
So-fk	1,9488	1,9674	Ar- logfb-pddd-fk-fkd fna-fnad-fs	1,9717	1,9872
So-tv-tvd	1,9480	1,9669	So- logfb-pddd-fk-fkd fna-fnad-fs-tv-tvd	1,8490	1,9059
So-fna-fnad	1,9490	1,9676	So-pddd-fk-fkd fna-fnad-fs-tv-tvd	1,9401	1,9601
So-fk-fkd	1,9488	1,9675	So- logfb -fk-fkd fna-fnad-fs-tv-tvd	1,8325	1,8912
So-pddd-logfb	1,8460	1,9016	So- logfb-pddd- fna-fnad-fs-tv-tvd	1,8488	1,9057
So-tv-logfb	1,8322	1,8907	So- logfb-pddd-fk-fkd- fs-tv-tvd	1,8486	1,9054
So-fna-logfb	1,8319	1,8907	So- logfb-pddd-fk-fkd fna-fnad- -tv-tvd	1,8466	1,9023
So-fk-logfb	1,8320	1,8907	So- logfb-pddd-fk-fkd fna-fnad-fs	1,8489	1,9059
So-tv-tvd-logfb	1,8323	1,8908	To- logfb-pddd-fk-fkd fna-fnad-fs-tv-tvd	1,9100	1,9311
So-fna-fnad- logfb	1,8323	1,8910	To-pddd-fk-fkd fna-fnad-fs-tv-tvd	1,9013	1,9139
So-fk-fkd-logfb	1,8320	1,8907	To- logfb -fk-fkd fna-fnad-fs-tv-tvd	1,9092	1,9304
To-logfb	1,9083	1,9294	To- logfb-pddd-fk-fkd fna-fnad- -tv-tvd	1,9095	1,9305
To-pddd	1,9025	1,9151			

**Tablo 9 : Rassel Etkiler Modelinde Durbin Watson ve Baltagi Wu Otokorelasyon Testi Sonuçları**

<b>Panel Regresyon</b>	<b>Durbin Watson</b>	<b>Baltagi-Wu LBI</b>
Ar-logfb	1,9649	1,9817
Ar-fna	1,9003	1,9148
Ar-fk	1,9003	1,9148
Ar-fna-fnad	1,9003	1,9148
Ar-fk-fkd	1,9003	1,9148
Ar-tv- logfb	1,9649	1,9817
Ar-fs- logfb	1,9643	1,9806
Ar-fna- logfb	1,9650	1,9818
Ar-fk- logfb	1,9649	1,9817
Ar-fna-fnad- logfb	1,9652	1,9819
Ar-fk-fkd- logfb	1,9649	1,9817
So-logfb	1,8320	1,8906
So-pddd	1,9449	1,9640
So-fs-logfb	1,8319	1,8906
To-tv	1,9078	1,9202
To-fna	1,9086	1,9209
To-fk	1,9083	1,9206
To-tv-tvd	1,9080	1,9204
To-fna-fnad	1,9097	1,9219
To-pddd-logfb	1,9086	1,9296

To-tv-logfb	1,9085	1,9296
To-fs-logfb	1,9083	1,9296
To-fna-logfb	1,9084	1,9294
To-fk-logfb	1,9083	1,9294
To-tv-tvd-logfb	1,9087	1,9297
To-fna-fnad-logfb	1,9086	1,9297
To- logfb-pddd- fna-fnad-fs-tv-tvd	1,9099	1,9310
To- logfb-pddd-fk-fkd- fs-tv-tvd	1,9096	1,9308
To- logfb-pddd-fk-fkd fna-fnad-fs	1,9096	1,9308

Modellerde Değişen Varyans ve Otokorelasyon sorunu olup olmadığını gösteren konsolide tablo aşağıda sunulmuştur. Aşağıdaki tablo incelendiğinde modellerin hepsinde otokorelasyon sorunu olduğu gözlenmektedir. Modelde ortaya çıkan otokorelasyon ve değişen varyans sorununun giderilmesi için White tahmincisi metodundan yararlanılacaktır. Bu yöntem ile birimlere göre kümelenme yoluyla değişen varyans varlığında dirençli standart hatalar elde edilmeye çalışılarak, her bir yatay kesitteki farklı hata varyanslarının olduğu kadar yatay kesitler arası korelasyon sorununa da bir çözüm getirilmeye çalışılacaktır.

**Tablo 10 : Değişen Varyans ve Otokorelasyon Varsayımları Test Sonuçları**

Bağımlı Değişken	VARSAYIM TESTLERİ					
	Normalüstü Getiri		Sharp Oranı		Treyner Oranı	
Modeller	Değişen Varyans	Otokorelasyon	Değişen Varyans	Otokorelasyon	Değişen Varyans	Otokorelasyon
logfb	Var	Var	Var	Var	Var	Var
pddd	Var	Var	Yok	Var	Var	Var
tv	Var	Var	Yok	Var	Var	Var
fs	Var	Var	Yok	Var	Var	Var
fna	Yok	Var	Yok	Var	Var	Var
fk	Yok	Var	Yok	Var	Var	Var
tv-tvd	Var	Var	Yok	Var	Var	Var

fna-fnad	Yok	Var	Yok	Var	Var	Var
fk-fkd	Yok	Var	Yok	Var	Var	Var
pddd- logfb	Var	Var	Yok	Var	Var	Var
tv- logfb	Var	Var	Yok	Var	Var	Var
fs- logfb	Var	Var	Var	Var	Var	Var
fna- logfb	Var	Var	Yok	Var	Var	Var
fk- logfb	Var	Var	Yok	Var	Var	Var
tv-tvd- logfb	Var	Var	Yok	Var	Var	Var
fna-fnad- logfb	Var	Var	Yok	Var	Var	Var
fk-fkd- logfb	Var	Var	Yok	Var	Var	Var
Ar- logfb-pddd-fk-fkd fna-fnad-fs-tv-tvd	Var	Var	Yok	Var	Var	Var
Ar-pddd-fk-fkd fna- fnad-fs-tv-tvd	Var	Var	Yok	Var	Var	Var
Ar- logfb -fk-fkd fna- fnad-fs-tv-tvd	Var	Var	Yok	Var	Var	Var
Ar- logfb-pddd- fna- fnad-fs-tv-tvd	Var	Var	Yok	Var	Var	Var
Ar- logfb-pddd-fk-fkd- fs-tv-tvd	Var	Var	Yok	Var	Var	Var
Ar- logfb-pddd-fk-fkd fna-fnad- -tv-tvd	Var	Var	Yok	Var	Var	Var
Ar- logfb-pddd-fk-fkd fna-fnad-fs	Var	Var	Yok	Var	Var	Var

#### 4.4.5 Modellerin Panel Veri Test İstatistikleri

##### 4.4.5.1 Panel Veri Basit Regresyon Analizi

##### 4.4.5.1.1 Piyasa Deęeri / Defter Deęeri Oranı Deęişkenine Ait Bulgular

Hisse senetlerinin aylık normalüstü getirileri ile Piyasa Deęeri / Defter Deęeri oranları arasında anlamlı bir ilişki olup olmadığının test edilmesi için panel veri analizi uygulanmıştır. Breusch-Pagan Lagrange Çarpanı testi ve Hausman testi sonucunda, panel veri analizi sabit etkiler modeli kullanılmıştır. Panel veri regresyon denklemi aşağıdaki gibi oluşturulmuştur.

$$AR_{it} = a + b_1 PD/DD_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

07/2000 – 06/2013 dönemi için hisse senetlerinin normalüstü getirileri bağımlı değişken, Piyasa Değeri / Defter Değeri oranları bağımsız değişken olarak analize dahil edilmişlerdir. İstatistik test sonuçları aşağıda belirtilmektedir.

**Tablo 11 : Piyasa Değeri / Defter Değeri Oranı ve Normalüstü Getiri Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

		Düz R Kare		=		0,0087	
corr(u <sub>i</sub> , X <sub>b</sub> ) = -0,4511		Olasılık > F		=		0,0000	
ar	Katsayı	Dirençli Std. Hata	t	P> t	[%95 Güven Aralığı]		
pddd	,0546856	,0051495	10,62	0,000	,0444773	,0648939	
_cons	1459,15	30,48471	47,86	0,000	1398,718	1519,582	
sigma_u	171,0699						
sigma_e	1291,4866						
rho	,01724303						

Sabit etkiler modeli panel regresyon analizi sonucuna göre; olasılık değeri modelde  $p = 0,0000 < 0,01$  olduğundan tahmin edilen denklemin %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. PD/DD oranı ile normalüstü getiri arasında ilişki olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. PD/DD oranı katsayısının 0,0547 olması, normalüstü getirilerle arasında pozitif yönlü bir ilişkinin olduğunu göstermektedir.

PD/DD oranı ile normalüstü getiri arasındaki güçlü pozitif yönlü ilişkinin devam edip etmediğini test etmek için firma büyüklüğü değişkeni kontrol değişkeni olarak modele dahil edilerek aşağıdaki regresyon denklemi elde edilmiştir.

$$AR_{it} = a + b_1 PD/DD_{it-1} + b_2 LogFB_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

07/2000 – 06/2013 dönemi için hisse senetlerinin normalüstü getirileri bağımlı değişken, PD/DD oranları bağımsız değişken ve firma büyüklüğü kontrol değişkeni olarak analize dahil edilmişlerdir. Model seçim testleri sonucunda sabit etkiler modelinin kullanılması uygun bulunmuştur. İstatistik test sonuçları aşağıda özetlenmektedir.

**Tablo 12 : Piyasa Değeri / Defter Değeri Oranı, Firma Büyüklüğü ve Normalüstü Getiri Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

		Dirençli		Düz R Kare		= 0,2458	
corr(u <sub>i</sub> , X <sub>b</sub> ) = -0,0631		Std.Hata		Olasılık > F		= 0,0000	
ar	Katsayı	Std.Hata	t	P> t	[%95 Güven Aralığı]		
-	pddd	,0346472	,0038476	9,00	0,000	,0270197	,0422747
	logfb	,7274692	,0153699	47,33	0,000	,6970002	,7579382
	_cons	619,0166	30,79872	20,10	0,000	557,9617	680,0715
	sigma_u	131,87138					
	sigma_e	1126,6931					
	rho	,0135139					

Modelin olasılık değeri  $p = 0,0000 < 0,01$  olduğundan tahmin edilen denklemin %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. PD/DD oranı ve firma büyüklüğünün normalüstü getiri üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. Kontrol değişkeninin modele dahil edilmesiyle R kare değeri %0,87'den %24,58'e yükselmiştir.

Panel veri kısmi regresyon sonuçlarına göre; firma büyüklüğünün kontrol değişkeni olarak modele dahil edilmesiyle, PD/DD oranı ile normalüstü getiri arasındaki ilişki bir miktar zayıflasa da (t değeri 10,62'den 9,00'a düşmüş) %1 anlamlılık seviyesinde bile istatistiki olarak normalüstü getirilerdeki değişimi açıklamaktadır. Hem PD/DD oranı hem de firma büyüklüğü olasılık değerleri  $p = 0,0000 < 0,01$  olduğundan, PD/DD oranının normalüstü getiriler üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi ve firma büyüklüğünün normalüstü getiriler üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. PD/DD oranı ile normalüstü getiriler arasındaki, katsayısı sıfırdan büyük olduğu için, pozitif yönlü ilişki kontrol değişkeninin modele dahil edilmesine rağmen, azalarak da olsa devam etmiştir. Firma büyüklüğü değişkeninin de katsayısı pozitif işaretli olduğu için normalüstü getirilerle olan ilişkisi pozitif yönlüdür.

Yukarıdaki denklemlerde getirilerdeki risk faktörü dikkate alınmamıştır. Normalüstü getiriler yerine, bağımlı değişken olarak riski dikkate alan Sharp ve Treynor oranları kullanıldığında, PD/DD oranı ile getiriler arasındaki anlamlı ilişkinin devam edip etmeyeceği test edilmiştir. Firmaların PD/DD oranları ile Sharp oranları arasında ilişki olup olmadığının araştırılması için oluşturulan panel veri regresyon denklemi aşağıdaki gibidir.

$$SO_{it} = a + b_1 PD/DD_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

07/2000 – 06/2013 dönemi için firmaların sharp oranları bağımlı değişken, PD/DD oranları bağımsız değişken olarak analize dahil edilmişlerdir. Model seçim testleri sonucunda rassal etkiler modelinin kullanılması uygun bulunmuştur. İstatistik test sonuçları aşağıda özetlenmektedir.

**Tablo 13 : Piyasa Değeri / Defter Değeri Oranı ve Sharp Oranı Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

corr(u <sub>i</sub> , X) = 0 (varsayılan)		Düz R Kare		=0,0002	
		Olasılık > chi2		= 0,0787	
so	Katsayı	Dirençli Std.Hata	z	P> z	[%95 Güven Aralığı]
pddd	,020029	,0113913	1,76	0,079	-,0022975 ,0423555
_cons	7906,906	82,88226	95,40	0,000	7744,46 8069,353
sigma_u	228,50473				
sigma_e	4650,9812				
rho	,00240799				

İstatistik test sonucuna göre, olasılık değeri panel veri modeli için  $p = 0,0787 > 0,05$  olduğundan tahmin edilen denklemin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olmadığı sonucuna varılmıştır. PD/DD oranının sharp oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilememiştir.

Getirilerdeki risk faktörü modele dahil edildiğinde t değeri 10,62'den 1,76'ya düşmekte olup, PD/DD oranı ile sharp oranı arasındaki pozitif yönlü ilişki zayıflayarak da olsa devam etmektedir. %10 anlamlılık düzeyinde PD/DD oranının riske göre düzeltilmiş getirileri açıklamada istatistiki olarak anlamlı olduğu söylenebilmektedir.

Yukarıdaki modele kontrol değişkeni olarak firma büyüklüğü dahil edilerek oluşturulan regresyon denklemi aşağıda sunulmaktadır.

$$SO_{it} = a + b_1 PD/DD_{it-1} + b_2 LogFB_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

07/2000 – 06/2013 dönemi için firmaların sharp oranları bağımlı değişken, PD/DD oranları bağımsız değişken ve firma büyüklüğü kontrol değişkeni olarak analize dahil edilmişlerdir. Model seçim testleri sonucunda sabit etkiler modelinin kullanılması uygun bulunmuştur. İstatistik test sonuçları aşağıda özetlenmektedir.



**Tablo 14 : Piyasa Değeri / Defter Değeri Oranı, Firma Büyüklüğü ve Sharp Oranı Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

		Dirençli		Düz R Kare		=0,5473	
corr(u <sub>i</sub> , X <sub>b</sub> ) = -0,0291				Olasılık > F		=0,0000	
so	Katsayı	Std.Hata	t	P> t	[%95 Güven Aralığı]		
pddd	-,0828471	,0145728	-5,69	0,000	-,111736	-,0539582	
logfb	3,979348	,0259079	153,60	0,000	3,927989	4,030707	
_cons	3271,391	82,40049	39,70	0,000	3108,042	3434,741	
sigma_u	418,75083						
sigma_e	3115,4312						
rho	,01774593						

Modelin olasılık değeri  $p = 0,0000 < 0,01$  olduğundan tahmin edilen denklemin %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. PD/DD oranı ve firma büyüklüğünün sharp oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. Kontrol değişkeninin modele dahil edilmesiyle R kare değeri %7,87'den %54,73'e yükselmiştir.

Panel veri kısmi regresyon sonuçlarına göre; hem PD/DD oranı hem de firma büyüklüğü olasılık değerleri  $p = 0,0000 < 0,01$  olduğundan, PD/DD oranının sharp oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi ve firma büyüklüğünün sharp oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir.

Firma büyüklüğü kontrol değişkeni olarak modele eklendiğinde çok ilginç sonuçlar ortaya çıkmaktadır. PD/DD oranı değişkeninin açıklama gücü ( t değeri ) 1,76'dan -5,69'a yükselmiştir. Firma büyüklüğü modele eklendiğinde, PD/DD oranı ile sharp oranı arasındaki %10 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olan pozitif yönlü ilişkinin yönü ve gücü değişmiş, istatistiki olarak %1 düzeyinde anlamlı negatif ilişki bulgusuna ulaşılmıştır.

PD/DD oranının riske uyarlanmış getiri oranlarından bir diğeri olan treynor oranına etkisini analiz etmek için aşağıdaki panel veri regresyon denklemi oluşturulmuştur.

$$TO_{it} = a + b_1 PD/DD_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

07/2000 – 06/2013 dönemi için firmaların treynor oranları bağımlı değişken, PD/DD oranları bağımsız değişken olarak analize dahil edilmişlerdir. Model seçim testleri

sonucunda sabit etkiler modelinin kullanılması uygun bulunmuştur. İstatistik test sonuçları aşağıda özetlenmektedir.

**Tablo 15 : Piyasa Değeri / Defter Değeri Oranı ve Treynor Oranı Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

		Düz R Kare		=0,0005	
corr(u <sub>i</sub> , X <sub>b</sub> ) = -0,1912		Olasılık > F		= 0,0000	
to	Katsayı	Dirençli Std.Hata	t	P> t	[%95 Güven Aralığı]
pddd	,0433195	,0080973	5,35	0,000	,0272676 ,0593714
_cons	3617,832	47,93517	75,47	0,000	3522,806 3712,858
sigma_u	517,72814				
sigma_e	2564,7463				
rho	,03915334				

Modelin olasılık değeri  $p = 0,0000 < 0,01$  olduğundan tahmin edilen denklemin %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. PD/DD oranının treynor oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir.

PD/DD oranının; sharp oranındaki değişmeyi açıklama gücüyle kıyaslandığında, treynor oranı üzerindeki açıklama gücünün çok daha fazla olduğu görülmektedir. ( t değeri 1,76'dan 5,35'e yükselmiş) sharp oranını açıklama gücü (  $p = 0,079$ ) istatistiki olarak %10 düzeyinde anlamlı iken, treynor oranını açıklama gücü (  $p = 0,000$  ) %1 düzeyinde bile istatistiki olarak anlamlı çıkmıştır. Katsayısı sıfırdan büyük olduğu için PD/DD oranı ile treynor oranı arasındaki ilişki pozitif yönlüdür.

PD/DD oranı ile treynor oranı arasındaki güçlü pozitif yönlü ilişkinin devam edip etmeyeceğini test etmek için firma büyüklüğü değişkeni kontrol değişkeni olarak modele dahil edilerek aşağıdaki regresyon denklemi elde edilmiştir.

$$TO_{it} = a + b_1 PD/DD_{it-1} + b_2 LogFB_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

07/2000 – 06/2013 dönemi için hisse senetlerinin treynor oranları bağımlı değişken, PD/DD oranları bağımsız değişken ve firma büyüklüğü kontrol değişkeni olarak analize dahil edilmişlerdir. Model seçim testleri sonucunda rassal etkiler modelinin kullanılması uygun bulunmuştur. İstatistik test sonuçları aşağıda özetlenmektedir.

**Tablo 16 : Piyasa Değeri / Defter Değeri Oranı, Firma Büyüklüğü ve Treynor Oranı Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

Corr( $u_i, X$ ) = 0 (varsayılan)		Düz R Kare		= 0,3489	
		Olasılık > chi2		= 0,0000	
to	Katsayı	Dirençli Std.Hata	z	P> z	[%95 Güven Aralığı]
pddd	-,0067621	,0072004	-0,94	0,348	-,0208747 ,0073504
logfb	1,776386	,0707199	25,12	0,000	1,637778 1,914995
_cons	1573,144	137,4236	11,45	0,000	1303,799 1842,49
sigma_u	471,21275				
sigma_e	2049,4836				
rho	,05020808				

Modelin olasılık değeri  $p = 0,0000 < 0,01$  olduğundan tahmin edilen denklemin %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. PD/DD oranı ve firma büyüklüğünün treynor oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. Kontrol değişkeninin modele dahil edilmesiyle R kare değeri %0,005'den %34,89'a yükselmiştir.

Kısmi regresyon test sonuçlarına göre, firma büyüklüğünün kontrol değişkeni olarak modele eklenmesiyle, PD/DD oranı için olasılık değeri  $p = 0,348 > 0,05$  olduğundan PD/DD oranının riske uyarlanmış getiri (treynor oranı) üzerinde etkisinin olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilememiştir. PD/DD oranı değişkeninin açıklama gücü ( t değeri ) 5,35'den -0,94'e düşmüştür. PD/DD oranı ile treynor oranı arasındaki pozitif yönlü ilişki, kontrol değişkenli modelde yön değiştirerek negatife dönmüştür.

Piyasa Değeri / Defter Değeri oranının normalüstü getirilerdeki değişimi açıklamada istatistiki olarak anlamlılığının test edildiği modellerde ilk etapta, PD/DD oranı ( açıklayıcı değişken ) ile normalüstü getiri ( bağımlı değişken ) den oluşan değişkenler kullanılmıştır. Kontrol değişkeni olarak firma büyüklüğü değişkeni modele eklendiğinde, PD/DD oranının normalüstü getirilerdeki değişimi açıklama gücünün kaybolup kaybolmadığı da test edilmiştir. Bunların yanı sıra getirilerdeki risk faktörünün de etkisinin olup olmadığını test edebilmek amacıyla, riske göre düzeltilmiş getiri oranları bağımlı değişken olarak ( sharp oranı, treynor oranı ) kullanılarak aynı açıklayıcı değişkenlerle yeni modeller oluşturulmuştur. Bağımlı değişkenler üzerinde hangi faktörlerin ( PD/DD oranı, firma büyüklüğü ve risk faktörü ) etkisinin olabileceği analiz edilerek aşağıdaki tabloda sunulmuştur.

**Tablo 17 : Piyasa Deęeri / Defter Deęeri Oranı Test Sonuęları**

	pddd	logfbdif	pddd	logfbdif	pddd	logfbdif
<b>AR</b>		<b>SO</b>		<b>TO</b>		
Katsayı	0,0547	-	0,0200	-	0,0433	-
t deęeri	10,62	-	1,76	-	5,35	-
Olasılık	<b>0,000*</b>	-	0,079	-	<b>0,000*</b>	-
R Kare	0,0087		0,0020		0,0050	
<b>AR</b>		<b>SO</b>		<b>TO</b>		
Katsayı	0,0346	0,7275	-0,0828	3,979	-0,0068	1,776
t deęeri	9,00	47,33	-5,69	153,60	-0,94	25,12
Olasılık	<b>0,000*</b>	<b>0,000*</b>	<b>0,000*</b>	<b>0,000*</b>	0,348	<b>0,000*</b>
R Kare	0,2458		0,5473		0,3489	

Piyasa Deęeri / Defter Deęeri oranına iliřkin elde edilen bulgular yukarıdaki tabloda özetlenmiřtir. Elde edilen bulgulara göre PD/DD oranının normalüstü getirilerdeki deęiřimi aęıklamada %1 anlamlılık düzeyinde etkili olduęu, firma büyüklüęünün kontrol deęiřkeni olarak modele eklenmesine raęmen t deęerinde hafif düşüř olsa da %1 anlamlılık düzeyindeki aęıklama gücünü koruduęu tespit edilmiřtir. Risk faktörü modele dahil edildięinde %10 anlamlılık düzeyinde sharp oranındaki deęiřimi, %1 anlamlılık düzeyinde ise treynor oranındaki deęiřimi aęıklayabilmektedir. Risk faktörüne firma büyüklüęü kontrol deęiřkeni olarak dahil edildięinde ise, sharp oranındaki deęiřimi %1 anlamlılık düzeyinde aęıklayabilmekteyken, treynor oranındaki deęiřimi %10 anlamlılık düzeyinde bile aęıklayamamaktadır. Aęıklayıcı deęiřkenin yanına kontrol deęiřkeni eklenip yeni model oluřturulduęunda, aęıklayıcı deęiřkenin etkisinin azalması veya kaybolması beklenmektedir. Ancak PD/DD oranı aęıklayıcı deęiřkeninin sharp oranındaki deęiřimi aęıklama gücü, firma büyüklüęü kontrol deęiřkeninin modele eklenmesiyle azalmamıř, bilakis  $p=0,079$  olan olasılık deęeri  $p=0,000$  olarak geręekleřerek artmıřtır.

#### **4.4.5.1.2 Firma Büyüklüęü Deęiřkenine Ait Bulgular**

Firma büyüklüęü kriteri olarak firmaların piyasa deęeri baz alınmıřtır. Birimler arasındaki firma büyüklüęü farklarını doęrusal hale getirmek için firma büyüklüęü deęiřkenine logaritmik dönüşüm uygulanmıřtır. Logaritmik dönüşüm uygulanan deęiřkene yapılan Birim Kök Test sonuęlarına göre serinin duraęan olmadıęı tespit

edilmiştir. Durağan olmayan, logaritmik dönüşüm yapılmış firma büyüklüğü serisini, durağan hale getirmek için birinci fark denklemi alınmıştır. Açıklayıcı değişkenimiz “logfb” olarak tanımlanmıştır.

Hisse senetlerinin aylık normalüstü getirileri ile firma büyüklüğü değişkeni arasında anlamlı bir ilişki olup olmadığını test etmek için panel veri analizi kullanılmıştır. Breusch-Pagan Lagrange Çarpanı testi ve Hausman testi sonucunda, panel veri analizi rassal etkiler modeli kullanılmıştır. Regresyon denklemi aşağıdaki gibi kurulmuştur.

$$AR_{it} = a + b_1 \text{LogFB}_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

07/2000 – 06/2013 dönemi için hisse senetlerinin normalüstü getirileri bağımlı değişken, firma büyüklüğü bağımsız değişken olarak analize dahil edilmişlerdir. İstatistik test sonuçları aşağıda özetlenmektedir.

**Tablo 18 : Firma Büyüklüğü ve Normalüstü Getiri Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

corr(u <sub>i</sub> , X) = 0 (varsayılan)		Düz R Kare		= 0,2434	
		Olasılık > chi2		= 0,0000	
ar	Katsayı	Dirençli Std.Hata	z	P> z	[%95 Güven Aralığı]
logfb	,73763	,0153284	48,12	0,000	,7075869 ,7676731
_cons	810,7341	18,60408	43,58	0,000	774,2708 847,1974
sigma_u	64,40985				
sigma_e	1130,7285				
rho	,00323431				

Modelin olasılık değeri p= 0,0000 < 0,01 olduğundan tahmin edilen denklemin %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. Firma büyüklüğünün normalüstü getiri üzerinde etkisi olmadığını iddia eden H<sub>0</sub> hipotezi reddedilmiştir. R kare değeri %24,34 olarak elde edilmiştir. Firma büyüklüğü değişkeninin katsayısı sıfırdan büyük olduğu için, normalüstü getirilerle arasında pozitif yönlü bir ilişkinin var olduğu söylenebilmektedir.

Normalüstü getiriler yerine, bağımlı değişken olarak riski dikkate alan sharp ve treynor oranları kullanıldığında, firma büyüklüğü ile getiriler arasındaki anlamlı ilişkinin devam edip etmeyeceğini test etmek için aşağıdaki regresyon denklemi oluşturulmuştur.

$$SO_{it} = a + b_1 \text{LogFB}_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

07/2000 – 06/2013 dönemi için firmaların sharp oranları bağımlı değişken, firma büyüklüğü bağımsız değişken olarak analize dahil edilmişlerdir. Model seçim testleri sonucunda rassal etkiler modelinin kullanılması uygun bulunmuştur. İstatistik test sonuçları aşağıda özetlenmektedir.

**Tablo 19 : Firma Büyüklüğü ve Sharp Oranı Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

corr(u <sub>i</sub> , X) = 0 (varsayılan)		Düz R Kare		= 0,5469	
		Olasılık > chi2		= 0,0000	
so	Katsayı	Dirençli Std.Hata	z	P> z	[%95 Güven Aralığı]
logfb	3,956088	,0250019	158,23	0,000	3,907085 4,005091
_cons	2811,598	38,29759	73,41	0,000	2736,536 2886,66
sigma_u	264,11662				
sigma_e	3123,756				
rho	,00709812				

Modelin olasılık değeri p= 0,0000 < 0,01 olduğundan tahmin edilen denklemin %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. Firma büyüklüğünün sharp oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden H<sub>0</sub> hipotezi reddedilmiştir. R Kare değeri risk faktörünün modele dahil edilmesiyle %24,34'den %54,69'a yükselmiştir. Firma büyüklüğü değişkeninin katsayısı sıfırdan büyük olduğu için, sharp oranıyla arasında pozitif yönlü bir ilişki vardır.

Firma büyüklüğü değişkeninin riske uyarlanmış getiri oranlarından bir diğeri olan treynor oranına etkisini analiz etmek için aşağıdaki denklem oluşturulmuştur.

$$TO_{it} = a + b_1 \text{LogFB}_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

07/2000 – 06/2013 dönemi için firmaların treynor oranları bağımlı değişken, firma büyüklüğü bağımsız değişken olarak analize dahil edilmişlerdir. Model seçim testleri sonucunda sabit etkiler modelinin kullanılması uygun bulunmuştur. İstatistik test sonuçları aşağıda özetlenmektedir.

**Tablo 20 : Firma Büyüklüğü ve Treynor Oranı Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

corr(u <sub>i</sub> , X <sub>b</sub> ) = -0,0122		Düz R Kare = 0,3487		Olasılık > F = 0,0000	
to	Katsayı	Dirençli Std.Hata	t	P> t	[%95 Güven Aralığı]
logfb	1,775257	,0702536	25,27	0,000	1,635987 1,914526
_cons	1534,602	92,58983	16,57	0,000	1351,053 1718,15
sigma_u	504,49133				
sigma_e	2049,4818				
rho	,05713085				

Modelin olasılık değeri  $p = 0,0000 < 0,01$  olduğundan tahmin edilen denklemin %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. Firma büyüklüğünün treynor oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. R Kare değeri risk faktörünün modele dahil edilmesiyle %24,34'den %34,87'ye yükselmiştir. Firma büyüklüğü değişkeninin katsayısı sıfırdan büyük olduğu için, sharp oranıyla arasında pozitif yönlü bir ilişki vardır. Firma büyüklüğü açıklayıcı değişkeninin; sharp oranındaki değişmeyi açıklama gücüyle kıyaslandığında ( $z = 158,23$ ), treynor oranı üzerindeki açıklama gücünün ( $t = 25,27$ ) azaldığı görülmektedir.

Firma büyüklüğü'nün normalüstü getirilerdeki değişimi açıklamada istatistiki olarak anlamlılığının test edildiği modellerde ilk etapta, firma büyüklüğü ( açıklayıcı değişken) ile normalüstü getiri ( bağımlı değişken ) den oluşan değişkenler kullanılmıştır. Bunların yanı sıra getirilerdeki risk faktörünün de etkisinin olup olmadığını test edebilmek amacıyla, riske uyarlanmış getiri oranları bağımlı değişken olarak ( sharp oranı, treynor oranı ) kullanılarak aynı açıklayıcı değişkenle yeni modeller oluşturulmuştur.

**Tablo 21 : Firma Büyüklüğü Test Sonuçları**

	logfb		
	AR	SO	TO
Katsayı	0.7376	3.9561	1.7753
t değeri	48.12	158.23	25.27
Olasılık	<b>0.000*</b>	<b>0.000*</b>	<b>0.000*</b>
R Kare	0.2434	0.5469	0.3487

Firma büyüklüğü ile normalüstü getiriler, sharp oranı ve treynor oranı arasında çok güçlü bir ilişki mevcut olup, %1 anlamlılık düzeyinde bağımlı değişkenlerdeki değişimleri açıklama gücü bulunmaktadır.

#### 4.4.5.1.3 Fiyat / Satış Oranı Değişkenine Ait Bulgular

Hisse senetlerinin aylık normalüstü getirileri ile Fiyat / Satış ( F/S ) oranları arasında anlamlı bir ilişki olup olmadığını test etmek için panel veri analizi kullanılmıştır. Breusch-Pagan Lagrange Çarpanı testi ve Hausman testi sonucunda, panel veri analizi sabit etkiler modeli kullanılmıştır. Regresyon denklemi aşağıdaki gibi kurulmuştur.

$$AR_{it} = a + b_1 F/S_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

07/2000 – 06/2013 dönemi için hisse senetlerinin normalüstü getirileri bağımlı değişken, F/S oranları bağımsız değişken olarak analize dahil edilmişlerdir. İstatistik test sonuçları aşağıda özetlenmektedir.

**Tablo 22 : Fiyat / Satış Oranı ve Normalüstü Getiri Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

		Düz R Kare		= 0,0033	
corr(u <sub>i</sub> , X <sub>b</sub> ) = -0,4173		Olasılık > F		= 0,0000	
ar	Katsayı	Dirençli Std.Hata	t	P> t	[%95 Güven Aralığı]
fs	,042838	,007474	5,73	0,000	,0280218 ,0576543
_cons	1571,706	36,84433	42,66	0,000	1498,667 1644,746
--					
sigma_u	142,18474				
sigma_e	1297,6224				
rho	,01186386				

Modelin olasılık değeri p= 0,0000 < 0,01 olduğundan tahmin edilen denklemin %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. F/S oranının normalüstü getiri üzerinde etkisi olmadığını iddia eden H<sub>0</sub> hipotezi reddedilmiştir. F/S oranı değişkeninin katsayısı sıfırdan büyük olduğu için, normalüstü getirilerle aralarında pozitif yönlü ilişki mevcuttur.



F/S oranı ile normalüstü getiri arasındaki güçlü pozitif yönlü ilişkinin devam edip etmediğini test etmek için firma büyüklüğü değişkeni kontrol değişkeni olarak modele dahil edilerek aşağıdaki regresyon denklemi elde edilmiştir.

$$AR_{it} = a + b_1 F/S_{it-1} + b_2 \text{Log}FB_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

07/2000 – 06/2013 dönemi için hisse senetlerinin normalüstü getirileri bağımlı değişken, F/S oranları bağımsız değişken ve firma büyüklüğü kontrol değişkeni olarak analize dahil edilmişlerdir. Model seçim testleri sonucunda rassal etkiler modelinin kullanılması uygun bulunmuştur. İstatistik test sonuçları aşağıda özetlenmektedir.

**Tablo 23 : Fiyat / Satış Oranı, Firma Büyüklüğü ve Normalüstü Getiri Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

corr(u <sub>i</sub> , X) = 0 (varsayılan)		Düz R Kare		= 0,2448	
		Olasılık > chi2		= 0,0000	
ar	Katsayı	Dirençli Std.Hata	z	P> z	[%95 Güven Aralığı]
fs	,016714	,0033747	4,95	0,000	,0100997 ,0233283
logfb	,7352734	,0153418	47,93	0,000	,705204 ,7653427
_cons	731,4452	25,23243	28,99	0,000	681,9905 780,8998
sigma_u	59,624228				
sigma_e	1129,8761				
rho	,002777				

Modelin olasılık değeri p= 0,0000 < 0,01 olduğundan tahmin edilen denklemin %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. F/S oranı ve firma büyüklüğünün normalüstü getiri üzerinde etkisi olmadığını iddia eden H<sub>0</sub> hipotezi reddedilmiştir. Kontrol değişkeninin modele dahil edilmesiyle R kare değeri %0,33'den %24,48'e yükselmiştir.

Firma büyüklüğünün kontrol değişkeni olarak modele dahil edilmesiyle F/S oranı ile normalüstü getiri arasındaki ilişki bir miktar zayıflasa da (t değeri 5,73'den 4,95'e düşmüş) %1 anlamlılık seviyesinde bile istatistiki olarak normalüstü getirilerdeki değişimi açıklamaktadır. F/S oranı ile normalüstü getiriler arasındaki pozitif yönlü ilişki kontrol değişkeninin modele dahil edilmesine rağmen, azalarak da olsa devam etmiştir. Hem F/S oranı hem de firma büyüklüğü olasılık değerleri p= 0,0000<0,01 olduğundan, F/S oranının normalüstü getiriler üzerinde etkisi olmadığını iddia eden H<sub>0</sub> hipotezi ve firma büyüklüğünün normalüstü getiriler üzerinde etkisi olmadığını iddia

eden  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. Firma büyüklüğü değişkeninin de katsayısı pozitif işaretli olduğu için normalüstü getirilerle olan ilişkisi pozitif yönlüdür.

Normalüstü getirilerdeki değişimi açıklamak amacıyla oluşturulan Çoklu Regresyon test istatistikleri analiz edildiğinde, PD/DD açıklayıcı değişkeninin yer aldığı bütün modellerde F/S oranı değişkeni kısmi regresyon olasılık değeri  $p=0,299$  ile  $p=0,938$  arasında değerler almakta olup %5 anlamlılık düzeyinde anlamlı sonuçlar vermemektedir. PD/DD değişkeninin yer almadığı modelde ise olasılık değeri  $p=0,000$  değeri alarak %1 anlamlılık düzeyinde bile istatistiki olarak anlamlı sonuç vermiştir. Ortaya çıkan bu durum karşısında PD/DD değişkeninin kontrol değişkeni olarak yer almasının uygun olacağı değerlendirilmiş olup, aşağıdaki regresyon denklemi oluşturulmuştur.

$$AR_{it} = a + b_1 F/S_{it-1} + b_2 PD/DD_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

07/2000 – 06/2013 dönemi için hisse senetlerinin normalüstü getirileri bağımlı değişken, F/S oranları bağımsız değişken ve PD/DD oranı da kontrol değişkeni olarak analize dahil edilmişlerdir. Model seçim testleri sonucunda sabit etkiler modelinin kullanılması uygun bulunmuştur. İstatistik test sonuçları aşağıda özetlenmektedir.

**Tablo 24 : Fiyat / Satış Oranı, Piyasa Değeri / Defter Değeri Oranı ve Normalüstü Getiri Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

		Düz R Kare			= 0,0092	
		Olasılık > F			= 0,0000	
corr(u <sub>i</sub> , X <sub>b</sub> ) = -0,4460						
ar	Katsayı	Dirençli Std.Hata	t	P> t	[%95 Güven Aralığı]	
fs	,0095147	,0080452	1,18	0,240	-,0064341	,0254634
pddd	,0515689	,006054	8,52	0,000	,0395675	,0635703
_cons	1430,696	36,82446	38,85	0,000	1357,696	1503,696
sigma_u	168,55928					
sigma_e	1291,4169					
rho	,01675082					

Modelin olasılık değeri  $p= 0,0000 < 0,01$  olduğundan tahmin edilen denklemin %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. F/S oranı ve PD/DD oranının normalüstü getiri üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. F/S oranı ve PD/DD oranı ile normalüstü getiri arasındaki ilişki anlamlıdır.

PD/DD oranı değişkeninin kontrol değişkeni olarak modele dahil edilmesiyle F/S oranı ile normalüstü getiri arasındaki ilişki, olasılık değeri  $p=0,24 > 0,05$  olduğundan, %5 anlamlılık düzeyinde kaybolmuştur. F/S oranının normalüstü getiriler üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilememiştir. PD/DD oranı olasılık değeri  $p= 0,000 < 0,01$  olduğundan, PD/DD oranının normalüstü getiriler üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. PD/DD değişkeninin de katsayısı pozitif işaretli olduğu için normalüstü getirilerle olan ilişkisi pozitif yönlüdür. F/S oranı ile normalüstü getiriler arasında anlamlı bir ilişki bulunmamaktadır.

Yukarıdaki denklemlerde getirilerdeki risk faktörü dikkate alınmamıştır. Normalüstü getiriler yerine, bağımlı değişken olarak riske uyarlanmış sharp ve treynor oranları kullanıldığında, F/S oranı ile getiriler arasındaki anlamlı ilişkinin devam edip etmeyeceği test edilmiştir. Bu amaca yönelik aşağıdaki panel veri regresyon denklemi oluşturulmuştur.

$$SO_{it} = a + b_1F/S_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

07/2000 – 06/2013 dönemi için hisse senetlerinin sharp oranları bağımlı değişken, F/S oranları bağımsız değişken olarak analize dahil edilmişlerdir. Model seçim testleri sonucunda sabit etkiler modelinin kullanılması uygun bulunmuştur. İstatistik test sonuçları aşağıda özetlenmektedir.

**Tablo 25 : Fiyat / Satış Oranı ve Sharp Oranı Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

		Düz R Kare		= 0,0009	
		Olasılık > F		= 0,0000	
corr(u <sub>i</sub> , X <sub>b</sub> )	= -0,4193				
so	Katsayı	Dirençli Std.Hata	t	P> t	[%95 Güven Aralığı]
fs	,1130493	,0211004	5,36	0,000	,0712202 ,1548783
_cons	7468,178	104,0185	71,80	0,000	7261,974 7674,383
sigma_u	516,37117				
sigma_e	4646,2023				
rho	,01220102				

Modelin olasılık değeri risk faktörü modele dahil edilmesine rağmen değişmemiştir.  $p= 0,000 < 0,01$  olduğundan, %1 anlamlılık düzeyinde F/S oranının sharp oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  reddedilmektedir. Risk faktörlerinin modele

dahil edilmesi sonuca önemli ölçüde etki etmemiştir. Katsayısı pozitif işaretli olduğu için sharp oranıyla olan ilişkisi pozitif yönlüdür.

Yukarıdaki modele kontrol değişkeni olarak firma büyüklüğünü dahil edip, güçlü pozitif yönlü ilişkinin devam edip etmeyeceğini test etmek için oluşturulan panel veri regresyon denklemi şu şekildedir.

$$SO_{it} = a + b_1 F/S_{it-1} + b_2 \text{Log}FB_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

07/2000 – 06/2013 dönemi için firmaların sharp oranları bağımlı değişken, F/S oranları bağımsız değişken ve firma büyüklüğü kontrol değişkeni olarak analize dahil edilmişlerdir. Model seçim testleri sonucunda rassal etkiler modelinin kullanılması uygun bulunmuştur. İstatistik test sonuçları aşağıda özetlenmektedir.

**Tablo 26 : Fiyat / Satış Oranı, Firma Büyüklüğü ve Sharp Oranı Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

corr(u <sub>i</sub> , X) = 0 (varsayılan)		Düz R Kare		= 0,5469	
		Olasılık > chi2		= 0,0000	
so	Katsayı	Dirençli Std.Hata	z	P >  z	[%95 Güven Aralığı]
fs	,0011975	,0130662	0,09	0,927	-,0244118 ,0268068
logfb	3,955919	,0250938	157,65	0,000	3,906736 4,005101
_cons	2805,918	74,26532	37,78	0,000	2660,361 2951,475
sigma_u	266,35132				
sigma_e	3123,8367				
rho	,00721751				

Modelin olasılık değeri p= 0,0000 < 0,01 olduğundan tahmin edilen denklemin %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. F/S oranı ve firma büyüklüğünün sharp oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden H<sub>0</sub> hipotezi reddedilmiştir. Kontrol değişkeninin modele dahil edilmesiyle R kare değeri %54,69 olmuştur.

Panel veri kısmi regresyon sonuçlarına göre; firma büyüklüğünün kontrol değişkeni olarak modele dahil edilmesiyle, F/S oranı ile sharp oranı arasındaki ilişki neredeyse tamamen kaybolmuştur. Olasılık değeri F/S oranı için 0,927 > 0,05 olduğundan, F/S oranının sharp oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden H<sub>0</sub> hipotezi reddedilememiştir. F/S oranı ile sharp oranı arasındaki ilişki anlamlı değildir. Firma büyüklüğü için olasılık değeri ise p= 0,000 < 0,01 olduğundan, firma büyüklüğünün

sharp oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. F/S oranı ve firma büyüklüğü değişkenlerinin katsayıları sıfırdan büyük olduğu için sharp oranıyla olan ilişkisi pozitif yönlüdür.

F/S oranının riske uyarlanmış getiri oranlarından bir diğeri olan treynor oranına etkisini analiz etmek için aşağıdaki regresyon denklemi oluşturulmuştur.

$$TO_{it} = a + b_1 F/S_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

07/2000 – 06/2013 dönemi için firmaların treynor oranları bağımlı değişken, F/S oranları bağımsız değişken olarak analize dahil edilmişlerdir. Model seçim testleri sonucunda sabit etkiler modelinin kullanılması uygun bulunmuştur. İstatistik test sonuçları aşağıda özetlenmektedir.

**Tablo 27 : Fiyat / Satış Oranı ve Treynor Oranı Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

corr(u <sub>i</sub> , X <sub>b</sub> ) = -0,1846		Düz R Kare = 0,0016		Olasılık > F = 0,0000	
to	Katsayı	Dirençli Std.Hata	t	P> t	[%95 Güven Aralığı]
fs	,0636322	,0145712	4,37	0,000	,0347465 ,0925179
_cons	3560,593	71,83154	49,57	0,000	3418,195 3702,99
sigma_u	510,85484				
sigma_e	2564,4818				
rho	,03816763				

Modelin olasılık değeri  $p = 0,0000 < 0,01$  olduğundan tahmin edilen denklemin %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. F/S oranının treynor oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir.

F/S oranının; normalüstü getirilerdeki ve sharp oranındaki değişmeyi açıklama gücüyle kıyaslandığında, treynor oranı üzerindeki açıklama gücünün azaldığı görülmektedir. Her üç bağımlı değişkeni açıklama gücü (  $p = 0,000$  ) %1 düzeyinde bile istatistiki olarak anlamlı bulunmuştur.

F/S oranı ile treynor oranı arasındaki güçlü pozitif yönlü ilişkinin devam edip etmeyeceğini test etmek için firma büyüklüğü değişkeni kontrol değişkeni olarak modele dahil edilerek aşağıdaki regresyon denklemi elde edilmiştir.

$$TO_{it} = a + b_1 F/S_{it-1} + b_2 \text{Log}FB_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

07/2000 – 06/2013 dönemi için firmaların treynor oranları bağımlı değişken, F/S oranları bağımsız değişken ve firma büyüklüğü kontrol değişkeni olarak analize dahil edilmişlerdir. Model seçim testleri sonucunda rassal etkiler modelinin kullanılması uygun bulunmuştur. İstatistik test sonuçları aşağıda özetlenmektedir.

**Tablo 28 : Fiyat / Satış Oranı, Firma Büyüklüğü ve Treynor Oranı Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

corr(u <sub>i</sub> , X) = 0 (varsayılan)		Düz R Kare		= 0,3490	
		Olasılık > chi2		= 0,0000	
to	Katsayı	Dirençli Std.Hata	z	P> z	[%95 Güven Aralığı]
fs	.014669	,0100952	1,45	0,146	-,0051172 ,0344552
logfb	1,772423	,0698942	25,36	0,000	1,635433 1,909413
_cons	1466,023	160,6858	9,12	0,000	1151,084 1780,961
sigma_u	472,92332				
sigma_e	2049,3309				
rho	,05056196				

Modelin olasılık değeri  $p = 0,0000 < 0,01$  olduğundan tahmin edilen denklemin %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. F/S oranı ve firma büyüklüğünün treynor oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. Kontrol değişkeni modele dahil edildiğinde modelin açıklama gücü %0,16'dan %34,90'a yükselmektedir.

Kısmi regresyon sonuçlarına göre, F/S oranı değişkeninin açıklama gücü ( t değeri ) 4,37'den 1,45'e düşmüştür. İstatistiki olarak %1 düzeyinde bile anlamlı olan model (  $p=0,000$ ), firma büyüklüğünün kontrol değişkeni olarak modele eklenmesiyle (  $p=0,146$ ) %10 anlamlılık düzeyinde bile anlamlı sonuç vermemiştir. F/S oranının treynor oranı üzerinde etkisinin olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilememiştir. Firma büyüklüğü olasılık değerleri  $p = 0,0000 < 0,01$  olduğundan, firma büyüklüğünün treynor oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. Hem F/S oranı hem de firma büyüklüğü değişkeninin katsayıları pozitif işaretli olduğu için treynor oranıyla olan ilişkisi pozitif yönlüdür.

Fiyat / Satış oranının normalüstü getirilerdeki değişimi açıklamada istatistiki olarak anlamlılığının test edildiği modellerde ilk etapta, F/S oranı ( açıklayıcı değişken) ile

normalüstü getiri ( bağımlı değişken ) den oluşan değişkenler kullanılmıştır. Kontrol değişkeni olarak firma büyüklüğü değişkeni modele eklendiğinde, F/S oranının normalüstü getirilerdeki değişimi açıklama gücünün kaybolup kaybolmadığı da test edilmiştir. Bunların yanı sıra getirilerdeki risk faktörünün de etkisinin olup olmadığını test edebilmek amacıyla, riske uyarlanmış getiri oranları bağımlı değişken olarak ( sharp oranı, treynor oranı ) kullanılarak aynı açıklayıcı değişkenlerle yeni modeller oluşturulmuştur. Normalüstü getirilerdeki değişimde gerçekte hangi faktörlerin ( Fiyat Satış Oranı, Firma Büyüklüğü ve Risk Faktörü) etkisinin olabileceği analiz edilerek aşağıdaki tablo oluşturulmuştur.

**Tablo 29 : Fiyat / Satış Oranı Test Sonuçları**

	fs	logfbdif	fs	logfbdif	fs	logfbdif
	AR		SO		TO	
Katsayı	0.0428	-	0.1130	-	0.0636	-
t değeri	5.73	-	5.36	-	4.37	-
Olasılık	<b>0.000*</b>	-	<b>0.000*</b>	-	<b>0.000*</b>	-
R Kare	0.0033		0.0009		0.0016	
	AR		SO		TO	
Katsayı	0.0167	0.7353	0.0012	3.9592	0.0147	1.7724
t değeri	4.95	47.93	0.09	157.65	1.45	25.36
Olasılık	<b>0.000*</b>	<b>0.000*</b>	0.927	<b>0.000*</b>	0.146	<b>0.000*</b>
R Kare	0.2448		0.5469		0.349	

Fiyat / Satış oranına ilişkin elde edilen bulgular yukarıdaki tabloda özetlenmiştir. Elde edilen bulgulara göre F/S oranının normalüstü getirilerdeki değişimi açıklamada %1 anlamlılık düzeyinde etkili olduğu, firma büyüklüğünün kontrol değişkeni olarak modele eklenmesine rağmen t değerinde hafif düşüş olsa da %1 anlamlılık düzeyindeki açıklama gücünü koruduğu tespit edilmiştir. Risk faktörü modele dahil edildiğinde %1 anlamlılık düzeyinde sharp ve treynor oranlarındaki değişimi açıklayabilmektedir. Risk faktörüne firma büyüklüğü kontrol değişkeni olarak dahil edildiğinde ise sharp ve treynor oranlarındaki değişimi %10 anlamlılık düzeyinde bile açıklayamamaktadır. Risk faktörünün dahil edildiği modele kontrol değişkeni eklendiğinde, F/S oranının sharp oranını açıklama gücünün olasılık değeri dramatik biçimde 0,000'dan 0,927'ye yükselmiştir. ( t değeri 5,36'dan 0,09'a düşmüştür )

#### 4.4.5.1.4 Fiyat / Kazanç Oranı Değişkenine Ait Bulgular

Hisse senetlerinin aylık normalüstü getirileri ile Fiyat / Kazanç ( F/K ) oranları arasında anlamlı bir ilişki olup olmadığını test etmek için panel veri analizi kullanılmıştır. Breusch-Pagan Lagrange Çarpımı testi ve Hausman testi sonucunda, panel veri analizi rassal etkiler modeli kullanılmıştır. Regresyon denklemi aşağıdaki gibi kurulmuştur.

$$AR_{it} = a + b_1 F/K_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

07/2000 – 06/2013 dönemi için hisse senetlerinin normalüstü getirileri bağımlı değişken, F/K oranları bağımsız değişken olarak analize dahil edilmişlerdir. İstatistik test sonuçları aşağıda özetlenmektedir.

**Tablo 30 : Fiyat / Kazanç Oranı ve Normalüstü Getiri Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

corr(u <sub>i</sub> , X)	= 0 (varsayılan)	Düz R Kare	= 0,0000		
		Olasılık > chi2	= 0,6130		
ar	Katsayı	Dirençli Std.Hata	z	P> z	[%95 Güven Aralığı]
fk	,0013514	,0026717	0,51	0,613	-,003885 ,0065879
_cons	1772,906	24,00112	73,87	0,000	1725,865 1819,948
sigma_u	66,729464				
sigma_e	1300,3647				
rho	,00262641				

Modelin olasılık değeri p= 0,6130 > 0,05 olduğundan tahmin edilen denklemin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olmadığı sonucuna varılmıştır. F/K oranının normalüstü getiri üzerinde etkisi olmadığını iddia eden H<sub>0</sub> hipotezi reddedilememiştir. Katsayısı pozitif işaretli olduğu için normalüstü getirilerle olan ilişkisi pozitif yönlüdür.

F/K oranının düşük veya yüksek olmasının normalüstü getiriler üzerinde anlamlı bir etkisinin olmadığını tespit ettikten sonra, negatif kazanç etkisinin olup olmadığını test etmek amacıyla kukla değişken kullanılmıştır. Kukla değişken kullanılarak oluşturulan model aşağıdaki regresyon denklemiyle ifade edilmiştir. Kukla değişken, negatif kazançlar için “1”, pozitif kazançlar için “0” olarak belirlenmiştir.

$$AR_{it} = a + b_1 F/K_{it-1} + b_2 F/KD_{it-1} + \varepsilon_{it}$$



07/2000 – 06/2013 dönemi için hisse senetlerinin normalüstü getirileri bağımlı değişken, F/K oranları bağımsız değişken ve F/KD kukla değişken olarak analize dahil edilmişlerdir. Model seçim testleri sonucunda rassal etkiler modelinin kullanılması uygun bulunmuştur. İstatistik test sonuçları aşağıda özetlenmektedir.

**Tablo 31 : Fiyat / Kazanç Oranı ( Kukla Değişkenli ) ve Normalüstü Getiri Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

corr(u <sub>i</sub> , X) = 0 (varsayılan)		Düz R Kare		= 0,0000	
		Olasılık > chi2		= 0,8416	
ar	Katsayı	Dirençli Std.Hata	z	P> z	[%95 Güven Aralığı]
fk	,0017202	,0032955	0,52	0,602	-,0047388 ,0081793
fkD	4,949584	39,63017	0,12	0,901	-72,72412 82,62329
_cons	1763,975	68,6292	25,70	0,000	1629,464 1898,486
sigma_u	67,377157				
sigma_e	1300,4024				
rho	,00267735				

Modelin olasılık değeri p= 0,8416 > 0,05 olduğundan tahmin edilen denklemin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olmadığı sonucuna varılmıştır. F/K oranı ve F/KD kukla değişkeninin normalüstü getiri üzerinde etkisi olmadığını iddia eden H<sub>0</sub> hipotezi reddedilememiştir.

Kısmi regresyon test sonuçlarına göre, kukla değişkenin olasılık değeri p= 0,901 > 0,05 olduğundan tahmin edilen denklemin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Olasılık değeri F/K oranı için p=0,602 > 0,05 olduğundan, F/K oranının normalüstü getiriler üzerinde etkisi olmadığını iddia eden H<sub>0</sub> hipotezi reddedilememiştir. Ne düşük F/K oranı ne de negatif kazanç etkisi hisse senetlerindeki normalüstü getiriyi açıklayamamaktadır.

Firma büyüklüğü değişkeni kontrol değişkeni olarak modele dahil edildiğinde, F/K oranı ile normalüstü getiri arasındaki ilişkinin boyutunu ve yönünü test etmek için aşağıdaki regresyon denklemi oluşturulmuştur.

$$AR_{it} = a + b_1 F/K_{it-1} + b_2 LogFB_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

07/2000 – 06/2013 dönemi için hisse senetlerinin normalüstü getirileri bağımlı değişken, F/K oranları bağımsız değişken ve firma büyüklüğü kontrol değişkeni olarak

analize dahil edilmişlerdir. Model seçim testleri sonucunda rassal etkiler modelinin kullanılması uygun bulunmuştur. İstatistik test sonuçları aşağıda özetlenmektedir.

**Tablo 32 : Fiyat / Kazanç Oranı, Firma Büyüklüğü ve Normalüstü Getiri Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

corr(u <sub>i</sub> , X) = 0 (varsayılan)		Düz R Kare		= 0,2434	
		Olasılık > chi2		= 0,0000	
ar	Katsayı	Dirençli Std.Hata	z	P> z	[%95 Güven Aralığı]
fk	,001115	,0024191	0,46	0,645	-,0036263 ,0058563
logfb	,7376197	,0153291	48,12	0,000	,7075752 ,7676642
_cons	802,5147	25,66115	31,27	0,000	752,2198 852,8097
sigma_u	64,697589				
sigma_e	1130,736				
rho	,00326313				

Modelin olasılık değeri p= 0,0000 < 0,01 olduğundan tahmin edilen denklemin %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. F/K oranı ve firma büyüklüğünün normalüstü getiri üzerinde etkisi olmadığını iddia eden H<sub>0</sub> hipotezi reddedilmiştir.

Kısmi regresyon test sonuçlarına göre, olasılık değeri F/K oranı için p=0,645 > 0,05 olduğundan, F/K oranının normalüstü getiriler üzerinde etkisi olmadığını iddia eden H<sub>0</sub> hipotezi reddedilememiştir. Firma büyüklüğü test istatistik sonuçları olasılık değeri p=0,000 < 0,01 olduğundan, firma büyüklüğünün normalüstü getiriler üzerinde etkisi olmadığını iddia eden H<sub>0</sub> hipotezi reddedilmiştir.

Kontrol değişkeninin modele eklenmesinin, negatif kazanç üzerindeki etkisini görebilmek amacıyla aşağıdaki model oluşturulmuştur.

$$AR_{it} = a + b_1 F/K_{it-1} + b_2 F/KD_{it-1} + b_3 LogFB_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

07/2000 – 06/2013 dönemi için hisse senetlerinin normalüstü getirileri bağımlı değişken, F/K oranları bağımsız değişken, F/KD kukla değişken ve firma büyüklüğü kontrol değişkeni olarak analize dahil edilmişlerdir. Model seçim testleri sonucunda rassal etkiler modelinin kullanılması uygun bulunmuştur. İstatistik test sonuçları aşağıda özetlenmektedir.

**Tablo 33 : Fiyat / Kazanç Oranı ( Kukla Değişkenli), Firma Büyüklüğü ve Normalüstü Getiri Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

corr(u <sub>i</sub> , X) = 0 (varsayılan)		Düz R Kare = 0,2434		Olasılık > chi2 = 0,0000	
ar	Katsayı	Dirençli Std.Hata	z	P> z	[%95 Güven Aralığı]
fk	,0021177	,0031367	0,68	0,500	-,0040301 ,0082656
fk_d	13,52218	35,10882	0,39	0,700	-55,28984 82,33421
logfb	,7376329	,0153304	48,12	0,000	,7075858 ,76768
_cons	778,1328	66,63384	11,68	0,000	647,5329 908,7328
sigma_u	65,568659				
sigma_e	1130,769				
rho	,0033511				

Modelin olasılık değeri  $p = 0,0000 < 0,01$  olduğundan tahmin edilen denklemin %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. F/K oranı, F/KD kukla değişkeni ve firma büyüklüğünün normalüstü getiri üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir.

Kısmi regresyon test sonuçlarına göre, olasılık değeri F/K oranı için  $p = 0,500 > 0,05$  olduğundan, F/K oranının normalüstü getiriler üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilememiştir. Olasılık değeri F/KD kukla değişkeni için  $p = 0,700 > 0,05$  olduğundan, F/KD kukla değişkeninin normalüstü getiriler üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilememiştir. Firma büyüklüğü test istatistik sonuçları olasılık değeri  $p = 0,000 < 0,01$  olduğundan, firma büyüklüğünün normalüstü getiriler üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. Test sonuçlarına göre, F/K oranı ve F/KD kukla değişkeni ile normalüstü getiriler arasındaki ilişki anlamlı değildir. Firma büyüklüğü ile normalüstü getiriler arasında ilişki vardır ve pozitif yönlüdür.

F/K oranı ile getiriler arasındaki ilişkiyi risk faktörünü de dikkate alarak analiz etmek amacıyla, bağımlı değişken olarak normalüstü getiriler yerine, riske göre düzeltilmiş sharp oranı kullanılarak aşağıdaki regresyon denklemi oluşturulmuştur.

$$SO_{it} = a + b_1 F/K_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

07/2000 – 06/2013 dönemi için hisse senetlerinin sharp oranları bağımlı değişken, F/K oranları bağımsız değişken olarak analize dahil edilmişlerdir. Model seçim testleri

sonucunda sabit etkiler modelinin kullanılması uygun bulunmuştur. İstatistik test sonuçları aşağıda özetlenmektedir.

**Tablo 34 : Fiyat / Kazanç Oranı ve Sharp Oranı Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

corr(u <sub>i</sub> , X <sub>b</sub> ) = 0,2117		Düz R Kare		= 0,0005	
		Olasılık > F		= 0,7777	
so	Katsayı	Dirençli Std.Hata	t	P> t	[%95 Güven Aralığı]
fk	,002489	,0087928	0,28	0,778	-,0149417 ,0199196
_cons	8007,099	64,92194	123,33	0,000	7878,399 8135,799
sigma_u	431,87306				
sigma_e	4651,5653				
rho	,00854646				

Modelin olasılık değeri p= 0,7777 > 0,01 olduğundan tahmin edilen denklemin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olmadığı sonucuna varılmıştır. F/K oranının sharp oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden H<sub>0</sub> hipotezi reddedilememiştir. F/K oranı ile sharp oranı arasındaki ilişki anlamlı değildir.

Negatif kazanç etkisinin riske uyarlanmış sharp oranı üzerindeki etkisini test etmek için modele kukla değişken eklenerek aşağıdaki regresyon denklemi oluşturulmuştur.

$$SO_{it} = a + b_1F/K_{it-1} + b_2F/KD_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

07/2000 – 06/2013 dönemi için hisse senetlerinin sharp oranları bağımlı değişken, F/K oranları bağımsız değişken, F/KD kukla değişken olarak analize dahil edilmişlerdir. Model seçim testleri sonucunda sabit etkiler modelinin kullanılması uygun bulunmuştur. İstatistik test sonuçları aşağıda özetlenmektedir.

**Tablo 35 : Fiyat / Kazanç Oranı (Kukla Değişkenli) ve Sharp Oranı Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

corr(u <sub>i</sub> , X <sub>b</sub> ) = 0,1312		Düz R Kare		= 0,0002	
		Olasılık > F		= 0,9456	
so	Katsayı	Dirençli Std.Hata	t	P> t	[%95 Güven Aralığı]
fk	,0036293	,0114599	0,32	0,752	-,0190886 ,0263472
fk_d	17,02	135,1117	0,13	0,900	-250,8231 284,8631
_cons	7977,331	233,8143	34,12	0,000	7513,822 8440,841
sigma_u	432,68364				
sigma_e	4651,7013				
rho	,0085778				

Modelin olasılık değeri  $p = 0,9456 > 0,05$  olduğundan tahmin edilen denklemin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olmadığı sonucuna varılmıştır. F/K oranı ve F/KD kukla değişkeninin sharp oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilememiştir. F/K oranı ve F/KD oranı ile sharp oranı arasındaki ilişki anlamlı değildir.

Kısmi regresyon test sonuçlarına göre, olasılık değeri F/K oranı için  $p = 0,752 > 0,05$  olduğundan, F/K oranının sharp oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilememiştir. Olasılık değeri F/KD kukla değişkeni için  $p = 0,900 > 0,05$  olduğundan, F/KD kukla değişkeninin sharp oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilememiştir. Test sonuçlarına göre, ne F/K oranı ne de F/KD kukla değişkeni ile sharp oranı arasındaki ilişki anlamlı değildir.

Firma büyüklüğü değişkeni kontrol değişkeni olarak modele dahil edildiğinde, F/K oranı ile sharp oranı arasındaki ilişkinin boyutunu ve yönünü test etmek için aşağıdaki regresyon denklemi elde oluşturulmuştur.

$$SO_{it} = a + b_1 F/K_{it-1} + b_2 \text{LogFB}_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

07/2000 – 06/2013 dönemi için hisse senetlerinin sharp oranları bağımlı değişken, F/K oranları bağımsız değişken ve firma büyüklüğü kontrol değişkeni olarak analize dahil edilmişlerdir. Model seçim testleri sonucunda sabit etkiler modelinin kullanılması uygun bulunmuştur. İstatistik test sonuçları aşağıda özetlenmektedir.

**Tablo 36 : Fiyat / Kazanç Oranı, Firma Büyüklüğü ve Sharp Oranı Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

corr(u <sub>i</sub> , X <sub>b</sub> ) = 0,0004		Düz R Kare = 0,5471		Olasılık > F = 0,0000	
so	Katsayı	Dirençli Std.Hata	t	P> t	[%95 Güven Aralığı]
fk	,0034924	,0073481	0,48	0,636	-,0110744 ,0180592
logfb	3,956181	,0250999	157,62	0,000	3,906424 4,005939
_cons	2785,689	64,4774	43,20	0,000	2657,87 2913,508
sigma_u	358,22287				
sigma_e	3123,8204				
rho	,01297958				

Modelin olasılık değeri  $p = 0,0000 < 0,01$  olduğundan tahmin edilen denklemin %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. F/K oranı ve firma büyüklüğü değişkeninin sharp oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. F/K oranı ve firma büyüklüğü ile sharp oranı arasındaki ilişki anlamlıdır.

Kısmi regresyon test sonuçlarına göre, olasılık değeri F/K oranı için  $p = 0,636 > 0,05$  olduğundan, F/K oranının sharp oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilememiştir. Firma büyüklüğü test istatistik sonuçları olasılık değeri  $p = 0,000 < 0,01$  olduğundan, firma büyüklüğünün sharp oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. Test sonuçlarına göre, F/K oranı ile sharp oranı arasındaki ilişki anlamlı değildir. Firma büyüklüğü ile sharp oranı arasında ilişki vardır ve pozitif yönlüdür.

Negatif kazanç etkisini test etmek için kontrol değişkenli modele F/KD kukla değişkeni eklenerek aşağıdaki model oluşturulmuştur.

$$SO_{it} = a + b_1 F/K_{it-1} + b_2 F/KD_{it-1} + b_3 \text{LogFB}_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

07/2000 – 06/2013 dönemi için hisse senetlerinin sharp oranları bağımlı değişken, F/K oranları bağımsız değişken, F/KD kukla değişken ve firma büyüklüğü kontrol değişkeni olarak analize dahil edilmişlerdir. Model seçim testleri sonucunda sabit etkiler modelinin kullanılması uygun bulunmuştur. İstatistik test sonuçları aşağıda özetlenmektedir.

**Tablo 37 : Fiyat / Kazanç Oranı (Kukla Değişkenli), Firma Büyüklüğü ve Sharp Oranı Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

		Düz R Kare		= 0,5469	
corr(u <sub>i</sub> , X <sub>b</sub> ) = -0,0008		Olasılık > F		= 0,0000	
so	Katsayı	Dirençli Std.Hata	t	P> t	[%95 Güven Aralığı]
fk	,0084072	,0100399	0,84	0,404	-,0114957 ,0283101
fkD	73,35433	99,77784	0,74	0,464	-124,4436 271,1523
logfb	3,956275	,0250825	157,73	0,000	3,906552 4,005998
_cons	2657,268	189,9217	13,99	0,000	2280,77 3033,765
sigma_u	362,41578				
sigma_e	3123,8546				
rho	,01328086				

Modelin olasılık değeri  $p = 0,0000 < 0,01$  olduğundan tahmin edilen denklemin %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. F/K oranı, F/KD kukla değişkeni ve firma büyüklüğünün normalüstü getiri üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. F/K oranı, F/KD kukla değişkeni ve firma büyüklüğü ile sharp oranı arasındaki ilişki anlamlıdır.

Kısmi regresyon test sonuçlarına göre, olasılık değeri F/K oranı için  $p = 0,404 > 0,05$  olduğundan, F/K oranının sharp oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilememiştir. Olasılık değeri F/KD kukla değişkeni için  $p = 0,464 > 0,05$  olduğundan, F/KD kukla değişkeninin sharp oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilememiştir. Firma büyüklüğü test istatistik sonuçları olasılık değeri  $p = 0,000 < 0,01$  olduğundan, firma büyüklüğünün sharp oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. Test sonuçlarına göre, F/K oranı ve F/KD kukla değişkeni ile sharp oranı arasındaki ilişki anlamlı değildir. Firma büyüklüğü ile sharp oranı arasında ilişki vardır ve pozitif yönlüdür.

F/K oranının, riske uyarlanmış getiri oranlarından bir diğeri olan treynor oranına etkisini analiz etmek için aşağıdaki denklem oluşturulmuştur.

$$TO_{it} = a + b_1 F/K_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

07/2000 – 06/2013 dönemi için hisse senetlerinin treynor oranları bağımlı değişken, F/K oranları bağımsız değişken olarak analize dahil edilmişlerdir. Model seçim testleri sonucunda rassal etkiler modelinin kullanılması uygun bulunmuştur. İstatistik test sonuçları aşağıda özetlenmektedir.

**Tablo 38 : Fiyat / Kazanç Oranı ve Treynor Oranı Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

corr(u <sub>i</sub> , X) = 0 (varsayılan)		Düz R Kare		Olasılık > chi2		= 0,0000	
		Dirençli				= 0,9203	
to	Katsayı	Std.Hata	z	P> z	[%95 Güven Aralığı]		
fk	-,000583	,0058294	-0,10	0,920	-,0120085	,0108424	
_cons	3878,585	62,91817	61,64	0,000	3755,267	4001,902	
sigma_u	455,33584						
sigma_e	2567,5655						
rho	,03049105						

Modelin olasılık değeri  $p = 0,9203 > 0,05$  olduğundan tahmin edilen denklemin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olmadığı sonucuna varılmıştır. F/K oranının treynor oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilememiştir. F/K oranı ile treynor oranı arasındaki ilişki anlamlı değildir. Bağımlı değişkenin normalüstü getiriler ve sharp oranı olduğu modellerde F/K oranı katsayısı pozitif değer almaktayken, bağımlı değişkenin treynor olduğu modelde negatif değer almıştır. F/K oranının, normalüstü getiriler ve sharp oranı ile pozitif, treynor oranı ile negatif yönlü ilişkiye sahip olduğu tespit edilmiştir.

Negatif Kazanç etkisinin varlığını test etmek için modele kukla değişken eklenerek aşağıdaki model oluşturulmuştur.

$$TO_{it} = a + b_1 F/K_{it-1} + b_2 F/KD_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

07/2000 – 06/2013 dönemi için hisse senetlerinin treynor oranları bağımlı değişken, F/K oranları bağımsız değişken ve F/KD kukla değişken olarak analize dahil edilmişlerdir. Model seçim testleri sonucunda sabit etkiler modelinin kullanılması uygun bulunmuştur. İstatistik test sonuçları aşağıda özetlenmektedir.

**Tablo 39 : Fiyat / Kazanç Oranı ve Treynor Oranı Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

		Düz R Kare		= 0,0000	
corr(u <sub>i</sub> , X <sub>b</sub> ) = 0,0871		Olasılık > F		= 0,9933	
to	Katsayı	Dirençli Std.Hata	t	P> t	[%95 Güven Aralığı]
fk	,0002918	,0072604	0,04	0,968	-,0141011 ,0146847
fkd	8,514899	76,03959	0,11	0,911	-142,2247 159,2545
_cons	3861,445	133,5179	28,92	0,000	3596,761 4126,129
sigma_u	496,93374				
sigma_e	2567,6407				
rho	,03610427				

Modelin olasılık değeri  $p = 0,9933 > 0,05$  olduğundan tahmin edilen denklemin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olmadığı sonucuna varılmıştır. F/K oranı ve F/KD kukla değişkeninin treynor oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilememiştir. F/K oranı ve F/KD kukla değişkeni ile sharp oranı arasındaki ilişki anlamlı değildir.



Kısmi regresyon test sonuçlarına göre, olasılık değeri F/K oranı için  $p=0,968 > 0,05$  olduğundan, F/K oranının treynor oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilememiştir. Olasılık değeri F/KD kukla değişkeni için  $p=0,911 > 0,05$  olduğundan, F/KD kukla değişkeninin treynor oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilememiştir. Test sonuçlarına göre, ne F/K oranı ne de F/KD kukla değişkeni ile treynor oranı arasındaki ilişki anlamlı değildir. Kukla değişkenin modele eklenmesiyle F/K oranının treynor oranıyla negatif yönlü olan ilişkisi, pozitif dönmüştür. F/K oranının katsayı değerleri hem negatif hem de pozitif yönde sıfıra oldukça yakın olduğundan, treynor oranıyla ilişkisi neredeyse yok denecek kadar azdır.

Firma büyüklüğü değişkeni kontrol değişkeni olarak modele dahil edildiğinde, F/K oranı ile Treynor oranı arasındaki ilişkinin boyutunu ve yönünü test etmek için aşağıdaki regresyon denklemi elde oluşturulmuştur.

$$TO_{it} = a + b_1 F/K_{it-1} + b_2 LogFB_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

07/2000 – 06/2013 dönemi için hisse senetlerinin treynor oranları bağımlı değişken, F/K oranları bağımsız değişken ve firma büyüklüğü kontrol değişkeni olarak analize dahil edilmişlerdir. Model seçim testleri sonucunda rassal etkiler modelinin kullanılması uygun bulunmuştur. İstatistik test sonuçları aşağıda özetlenmektedir.

**Tablo 40 : Fiyat / Kazanç Oranı, Firma Büyüklüğü ve Treynor Oranı Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

corr(u <sub>i</sub> , X) = 0 (varsayılan)		Düz R Kare		= 0,3487	
		Olasılık > chi2		= 0,0000	
to	Katsayı	Dirençli Std.Hata	z	P> z	[%95 Güven Aralığı]
fk	-,0002245	,0051461	-0,04	0,965	-,0103108 ,0098617
logfb	1,774501	,0703142	25,24	0,000	1,636688 1,912315
_cons	1537,255	144,0243	10,67	0,000	1254,972 1819,537
sigma_u	473,72343				
sigma_e	2049,5425				
rho	,05071456				

Modelin olasılık değeri  $p= 0,0000 < 0,01$  olduğundan tahmin edilen denklemin %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. F/K oranı

ve firma büyüklüğünün treynor oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. F/K oranı ve firma büyüklüğü ile sharp oranı arasındaki ilişki anlamlıdır.

Kısmi regresyon test sonuçlarına göre, olasılık değeri F/K oranı için  $p=0,965 > 0,05$  olduğundan, F/K oranının treynor oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilememiştir. Firma büyüklüğü test istatistik sonuçları olasılık değeri  $p=0,000 < 0,01$  olduğundan, firma büyüklüğünün treynor oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. Test sonuçlarına göre, F/K oranı ile treynor oranı arasındaki ilişki anlamlı değildir. Firma büyüklüğü ile treynor oranı arasında ilişki vardır ve pozitif yönlüdür.

Negatif kazanç etkisini test etmek için kontrol değişkenli modele F/KD kukla değişkeni eklenerek aşağıdaki model oluşturulmuştur.

$$TO_{it} = a + b_1 F/K_{it-1} + b_2 F/KD_{it-1} + b_3 \text{LogFB}_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

07/2000 – 06/2013 dönemi için hisse senetlerinin treynor oranları bağımlı değişken, F/K oranları bağımsız değişken, F/KD kukla değişken ve firma büyüklüğü kontrol değişkeni olarak analize dahil edilmişlerdir. Model seçim testleri sonucunda sabit etkiler modelinin kullanılması uygun bulunmuştur. İstatistik test sonuçları aşağıda özetlenmektedir.

**Tablo 41 : Fiyat / Kazanç Oranı (Kukla Değişkenli), Firma Büyüklüğü ve Treynor Oranı Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

		Düz R Kare		= 0,3489	
corr(u <sub>i</sub> , X <sub>b</sub> ) = -0,0117		Olasılık > F		= 0,0000	
to	Katsayı	Dirençli Std.Hata	t	P> t	[%95 Güven Aralığı]
fk	,0024358	,0062415	0,39	0,697	-,0099373 ,0148089
fkD	33,79382	60,28486	0,56	0,576	-85,71388 153,3015
logfb	1,775301	,0702548	25,27	0,000	1,636029 1,914572
_cons	1474,171	147,2527	10,01	0,000	1182,26 1766,082
sigma_u	503,57332				
sigma_e	2049,5844				
rho	,05692957				

Modelin olasılık değeri  $p= 0,0000 < 0,01$  olduğundan tahmin edilen denklemin %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. F/K oranı, F/KD kukla değişkeni ve firma büyüklüğünün treynor oranı üzerinde etkisi olmadığını

iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. F/K oranı, F/KD kukla değişkeni ve firma büyüklüğünü ile treynor oranı arasındaki ilişki anlamlıdır.

Kısmi regresyon test sonuçlarına göre, olasılık değeri F/K oranı için  $p=0,697 > 0,05$  olduğundan, F/K oranının treynor oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilememiştir. Olasılık değeri F/KD kukla değişkeni için  $p=0,576 > 0,05$  olduğundan, F/KD kukla değişkeninin treynor oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilememiştir. Firma büyüklüğü test istatistik sonuçları olasılık değeri  $p=0,000 < 0,01$  olduğundan, firma büyüklüğünün treynor oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. Test sonuçlarına göre, ne F/K oranı ne de F/KD kukla değişkeni ile treynor oranı arasındaki ilişki anlamlı değildir. Firma büyüklüğü ile treynor oranı arasında ilişki vardır ve pozitif yönlüdür.

Fiyat / Kazanç oranına ilişkin elde edilen bulgular aşağıdaki tabloda özetlenmiştir. Elde edilen bulgulara göre; ne F/K oranının ne de negatif kazanç etkisinin varlığını araştırmak için kullanılan F/KD kukla değişkeninin, normalüstü getirilerdeki, sharp ve treynor oranlarındaki değişimi açıklamada %5 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

**Tablo 42 : Fiyat / Kazanç Oranı Test Sonuçları**

	fk	fkD	logfbdif	fk	fkD	logfbdif	fk	fkD	logfbdif
<b>AR</b>			<b>SO</b>			<b>TO</b>			
Katsayı	0.0014	-	-	0.0025	-	-	-0.0006	-	-
t değeri	0.51	-	-	0.28	-	-	-0.10	-	-
Olasılık	0.613	-	-	0.778	-	-	0.920	-	-
R Kare	0.0000			0.0005			0.0000		
<b>AR</b>			<b>SO</b>			<b>TO</b>			
Katsayı	0.0017	4.9496	-	0.0036	17.02	-	0.0003	8.5149	-
t değeri	0.52	0.12	-	0.32	0.13	-	0.04	0.11	-
Olasılık	0.602	0.901	-	0.752	0.900	-	0.968	0.911	-
R Kare	0.0000			0.0002			0.0003		
<b>AR</b>			<b>SO</b>			<b>TO</b>			
Katsayı	0.0011	-	0.7376	0.0035	-	3.9562	-0.0002	-	1.7745
t değeri	0.46	-	48.12	0.48	-	157.62	-0.04	-	25.24
Olasılık	0.645	-	<b>0.000*</b>	0.636	-	<b>0.000*</b>	0.965	-	<b>0.000*</b>
R Kare	0.2434			0.5469			0.3487		
<b>AR</b>			<b>SO</b>			<b>TO</b>			
Katsayı	0.0021	13.5222	0.7376	0.0084	73.3543	3.9563	0.0024	33.7938	1.7753

t değeri	0.68	0.39	48.12	0.84	0.74	157.73	0.39	0.56	25.27
Olasılık	0.500	0.700	<b>0.000*</b>	0.404	0.464	<b>0.000*</b>	0.697	0.576	<b>0.000*</b>
R Kare	0.2434			0.5469					

#### 4.4.5.1.5 Fiyat / Nakit Akımı Oranı Değişkenine Ait Bulgular

Hisse senetlerinin aylık normalüstü getirileri ile Fiyat / Nakit Akımı ( F/NA ) oranları arasında anlamlı bir ilişki olup olmadığını test etmek için panel veri analizi kullanılmıştır. Breusch-Pagan Lagrange Çarpanı testi ve Hausman testi sonucunda, panel veri analizi rassal etkiler modeli kullanılmıştır. Regresyon denklemi aşağıdaki gibi kurulmuştur.

$$AR_{it} = a + b_1 F/NA_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

07/2000 – 06/2013 dönemi için hisse senetlerinin normalüstü getirileri bağımlı değişken, F/NA oranları bağımsız değişken olarak analize dahil edilmişlerdir. İstatistik test sonuçları aşağıda özetlenmektedir.

**Tablo 43 : Fiyat / Nakit Akımı Oranı ve Normalüstü Getiri Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

corr(u <sub>i</sub> , X) = 0 (varsayılan)		Düz R Kare		= 0,0000	
		Olasılık > chi2		= 0,9134	
ar	Katsayı	Dirençli Std.Hata	z	P> z	[%95 Güven Aralığı]
fna	,0002876	,002645	0,11	0,913	-,0048965 ,0054717
_cons	1780,733	23,70583	75,12	0,000	1734,27 1827,195
sigma_u	65,404568				
sigma_e	1300,3739				
rho	,00252338				

Modelin olasılık değeri p= 0,9134 > 0,05 olduğundan tahmin edilen denklemin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olmadığı sonucuna varılmıştır. F/NA oranının normalüstü getiri üzerinde etkisi olmadığını iddia eden H<sub>0</sub> hipotezi reddedilememiştir. F/NA oranı ile normalüstü getiri arasındaki ilişki anlamlı değildir.

F/NA oranının normalüstü getiriler üzerinde anlamlı bir etkisinin olmadığı tespit edildikten sonra, negatif F/NA etkisinin olup olmadığını test etmek amacıyla F/NAD kukla değişkeni kullanılmıştır. Kukla değişken kullanılarak oluşturulan model

aşağıdaki regresyon denklemiyle ifade edilmiştir. Kukla değişken, negatif F/NA için “1”, pozitif F/NA için “0” olarak belirlenmiştir.

$$AR_{it} = a + b_1 F/NA_{it-1} + b_2 F/NAD_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

07/2000 – 06/2013 dönemi için hisse senetlerinin normalüstü getirileri bağımlı değişken, F/NA oranları bağımsız değişken ve F/NAD kukla değişken olarak analize dahil edilmişlerdir. Model seçim testleri sonucunda rassal etkiler modelinin kullanılması uygun bulunmuştur. İstatistik test sonuçları aşağıda özetlenmektedir.

**Tablo 44 : Fiyat / Nakit Akımı Oranı ( Kukla Değişkenli ) ve Normalüstü Getiri Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

corr(u <sub>i</sub> , X) = 0 (varsayılan)		Düz R Kare		= 0,0000	
		Olasılık > chi2		= 0,8468	
ar	Katsayı	Dirençli Std.Hata	z	P> z	[%95 Güven Aralığı]
fna	-,0008266	,0031541	-0,26	0,793	-,0070085 ,0053553
fnad	-30,11645	52,5325	-0,57	0,566	-133,0783 72,84536
_cons	1822,428	74,82253	24,36	0,000	1675,778 1969,077
sigma_u	66,479538				
sigma_e	1300,3761				
rho	,00260678				

Modelin olasılık değeri p= 0,8468 > 0,05 olduğundan tahmin edilen denklemin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olmadığı sonucuna varılmıştır. F/NA oranı ve F/NAD kukla değişkeninin normalüstü getiri üzerinde etkisi olmadığını iddia eden H<sub>0</sub> hipotezi reddedilememiştir. F/NA oranı ve F/NAD kukla değişkeni ile normalüstü getiri arasındaki ilişki anlamlı değildir.

Kısmi regresyon test sonuçlarına göre, olasılık değeri F/NA oranı için p=0,793 > 0,05 olduğundan, F/NA oranının normalüstü getiriler üzerinde etkisi olmadığını iddia eden H<sub>0</sub> hipotezi reddedilememiştir. Olasılık değeri F/NAD kukla değişkeni için p=0,566 > 0,05 olduğundan, F/NAD kukla değişkeninin normalüstü getiriler üzerinde etkisi olmadığını iddia eden H<sub>0</sub> hipotezi reddedilememiştir. Test sonuçlarına göre, ne F/K oranı ne de F/KD kukla değişkeni ile normalüstü getiriler arasındaki ilişki anlamlı değildir. F/NA katsayısı pozitif değere sahipken, kukla değişkenin eklenmesiyle oluşturulan modelde katsayısı negatif olmuştur. Her iki değişkenin katsayıları sıfırdan küçük olduğu için, normalüstü getirilerle aralarındaki ilişki negatif yönlüdür.

Firma büyüklüğü değişkeni kontrol değişkeni olarak modele dahil edildiğinde, F/NA oranı ile normalüstü getiri arasındaki ilişkinin boyutunu ve yönünü test etmek için aşağıdaki regresyon denklemi elde oluşturulmuştur.

$$AR_{it} = a + b_1 F/NA_{it-1} + b_2 \text{LogFB}_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

07/2000 – 06/2013 dönemi için hisse senetlerinin normalüstü getirileri bağımlı değişken, F/NA oranları bağımsız değişken ve firma büyüklüğü kontrol değişkeni olarak analize dahil edilmişlerdir. Model seçim testleri sonucunda rassal etkiler modelinin kullanılması uygun bulunmuştur. İstatistik test sonuçları aşağıda özetlenmektedir.

**Tablo 45 : Fiyat / Nakit Akımı Oranı, Firma Büyüklüğü ve Normalüstü Getiri Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

corr(u <sub>i</sub> , X) = 0 (varsayılan)		Düz R Kare		= 0,2435	
		Olasılık > chi2		= 0,0000	
ar	Katsayı	Dirençli Std.Hata	z	P> z	[%95 Güven Aralığı]
fna	-,0017527	,0022417	-0,78	0,434	-,0061464 ,0026409
logfb	,7377557	,0153518	48,06	0,000	,7076667 ,7678447
_cons	823,6833	22,14625	37,19	0,000	780,2775 867,0892
sigma_u	63,326317				
sigma_e	1130,7552				
rho	,00312659				

Modelin olasılık değeri p= 0,0000 < 0,01 olduğundan tahmin edilen denklemin %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. F/NA oranı ve firma büyüklüğünün normalüstü getiri üzerinde etkisi olmadığını iddia eden H<sub>0</sub> hipotezi reddedilmiştir. F/NA oranı ve firma büyüklüğü ile normalüstü getiri arasındaki ilişki anlamlıdır.

Kısmi regresyon test sonuçlarına göre, olasılık değeri F/NA oranı için p=0,434 > 0,05 olduğundan, F/NA oranının normalüstü getiriler üzerinde etkisi olmadığını iddia eden H<sub>0</sub> hipotezi reddedilememiştir. Test sonuçlarına göre, F/NA oranı ile normalüstü getiriler arasındaki ilişki anlamlı değildir. Firma büyüklüğü test istatistik sonuçları olasılık değeri p=0,000 < 0,01 olduğundan, firma büyüklüğünün normalüstü getiriler üzerinde etkisi olmadığını iddia eden H<sub>0</sub> hipotezi reddedilmiştir. Firma büyüklüğü ile normalüstü getiriler arasında ilişki vardır ve pozitif yönlüdür.

Kontrol değişkeninin modele eklenmesinin, negatif nakit akımı üzerindeki etkisini görebilmek amacıyla aşağıdaki model oluşturulmuştur.

$$AR_{it} = a + b_1 F/NA_{it-1} + b_2 F/NAD_{it-1} + b_3 LogFB_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

07/2000 – 06/2013 dönemi için hisse senetlerinin normalüstü getirileri bağımlı değişken, F/NA oranları bağımsız değişken, F/KD kukla değişken ve firma büyüklüğü kontrol değişkeni olarak analize dahil edilmişlerdir. Model seçim testleri sonucunda rassal etkiler modelinin kullanılması uygun bulunmuştur. İstatistik test sonuçları aşağıda özetlenmektedir.

**Tablo 46 : Fiyat / Nakit Akımı Oranı ( Kukla Değişkenli), Firma Büyüklüğü ve Normalüstü Getiri Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

corr(u <sub>i</sub> , X) = 0 (varsayılan)		Düz R Kare		= 0,2435	
		Olasılık > chi2		= 0,0000	
ar	Katsayı	Dirençli Std.Hata	z	P> z	[%95 Güven Aralığı]
fna	-,0006363	,002776	-0,23	0,819	-,0060771 ,0048045
fnad	29,96046	44,36866	0,68	0,500	-57,00051 116,9214
logfb	,737967	,0153573	48,05	0,000	,7078672 ,7680668
_cons	781,8661	65,53568	11,93	0,000	653,4185 910,3136
sigma_u	63,878756				
sigma_e	1130,7601				
rho	,00318118				

Modelin olasılık değeri p= 0,0000 < 0,01 olduğundan tahmin edilen denklemin %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. F/NA oranı, F/NAD kukla değişkeni ve firma büyüklüğünün normalüstü getiri üzerinde etkisi olmadığını iddia eden H<sub>0</sub> hipotezi reddedilmiştir. F/NA oranı, F/NAD kukla değişkeni ve firma büyüklüğü ile normalüstü getiri arasındaki ilişki anlamlıdır.

Kısmi regresyon test sonuçlarına göre, olasılık değeri F/NA oranı için p=0,819 > 0,05 olduğundan, F/NA oranının normalüstü getiriler üzerinde etkisi olmadığını iddia eden H<sub>0</sub> hipotezi reddedilememiştir. Olasılık değeri F/KD kukla değişkeni için p=0,500 > 0,05 olduğundan, F/KD kukla değişkeninin normalüstü getiriler üzerinde etkisi olmadığını iddia eden H<sub>0</sub> hipotezi reddedilememiştir. Firma büyüklüğü test istatistik sonuçları olasılık değeri p=0,000 < 0,01 olduğundan, firma büyüklüğünün normalüstü getiriler üzerinde etkisi olmadığını iddia eden H<sub>0</sub> hipotezi reddedilmiştir. Test sonuçlarına göre, ne F/NA oranı ne de F/NAD kukla değişkeni ile normalüstü getiriler

arasındaki ilişki anlamlı değildir. Firma büyüklüğü ile normalüstü getiriler arasında ilişki vardır ve pozitif yönlüdür.

F/NA oranı ile getiriler arasındaki ilişkiyi risk faktörünü de dikkate alarak analiz etmek amacıyla, bağımlı değişken olarak normalüstü getiriler yerine, riske uyarlanmış sharp oranı kullanılarak aşağıdaki regresyon denklemi oluşturulmuştur.

$$SO_{it} = a + b_1 F/NA_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

07/2000 – 06/2013 dönemi için hisse senetlerinin sharp oranları bağımlı değişken, F/K oranları bağımsız değişken olarak analize dahil edilmişlerdir. Model seçim testleri sonucunda sabit etkiler modelinin kullanılması uygun bulunmuştur. İstatistik test sonuçları aşağıda özetlenmektedir.

**Tablo 47 : Fiyat / Nakit Akımı Oranı ve Sharp Oranı Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

corr(u <sub>i</sub> , X <sub>b</sub> ) = 0,1282		Düz R Kare		= 0,0002	
		Olasılık > F		= 0,6854	
so	Katsayı	Dirençli Std.Hata	t	P> t	[%95 Güven Aralığı]
fna	,003488	,0085873	0,41	0,685	-,0135353 ,0205114
_cons	7999,377	64,25527	124,49	0,000	7871,999 8126,756
sigma_u	432,16762				
sigma_e	4651,5531				
rho	,00855807				

Modelin olasılık değeri p= 0,6854 > 0,05 olduğundan tahmin edilen denklemin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olmadığı sonucuna varılmıştır. F/NA oranının normalüstü getiri üzerinde etkisi olmadığını iddia eden H<sub>0</sub> hipotezi reddedilememiştir. F/NA oranı ile sharp oranı arasındaki ilişki anlamlı değildir.

Negatif nakit akımı etkisinin sharp oranı üzerindeki etkisini test etmek için modele kukla değişken eklenerek aşağıdaki regresyon denklemi oluşturulmuştur.

$$SO_{it} = a + b_1 F/NA_{it-1} + b_2 F/KNAD_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

07/2000 – 06/2013 dönemi için hisse senetlerinin sharp oranları bağımlı değişken, F/NA oranları bağımsız değişken ve F/NAD kukla değişken olarak analize dahil



edilmişlerdir. Model seçim testleri sonucunda sabit etkiler modelinin kullanılması uygun bulunmuştur. İstatistik test sonuçları aşağıda özetlenmektedir.

**Tablo 48 : Fiyat / Nakit Akımı Oranı (Kukla Değişkenli) ve Sharp Oranı Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

corr(u <sub>i</sub> , Xb) = 0,0478		Düz R Kare		= 0,0003	
		Olasılık > F		= 0,2107	
so	Katsayı	Dirençli Std.Hata	t	P> t	[%95 Güven Aralığı]
fna	-,0050771	,0117627	-0,43	0,667	-,0283953 ,0182412
fnad	-243,0146	162,4205	-1,50	0,138	-564,9944 78,96516
_cons	8332,637	251,347	33,15	0,000	7834,371 8830,903
sigma_u	430,32409				
sigma_e	4651,3025				
rho	,00848674				

Modelin olasılık değeri p= 0,2107 > 0,05 olduğundan tahmin edilen denklemin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olmadığı sonucuna varılmıştır. F/NA oranı ve F/NAD kukla değişkeninin sharp oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden H<sub>0</sub> hipotezi reddedilememiştir. F/NA oranı ve F/NAD kukla değişkeni ile sharp oranı arasındaki ilişki anlamlı değildir.

Kısmi regresyon test sonuçlarına göre, olasılık değeri F/NA oranı için p=0,667 > 0,05 olduğundan, F/NA oranının sharp oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden H<sub>0</sub> hipotezi reddedilememiştir. Olasılık değeri F/NAD kukla değişkeni için p=0,138 > 0,05 olduğundan, F/NAD kukla değişkeninin sharp oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden H<sub>0</sub> hipotezi reddedilememiştir. F/NA oranı ve F/NAD kukla değişkeni ile sharp oranı arasındaki ilişki anlamlı değildir.

Firma büyüklüğü değişkeni kontrol değişkeni olarak modele dahil edildiğinde, F/NA oranı ile sharp oranı arasındaki ilişkinin boyutunu ve yönünü test etmek için aşağıdaki regresyon denklemi elde oluşturulmuştur.

$$SO_{it} = a + b_1 F/NA_{it-1} + b_2 LogFB_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

07/2000 – 06/2013 dönemi için hisse senetlerinin sharp oranı bağımlı değişken, F/NA oranları bağımsız değişken ve firma büyüklüğü kontrol değişkeni olarak analize dahil

edilmişlerdir. Model seçim testleri sonucunda sabit etkiler modelinin kullanılması uygun bulunmuştur. İstatistik test sonuçları aşağıda özetlenmektedir.

**Tablo 49 : Fiyat / Nakit Akımı Oranı, Firma Büyüklüğü ve Sharp Oranı Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

corr(u <sub>i</sub> , Xb) = -0,0019		Düz R Kare		= 0,5468	
		Olasılık > F		= 0,0000	
so	Katsayı	Dirençli Std.Hata	t	P> t	[%95 Güven Aralığı]
fna	-,0081585	,006662	-1,22	0,223	-,0213651 ,0050481
logfb	3,956695	,0251245	157,48	0,000	3,906889 4,006501
_cons	2871,845	59,06526	48,62	0,000	2754,755 2988,935
sigma_u	366,97951				
sigma_e	3123,6701				
rho	,01361445				

Modelin olasılık değeri p= 0,0000 < 0,01 olduğundan tahmin edilen denklemin %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. F/NA oranı ve firma büyüklüğünün sharp oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden H<sub>0</sub> hipotezi reddedilmiştir. F/NA oranı ve firma büyüklüğü ile sharp oranı arasındaki ilişki anlamlıdır.

Kısmi regresyon test sonuçlarına göre, olasılık değeri F/NA oranı için p=0,223 > 0,05 olduğundan, F/NA oranının sharp oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden H<sub>0</sub> hipotezi reddedilememiştir. Test sonuçlarına göre, F/NA oranı ile sharp oranı arasındaki ilişki anlamlı değildir. Firma büyüklüğü test istatistik sonuçları olasılık değeri p=0,000 < 0,01 olduğundan, firma büyüklüğünün normalüstü getiriler üzerinde etkisi olmadığını iddia eden H<sub>0</sub> hipotezi reddedilmiştir. Firma büyüklüğü ile normalüstü getiriler arasında ilişki vardır ve pozitif yönlüdür.

Negatif nakit akımı etkisini test etmek için kontrol değişkenli modele F/NAD kukla değişkeni eklenerek aşağıdaki model oluşturulmuştur.

$$SO_{it} = a + b_1 F/NA_{it-1} + b_2 F/NAD_{it-1} + b_3 LogFB_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

07/2000 – 06/2013 dönemi için hisse senetlerinin sharp oranı bağımlı değişken, F/NA oranları bağımsız değişken, F/NAD kukla değişken ve firma büyüklüğü kontrol değişkeni olarak analize dahil edilmişlerdir. Model seçim testleri sonucunda sabit

etkiler modelinin kullanılması uygun bulunmuştur. İstatistik test sonuçları aşağıda özetlenmektedir.

**Tablo 50 : Fiyat / Kazanç Oranı (Kukla Değişkenli), Firma Büyüklüğü ve Sharp Oranı Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

		Düz R Kare		= 0,5469	
corr(u <sub>i</sub> , Xb) = -0,0032		Olasılık > F		= 0,0000	
so	Katsayı	Dirençli Std.Hata	t	P> t	[%95 Güven Aralığı]
fna	-,0031305	,0077533	-0,40	0,687	-,0185005 ,0122395
fnad	142,7512	126,4771	1,13	0,262	-107,9749 393,4772
logfb	3,957817	,025011	158,24	0,000	3,908236 4,007399
_cons	2674,627	179,69	14,88	0,000	2318,413 3030,842
sigma_u	370,04429				
sigma_e	3123,5633				
rho	,01384057				

Modelin olasılık değeri p= 0,0000 < 0,01 olduğundan tahmin edilen denklemin %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. F/NA oranı, F/NAD kukla değişkeni ve firma büyüklüğünün sharp oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden H<sub>0</sub> hipotezi reddedilmiştir. F/NA oranı, F/NAD kukla değişkeni ve firma büyüklüğünü ile sharp oranı arasındaki ilişki anlamlıdır.

Kısmi regresyon test sonuçlarına göre, olasılık değeri F/NA oranı için p=0,687 > 0,05 olduğundan, F/NA oranının sharp oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden H<sub>0</sub> hipotezi reddedilememiştir. Olasılık değeri F/NAD kukla değişkeni için p=0,262 > 0,05 olduğundan, F/NAD kukla değişkeninin sharp oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden H<sub>0</sub> hipotezi reddedilememiştir. Firma büyüklüğü test istatistik sonuçları olasılık değeri p=0,000 < 0,01 olduğundan, firma büyüklüğünün sharp oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden H<sub>0</sub> hipotezi reddedilmiştir. Test sonuçlarına göre, ne F/K oranı ne de F/KD kukla değişkeni ile sharp oranı arasındaki ilişki anlamlı değildir. Firma büyüklüğü ile sharp oranı arasında ilişki vardır ve pozitif yönlüdür.

F/NA oranının riske uyarlanmış getiri oranlarından bir diğeri olan treynor oranına etkisini analiz etmek için aşağıdaki regresyon denklemi oluşturulmuştur.

$$TO_{it} = a + b_1 F/NA_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$

07/2000 – 06/2013 dönemi için hisse senetlerinin treynor oranları bağımlı değişken, F/NA oranları bağımsız değişken olarak analize dahil edilmişlerdir. Model seçim testleri sonucunda rassal etkiler modelinin kullanılması uygun bulunmuştur. İstatistik test sonuçları aşağıda özetlenmektedir.

**Tablo 51 : Fiyat / Nakit Akımı Oranı ve Treynor Oranı Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

corr(u <sub>i</sub> , X) = 0 (varsayılan)		Düz R Kare		Olasılık > chi2		= 0,0001	
		Dirençli				= 0,1122	
to	Katsayı	Std.Hata	z	P> z	[%95 Güven Aralığı]		
fna	,0081935	,0051588	1,59	0,112	-,0019175	,0183045	
_cons	3812,971	61,01838	62,49	0,000	3693,377	3932,565	
sigma_u	455,50242						
sigma_e	2567,3284						
rho	,03051815						

Modelin olasılık değeri p= 0,1122 > 0,05 olduğundan tahmin edilen denklemin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olmadığı sonucuna varılmıştır. F/NA oranının treynor oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden H<sub>0</sub> hipotezi reddedilememiştir. F/NA oranı ile normalüstü getiri ve sharp oranı arasındaki çok zayıf pozitif yönlü ilişki ( olasılık değerleri sırasıyla 0,913 ve 0,685 ) treynor oranında çok daha güçlü ( p = 0,112) olmasına karşın istatistiki olarak anlamlı olacak düzeye erişememiştir. Dolayısıyla F/NA oranı ile treynor oranı arasındaki ilişki anlamlı değildir.

Negatif nakit akımı etkisinin varlığını test etmek için modele kukla değişken eklenerek aşağıdaki model oluşturulmuştur.

$$TO_{it} = a + b_1 F/NA_{it-1} + b_2 F/NAD_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

07/2000 – 06/2013 dönemi için hisse senetlerinin treynor oranları bağımlı değişken, F/NA oranları bağımsız değişken ve F/NAD kukla değişken olarak analize dahil edilmişlerdir. Model seçim testleri sonucunda rassal etkiler modelinin kullanılması uygun bulunmuştur. İstatistik test sonuçları aşağıda özetlenmektedir.

**Tablo 52 : Fiyat / Nakit Akımı Oranı ve Treynor Oranı Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

corr(u <sub>i</sub> , X) = 0 (varsayılan)		Düz R Kare		= 0,0007	
		Olasılık > chi2		= 0,0020	
to	Katsayı	Dirençli Std.Hata	z	P> z	[%95 Güven Aralığı]
fna	-,0012251	,0062404	-0,20	0,844	-,0134561 ,0110059
fnad	-263,5172	88,7014	-2,97	0,003	-437,3687 -89,66562
_cons	4175,327	141,762	29,45	0,000	3897,479 4453,175
sigma_u	458,10109				
sigma_e	2566,5363				
rho	,03087505				

Modelin olasılık değeri  $p = 0,0020 < 0,01$  olduğundan tahmin edilen denklemin %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. F/NA oranı ve F/NAD kukla değişkeninin treynor oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. F/NA ve F/NAD kukla değişkeni ile treynor oranı arasındaki ilişki anlamlıdır.

Kısmi regresyon test sonuçlarına göre, olasılık değeri F/NA oranı için  $p = 0,844 > 0,05$  olduğundan, F/NA oranının treynor oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilememiştir. F/NA oranı ile treynor oranı arasındaki ilişki anlamlı değildir. Olasılık değeri F/KD kukla değişkeni için  $p = 0,003 < 0,01$  olduğundan, F/NAD kukla değişkeninin treynor oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. F/NAD kukla değişkeni ile treynor oranı arasında ilişki vardır ve negatif yönlüdür.

Firma büyüklüğü değişkeni kontrol değişkeni olarak modele dahil edildiğinde, F/NA oranı ile Treynor oranı arasındaki ilişkinin boyutunu ve yönünü test etmek için aşağıdaki regresyon denklemi oluşturulmuştur.

$$TO_{it} = a + b_1 F/NA_{it-1} + b_2 LogFB_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

07/2000 – 06/2013 dönemi için hisse senetlerinin treynor oranları bağımlı değişken, F/NA oranları bağımsız değişken ve firma büyüklüğü kontrol değişkeni olarak analize dahil edilmişlerdir. Model seçim testleri sonucunda rassal etkiler modelinin kullanılması uygun bulunmuştur. İstatistik test sonuçları aşağıda özetlenmektedir.

**Tablo 53 : Fiyat / Nakit Akımı Oranı, Firma Büyüklüğü ve Treynor Oranı Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

corr(u <sub>i</sub> , X) = 0 (varsayılan)		Düz R Kare		= 0,3487	
		Olasılık > chi2		= 0,0000	
to	Katsayı	Dirençli Std.Hata	z	P> z	[%95 Güven Aralığı]
fna	,003122	,0041045	0,76	0,447	-,0049226 ,0111666
logfb	1,774298	,0703244	25,23	0,000	1,636465 1,912131
_cons	1512,504	143,8463	10,51	0,000	1230,571 1794,438
sigma_u	473,95038				
sigma_e	2049,4981				
rho	,05076279				

Modelin olasılık değeri  $p = 0,0000 < 0,01$  olduğundan tahmin edilen denklemin %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. F/NA oranı ve firma büyüklüğünün treynor oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. F/NA oranı ve firma büyüklüğü ile treynor oranı arasındaki ilişki anlamlıdır.

Kısmi regresyon test sonuçlarına göre, olasılık değeri F/NA oranı için  $p = 0,447 > 0,05$  olduğundan, F/NA oranının treynor oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilememiştir. F/NA oranı ile treynor oranı arasındaki ilişki anlamlı değildir. Firma büyüklüğü test istatistik sonuçları olasılık değeri  $p = 0,000 < 0,01$  olduğundan, firma büyüklüğünün treynor oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. Firma büyüklüğü ile treynor oranı arasında ilişki vardır ve pozitif yönlüdür.

Negatif nakit akımı etkisini test etmek için kontrol değişkenli modele F/NAD kukla değişkeni eklenerek aşağıdaki model oluşturulmuştur.

$$TO_{it} = a + b_1 F/NA_{it-1} + b_2 F/NAD_{it-1} + b_3 LogFB_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

07/2000 – 06/2013 dönemi için hisse senetlerinin treynor oranları bağımlı değişken, F/NA oranları bağımsız değişken, F/NAD kukla değişken ve firma büyüklüğü kontrol değişkeni olarak analize dahil edilmişlerdir. Model seçim testleri sonucunda rassal etkiler modelinin kullanılması uygun bulunmuştur. İstatistik test sonuçları aşağıda özetlenmektedir.

**Tablo 54 : Fiyat / Nakit Akımı Oranı (Kukla Değişkenli), Firma Büyüklüğü ve Treynor Oranı Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

corr(u <sub>i</sub> , X)	= 0 (varsayılan)	Düz R Kare	= 0,3488		
		Olasılık > chi2	= 0,0000		
to	Katsayı	Dirençli Std.Hata	z	P> z	[%95 Güven Aralığı]
fna	-,0003458	,0050865	-0,07	0,946	-,010315 ,0096235
fnad	-97,59996	71,27345	-1,37	0,171	-237,2934 42,09344
logfb	1,773548	,070425	25,18	0,000	1,635518 1,911579
_cons	1647,545	188,6771	8,73	0,000	1277,745 2017,345
sigma_u	476,42055				
sigma_e	2049,4188				
rho	,05126987				

Modelin olasılık değeri  $p = 0,0000 < 0,01$  olduğundan tahmin edilen denklemin %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. F/NA oranı, F/NAD kukla değişkeni ve firma büyüklüğünün treynor oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. F/NA oranı, F/NAD kukla değişkeni ve firma büyüklüğü ile treynor oranı arasındaki ilişki anlamlıdır.

Kısmi regresyon test sonuçlarına göre, olasılık değeri F/NA oranı için  $p = 0,946 > 0,05$  olduğundan, F/NA oranının treynor oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilememiştir. Olasılık değeri F/NAD kukla değişkeni için  $p = 0,171 > 0,05$  olduğundan, F/NAD kukla değişkeninin treynor oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilememiştir. Firma büyüklüğü test istatistik sonuçları olasılık değeri  $p = 0,000 < 0,01$  olduğundan, firma büyüklüğünün treynor oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. Test sonuçlarına göre, ne F/NA oranı ne de F/NAD kukla değişkeni ile treynor oranı arasındaki ilişki anlamlı değildir. Firma büyüklüğü ile treynor oranı arasında ilişki vardır ve pozitif yönlüdür.

Fiyat / Nakit Akımı oranına ilişkin elde edilen bulgular aşağıdaki tabloda özetlenmiştir. Elde edilen bulgulara göre; sadece kukla değişken olarak kullanılan F/NAD kukla değişkeninin treynor oranındaki değişimi %1 anlamlılık düzeyinde açıklayabildiği ancak firma büyüklüğünün kontrol değişkeni olarak modele eklenmesiyle, F/NAD kukla değişkeninin açıklama gücünün %10 anlamlılık düzeyinde bile açıklama gücünün kalmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

**Tablo 55 : Fiyat / Nakit Akımı Oranı Test Sonuçları**

	fna	fnad	logfbdif	fna	fnad	logfbdif	fna	fnad	logfbdif
<b>AR</b>			<b>SO</b>			<b>TO</b>			
Katsayı	0.0003	-	-	0.0035	-	-	0.0082	-	-
t değeri	0.11	-	-	0.41	-	-	1.59	-	-
Olasılık	0.913	-	-	0.685	-	-	0.112	-	-
R Kare	0.0000			0.0002			0.0001		
<b>AR</b>			<b>SO</b>			<b>TO</b>			
Katsayı	-0.0008	-30.1165	-	-0.0051	-243.0146	-	-0.0012	-263.5172	-
t değeri	-0.26	-0.57	-	-0.43	-1.50	-	-0.20	-2.97	-
Olasılık	0.793	0.566	-	0.667	0.138	-	0.844	<b>0.003*</b>	-
R Kare	0.0000			0.0003			0.0007		
<b>AR</b>			<b>SO</b>			<b>TO</b>			
Katsayı	-0.0018	-	0.7378	-0.0082	-	3.9567	0.0031	-	1.7743
t değeri	-0.78	-	48.06	-1.22	-	157.48	0.76	-	25.23
Olasılık	0.434	-	<b>0.000*</b>	0.223	-	<b>0.000*</b>	0.447	-	<b>0.000*</b>
R Kare	0.2435			0.5468			0.3487		
<b>AR</b>			<b>SO</b>			<b>TO</b>			
Katsayı	-0.0006	29.9605	0.7380	-0.0031	142.7512	3.9578	-0.0003	-97.5999	1.7735
t değeri	-0.23	0.68	48.05	-0.40	1.13	158.24	-0.07	-1.37	25.18
Olasılık	0.819	0.500	<b>0.000*</b>	0.687	0.262	<b>0.000*</b>	0.946	0.171	<b>0.000*</b>
R Kare	0.2435			0.5468			0.3488		

#### 4.4.5.1.6 Temettü Verimi Oranı Değişkenine Ait Bulgular

Hisse senetlerinin aylık normalüstü getirileri ile Temettü Verimi ( TV ) oranları arasında anlamlı bir ilişki olup olmadığını test etmek için panel veri analizi kullanılmıştır. Breusch-Pagan Lagrange Çarpanı testi ve Hausman testi sonucunda, panel veri analizi sabit etkiler modeli kullanılmıştır. Regresyon denklemi aşağıdaki gibi kurulmuştur.

$$AR_{it} = a + b_1 TV_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

07/2000 – 06/2013 dönemi için hisse senetlerinin normalüstü getirileri bağımlı değişken, TV oranları bağımsız değişken olarak analize dahil edilmişlerdir. İstatistik test sonuçları aşağıda özetlenmektedir.



**Tablo 56 : Temettü Verimi Oranı ve Normalüstü Getiri Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

		Düz R Kare		= 0,0000	
		Olasılık > F		= 0,0165	
ar	Katsayı	Dirençli Std.Hata	t	P> t	[%95 Güven Aralığı]
tv	-,0174721	,0071739	-2,44	0,017	-,0316935 - ,0032506
_cons	1806,473	9,685399	186,52	0,000	1787,273 1825,674
sigma_u	127,36901				
sigma_e	1300,151				
rho	,00950587				

Modelin olasılık değeri  $p = 0,0165 < 0,05$  olduğundan tahmin edilen denklemin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. TV oranının normalüstü getiri üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. TV oranı ile normalüstü getiri arasındaki ilişki anlamlıdır. Beklentilerin aksine TV oranı katsayısı negatif değer ( -0,0175) aldığından, temettü verimi ile normalüstü getiri arasında negatif yönlü ilişki vardır.

Temettü Veriminin normalüstü getiriler üzerinde negatif yönde anlamlı bir etkisinin olduğunu tespit ettikten sonra, temettü dağıtmayan firmalarla temettü dağıtan firmaların arasında getiri farklılığı olup olmadığını test etmek amacıyla kukla değişken kullanılmıştır. Kukla değişken kullanılarak oluşturulan model aşağıdaki regresyon denklemiyle ifade edilmiştir. Kukla değişken, TV = 0 ise "1", TV >0 ise "0" olarak belirlenmiştir.

$$AR_{it} = a + b_1 TV_{it-1} + b_2 TVD_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

07/2000 – 06/2013 dönemi için hisse senetlerinin normalüstü getirileri bağımlı değişken, TV oranları bağımsız değişken ve TVD kukla değişken olarak analize dahil edilmişlerdir. Model seçim testleri sonucunda sabit etkiler modelinin kullanılması uygun bulunmuştur. İstatistik test sonuçları aşağıda özetlenmektedir.

**Tablo 57 : Temettü Verimi Oranı ( Kukla Değişkenli ) ve Normalüstü Getiri Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

corr(u <sub>i</sub> , X <sub>b</sub> ) = -0,1889		Düz R Kare		= 0,0006	
		Olasılık > F		= 0,0001	
ar	Katsayı	Dirençli Std.Hata	t	P> t	[%95 Güven Aralığı]
tv	-,0479288	,01089	-4,40	0,000	-,0695168 - ,0263407
tvd	-176,0201	50,48557	-3,49	0,001	-276,1019 -75,93839
_cons	2121,464	90,02748	23,56	0,000	1942,995 2299,933
sigma_u	130,42947				
sigma_e	1299,4924				
rho	,00997357				

Modelin olasılık değeri p= 0,0001 < 0,01 olduğundan tahmin edilen denklemin %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. TV oranı ve TVD kukla değişkeninin normalüstü getiri üzerinde etkisi olmadığını iddia eden H<sub>0</sub> hipotezi reddedilmiştir. TV oranı ve TVD kukla değişkeni ile normalüstü getiri arasındaki ilişki anlamlıdır.

Kısmi regresyon test sonuçlarına göre, olasılık değeri TV oranı için p=0,000 < 0,01 olduğundan, TV oranının normalüstü getiriler üzerinde etkisi olmadığını iddia eden H<sub>0</sub> hipotezi reddedilmiştir. Olasılık değeri TVD kukla değişkeni için p=0,001 < 0,01 olduğundan, TVD kukla değişkeninin normalüstü getiriler üzerinde etkisi olmadığını iddia eden H<sub>0</sub> hipotezi reddedilmiştir. TV oranı ve TVD kukla değişkeni ile normalüstü getiriler arasındaki anlamlı negatif yönlü ilişki vardır. Her iki değişken de hisse senetlerindeki normalüstü getiriyi açıklamaktadır.

Firma büyüklüğü değişkeni kontrol değişkeni olarak modele dahil edildiğinde, TV oranı ile normalüstü getiri arasındaki ilişkinin anlamlı olarak devam edip etmediğini test etmek için aşağıdaki regresyon denklemi elde oluşturulmuştur.

$$AR_{it} = a + b_1 TV_{it-1} + b_2 LogFB_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

07/2000 – 06/2013 dönemi için hisse senetlerinin normalüstü getirileri bağımlı değişken, TV oranları bağımsız değişken ve firma büyüklüğü kontrol değişkeni olarak analize dahil edilmişlerdir. Model seçim testleri sonucunda rassal etkiler modelinin kullanılması uygun bulunmuştur. İstatistik test sonuçları aşağıda özetlenmektedir.

**Tablo 58 : Temettü Verimi Oranı, Firma Büyüklüğü ve Normalüstü Getiri Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

corr(u <sub>i</sub> , X) = 0 (varsayılan)		Düz R Kare		= 0,2434	
		Olasılık > chi2		= 0,0000	
ar	Katsayı	Dirençli Std.Hata	z	P> z	[%95 Güven Aralığı]
tv	,0014536	,0052892	0,27	0,783	-,008913 ,0118201
logfb	,7377012	,0152862	48,26	0,000	,7077408 ,7676615
_cons	808,6779	18,46797	43,79	0,000	772,4813 844,8744
sigma_u	64,255572				
sigma_e	1130,7546				
rho	,00321873				

Modelin olasılık değeri  $p = 0,0000 < 0,01$  olduğundan tahmin edilen denklemin %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. TV oranı ve firma büyüklüğünün normalüstü getiri üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. TV oranı ve firma büyüklüğü ile normalüstü getiri arasındaki ilişki anlamlıdır.

Kısmi regresyon test sonuçlarına göre, olasılık değeri TV oranı için  $p = 0,783 > 0,05$  olduğundan, TV oranının normalüstü getiriler üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilememiştir. TV oranı ile normalüstü getiriler arasındaki ilişki anlamlı değildir. Firma büyüklüğünün kontrol değişkeni olarak modele dahil edilmesiyle; TV oranı ile normalüstü getiri arasındaki negatif yönlü güçlü ilişki kaybolup, istatistiki olarak anlamlı olmayan pozitif yönlü zayıf bir ilişki ortaya çıkmıştır. Firma büyüklüğü test istatistik sonuçları olasılık değeri  $p = 0,000 < 0,01$  olduğundan, firma büyüklüğünün normalüstü getiriler üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. Firma büyüklüğü ile normalüstü getiriler arasında ilişki vardır ve pozitif yönlüdür.

Kontrol değişkeninin modele eklenmesinin, sıfır temettü verimi üzerindeki etkisini görebilmek amacıyla aşağıdaki model oluşturulmuştur.

$$AR_{it} = a + b_1 TV_{it-1} + b_2 TVD_{it-1} + b_3 LogFB_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

07/2000 – 06/2013 dönemi için hisse senetlerinin normalüstü getirileri bağımlı değişken, TV oranları bağımsız değişken, TVD kukla değişken ve firma büyüklüğü kontrol değişkeni olarak analize dahil edilmişlerdir. Model seçim testleri sonucunda

sabit etkiler modelinin kullanılması uygun bulunmuştur. İstatistik test sonuçları aşağıda özetlenmektedir.

**Tablo 59 : Temettü Verimi Oranı (Kukla Değişkenli), Firma Büyüklüğü ve Normalüstü Getiri Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

corr(u <sub>i</sub> , X <sub>b</sub> ) = -0,0025		Düz R Kare		= 0,2435	
		Olasılık > F		= 0,0000	
ar	Katsayı	Dirençli Std.Hata	t	P> t	[%95 Güven Aralığı]
tv	-,0238171	,008997	-2,65	0,009	-,0416527 - ,0059815
tvd	-120,7674	40,0595	-3,01	0,003	-200,1806 -41,35408
logfb	,7363158	,0154446	47,67	0,000	,7056987 ,7669329
_cons	1032,524	73,5973	14,03	0,000	886,6262 1178,422
sigma_u	114,09835				
sigma_e	1130,411				
rho	,01008518				

Modelin olasılık değeri p= 0,0000 < 0,01 olduğundan tahmin edilen denklemin %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. TV oranı, TVD kukla değişkeni ve firma büyüklüğünün normalüstü getiri üzerinde etkisi olmadığını iddia eden H<sub>0</sub> hipotezi reddedilmiştir. TV oranı, TVD kukla değişkeni ve firma büyüklüğü ile normalüstü getiri arasındaki ilişki anlamlıdır.

Kısmi regresyon test sonuçlarına göre, olasılık değeri TV oranı için p=0,009 < 0,05 olduğundan, TV oranının normalüstü getiriler üzerinde etkisi olmadığını iddia eden H<sub>0</sub> hipotezi reddedilmiştir. Olasılık değeri TVD kukla değişkeni için p=0,003 < 0,05 olduğundan, TVD kukla değişkeninin normalüstü getiriler üzerinde etkisi olmadığını iddia eden H<sub>0</sub> hipotezi reddedilmiştir. Firma büyüklüğü test istatistik sonuçları olasılık değeri p=0,000 < 0,01 olduğundan, firma büyüklüğünün normalüstü getiriler üzerinde etkisi olmadığını iddia eden H<sub>0</sub> hipotezi reddedilmiştir. Test sonuçlarına göre, TV oranı, TVD kukla değişkeni, firma büyüklüğü ile normalüstü getiriler arasındaki ilişki anlamlıdır. Normalüstü getiriler ile olan ilişkinin yönü, TV oranı ve TVD kukla değişkeninde negatif, firma büyüklüğünde ise pozitif yönlüdür.

TV oranı ile getiriler arasındaki ilişkiyi risk faktörünü de dikkate alarak analiz etmek amacıyla, bağımlı değişken olarak normalüstü getiriler yerine, riske göre düzeltilmiş sharp oranı kullanılarak aşağıdaki regresyon denklemi oluşturulmuştur.

$$SO_{it} = a + b_1TV_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

07/2000 – 06/2013 dönemi için hisse senetlerinin sharp oranları bağımlı değişken, TV oranları bağımsız değişken olarak analize dahil edilmişlerdir. Model seçim testleri sonucunda sabit etkiler modelinin kullanılması uygun bulunmuştur. İstatistik test sonuçları aşağıda özetlenmektedir.

**Tablo 60 : Temettü Verimi ve Sharp Oranı Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

corr(u <sub>i</sub> , X <sub>b</sub> ) = -0,3669		Düz R Kare = 0,0001		Olasılık > F = 0,0121	
so	Katsayı	Dirençli Std.Hata	t	P> t	[%95 Güven Aralığı]
tv	-,0673665	,0264056	-2,55	0,012	-,1197124 - ,0150205
_cons	8116,427	35,64978	227,67	0,000	8045,756 8187,099
sigma_u	475,22446				
sigma_e	4650,6092				
rho	,01033395				

Modelin olasılık değeri p= 0,0121 < 0,05 olduğundan tahmin edilen denklemin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. TV oranının sharp oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden H<sub>0</sub> hipotezi reddedilmiştir. TV oranı ile sharp oranı arasındaki ilişki anlamlıdır.

Sıfır temettü etkisinin sharp oranı üzerindeki etkisini test etmek için modele kukla değişken eklenerek aşağıdaki regresyon denklemi oluşturulmuştur.

$$SO_{it} = a + b_1TV_{it-1} + b_2TVD_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

07/2000 – 06/2013 dönemi için hisse senetlerinin sharp oranları bağımlı değişken, TV oranları bağımsız değişken ve TVD kukla değişken olarak analize dahil edilmişlerdir. Model seçim testleri sonucunda sabit etkiler modelinin kullanılması uygun bulunmuştur. İstatistik test sonuçları aşağıda özetlenmektedir.

**Tablo 61 : Temettü Verimi Oranı (Kukla Değişkenli) ve Sharp Oranı Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

corr(u <sub>i</sub> , X <sub>b</sub> ) = -0,2333		Düz R Kare = 0,0000		Olasılık > F = 0,0219	
so	Katsayı	Dirençli Std.Hata	t	P> t	[%95 Güven Aralığı]
tv	-,1106234	,0417976	-2,65	0,009	-,1934824 - ,0277645
tvd	-249,9976	167,8415	-1,49	0,139	-582,7239 82,72867
_cons	8563,801	307,5153	27,85	0,000	7954,188 9173,415
sigma_u	460,31481				
sigma_e	4650,3542				
rho	,00970294				

Modelin olasılık değeri  $p = 0,0219 < 0,05$  olduğundan tahmin edilen denklemin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. TV oranı ve TVD kukla değişkeninin sharp oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. TV oranı ve TVD kukla değişkeni ile sharp oranı arasındaki ilişki anlamlıdır.

Kısmi regresyon test sonuçlarına göre, olasılık değeri TV oranı için  $p = 0,009 < 0,01$  olduğundan, TV oranının sharp oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. Olasılık değeri TVD kukla değişkeni için  $p = 0,139 > 0,05$  olduğundan, TVD kukla değişkeninin sharp oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilememiştir. TV oranı ile sharp oranı arasında ilişki vardır ve negatif yönlüdür. TVD kukla değişkeni ile sharp oranı arasındaki ilişki anlamlı değildir. TV oranındaki değişimler, sharp oranındaki değişimleri açıklayabilmekteyken, sıfır temettü etkisinin sharp oranındaki değişimleri açıklamada yetersiz kaldığı görülmektedir.

Firma büyüklüğü değişkeni kontrol değişkeni olarak modele dahil edildiğinde, TV oranı ile sharp oranı arasındaki ilişkinin boyutunu ve yönünü test etmek için aşağıdaki regresyon denklemi oluşturulmuştur.

$$SO_{it} = a + b_1 TV_{it-1} + b_2 LogFB_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

07/2000 – 06/2013 dönemi için hisse senetlerinin sharp oranları bağımlı değişken, TV oranları bağımsız değişken ve firma büyüklüğü kontrol değişkeni olarak analize dahil edilmişlerdir. Model seçim testleri sonucunda sabit etkiler modelinin kullanılması uygun bulunmuştur. İstatistik test sonuçları aşağıda özetlenmektedir.

**Tablo 62 : Temettü Verimi Oranı, Firma Büyüklüğü ve Sharp Oranı Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

		Düz R Kare		= 0,5471	
corr(u <sub>i</sub> , X <sub>b</sub> ) = 0,0011		Olasılık > F		= 0,0000	
so	Katsayı	Dirençli Std.Hata	t	P> t	[%95 Güven Aralığı]
tv	,0108275	,0255359	0,42	0,672	-,0397945 ,0614495
logfb	3,956722	,0252861	156,48	0,000	3,906596 4,006849
_cons	2796,144	51,57618	54,21	0,000	2693,9 2898,387
sigma_u	355,50646				
sigma_e	3123,8116				
rho	,01278606				

Modelin olasılık değeri  $p = 0,0000 < 0,01$  olduğundan tahmin edilen denklemin %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. TV oranı ve firma büyüklüğünün sharp oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. TV oranı ve firma büyüklüğü ile sharp oranı arasındaki ilişki anlamlıdır.

Kısmi regresyon test sonuçlarına göre, olasılık değeri TV oranı için  $p = 0,672 > 0,05$  olduğundan, TV oranının sharp oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilememiştir. TV oranı ile sharp oranı arasındaki ilişki anlamlı değildir. Firma büyüklüğü test istatistik sonuçları olasılık değeri  $p = 0,000 < 0,01$  olduğundan, firma büyüklüğünün sharp oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. Firma büyüklüğü ile sharp oranı arasında ilişki vardır ve pozitif yönlüdür.

Sıfır temettü etkisini test etmek için kontrol değişkenli modele TVD kukla değişkeni eklenerek aşağıdaki model oluşturulmuştur.

$$SO_{it} = a + b_1 TV_{it-1} + b_2 TVD_{it-1} + b_3 LogFB_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

07/2000 – 06/2013 dönemi için hisse senetlerinin sharp oranı bağımlı değişken, TV oranları bağımsız değişken, TVD kukla değişken ve firma büyüklüğü kontrol değişkeni olarak analize dahil edilmişlerdir. Model seçim testleri sonucunda sabit etkiler modelinin kullanılması uygun bulunmuştur. İstatistik test sonuçları aşağıda özetlenmektedir.

**Tablo 63 : Temettü Verimi (Kukla Değişkenli), Firma Büyüklüğü ve Sharp Oranı Panel Veri Sabit Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

corr(u <sub>i</sub> , X <sub>b</sub> ) = 0,0001		Düz R Kare = 0,5470		Olasılık > F = 0,0000	
so	Katsayı	Dirençli Std.Hata	t	P> t	[%95 Güven Aralığı]
tv	,0189537	,0356988	0,53	0,597	-,0518151 ,0897225
tvd	46,93332	155,4283	0,30	0,763	-261,1852 355,0518
logfb	3,956994	,0252179	156,91	0,000	3,907003 4,006986
_cons	2711,791	278,8115	9,73	0,000	2159,079 3264,502
sigma_u	358,82507				
sigma_e	3123,8838				
rho	,01302217				

Modelin olasılık değeri  $p = 0,0000 < 0,01$  olduğundan tahmin edilen denklemin %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. TV oranı, TVD kukla değişkeni ve firma büyüklüğünün sharp oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. TV oranı, TVD kukla değişkeni ve firma büyüklüğü ile sharp oranı arasındaki ilişki anlamlıdır.

Kısmi regresyon test sonuçlarına göre, olasılık değeri TV oranı için  $p = 0,597 > 0,05$  olduğundan, TV oranının sharp oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilememiştir. Olasılık değeri TVD kukla değişkeni için  $p = 0,763 > 0,05$  olduğundan, TVD kukla değişkeninin sharp oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilememiştir. Firma büyüklüğü test istatistik sonuçları olasılık değeri  $p = 0,000 < 0,01$  olduğundan, firma büyüklüğünün sharp oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. Test sonuçlarına göre, ne TV oranı ne de TVD kukla değişkeni ile sharp oranı arasındaki ilişki anlamlı değildir. Firma büyüklüğü ile sharp oranı arasında ilişki vardır ve pozitif yönlüdür.

TV oranının riske uyarlanmış getiri oranlarından bir diğeri olan treynor oranına etkisini analiz etmek için aşağıdaki regresyon denklemi oluşturulmuştur.

$$TO_{it} = a + b_1 TV_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

07/2000 – 06/2013 dönemi için hisse senetlerinin treynor oranları bağımlı değişken, TV oranları bağımsız değişken olarak analize dahil edilmişlerdir. Model seçim testleri sonucunda rassal etkiler modelinin kullanılması uygun bulunmuştur. İstatistik test sonuçları aşağıda özetlenmektedir.

**Tablo 64 : Temettü Verimi Oranı ve Treynor Oranı Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

corr(u <sub>i</sub> , X) = 0 (varsayılan)		Düz R Kare		= 0,0000	
		Olasılık > chi2		= 0,0720	
to	Katsayı	Dirençli Std.Hata	z	P> z	[%95 Güven Aralığı]
tv	-,0210909	,0117237	-1,80	0,072	-,0440689 ,0018871
_cons	3902,754	50,79855	76,83	0,000	3803,191 4002,318
sigma_u	455,00655				
sigma_e	2567,2935				
rho	,03045457				



Modelin olasılık değeri  $p = 0,0720 > 0,05$  olduğundan tahmin edilen denklemin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olmadığı sonucuna varılmıştır. TV oranının treynor oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilememiştir. TV oranı ile treynor oranı arasındaki ilişki anlamlı değildir.

Sıfır temettü etkisinin varlığını test etmek için modele kukla değişken eklenerek aşağıdaki model oluşturulmuştur.

$$TO_{it} = a + b_1 TV_{it-1} + b_2 TVD_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

07/2000 – 06/2013 dönemi için hisse senetlerinin treynor oranları bağımlı değişken, TV oranları bağımsız değişken ve TVD kukla değişken olarak analize dahil edilmişlerdir. Model seçim testleri sonucunda rassal etkiler modelinin kullanılması uygun bulunmuştur. İstatistik test sonuçları aşağıda özetlenmektedir.

**Tablo 65 : Temettü Verimi Oranı ( Kukla Değişkenli ) ve Treynor Oranı Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

corr(u <sub>i</sub> , X) = 0 (varsayılan)		Düz R Kare		= 0,0002	
		Olasılık > chi2		= 0,0063	
to	Katsayı	Dirençli Std.Hata	z	P> z	[%95 Güven Aralığı]
tv	-,0650328	,0206021	-3,16	0,002	-,1054122 - ,0246535
tvd	-241,0596	84,97053	-2,84	0,005	-407,5988 -74,52046
_cons	4337,147	162,8758	26,63	0,000	4017,916 4656,378
sigma_u	455,33451				
sigma_e	2566,5085				
rho	,03051524				

Modelin olasılık değeri  $p = 0,0063 < 0,01$  olduğundan tahmin edilen denklemin %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. TV oranı ve TVD kukla değişkeninin treynor oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. TV oranı ve TVD kukla değişkeni ile treynor oranı arasındaki ilişki anlamlıdır.

Kısmi regresyon test sonuçlarına göre, olasılık değeri TV oranı için  $p = 0,002 < 0,01$  olduğundan, TV oranının treynor oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. Olasılık değeri TVD kukla değişkeni için  $p = 0,005 < 0,01$  olduğundan, TVD kukla değişkeninin treynor oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia

eden  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. Hem TV oranı hem de TVD kukla değişkeni ile treynor oranı arasında ilişki vardır ve negatif yönlüdür.

Firma büyüklüğü değişkeni kontrol değişkeni olarak modele dahil edildiğinde, TV oranı ile treynor oranı arasındaki anlamlı ilişkinin devam edip etmediğini test etmek için aşağıdaki regresyon denklemi elde oluşturulmuştur.

$$TO_{it} = a + b_1 TV_{it-1} + b_2 LogFB_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

07/2000 – 06/2013 dönemi için hisse senetlerinin treynor oranı bağımlı değişken, TV oranları bağımsız değişken ve firma büyüklüğü kontrol değişkeni olarak analize dahil edilmişlerdir. Model seçim testleri sonucunda rassal etkiler modelinin kullanılması uygun bulunmuştur. İstatistik test sonuçları aşağıda özetlenmektedir.

**Tablo 66 : Temettü Verimi Oranı, Firma Büyüklüğü ve Treynor Oranı Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

corr(u <sub>i</sub> , X) = 0 (varsayılan)		Düz R Kare		= 0,3488	
		Olasılık > chi2		= 0,0000	
to	Katsayı	Dirençli Std.Hata	z	P> z	[%95 Güven Aralığı]
tv	,0089519	,0107093	0,84	0,403	-,012038 ,0299418
logfb	1,774958	,0704485	25,20	0,000	1,636882 1,913035
_cons	1522,909	143,2641	10,63	0,000	1242,116 1803,701
sigma_u	473,52676				
sigma_e	2049,5076				
rho	,05067623				

Modelin olasılık değeri  $p=0,0000 < 0,01$  olduğundan tahmin edilen denklemin %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. TV oranı ve firma büyüklüğünün treynor oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. TV oranı ve firma büyüklüğü ile treynor oranı arasındaki ilişki anlamlıdır.

Kısmi regresyon test sonuçlarına göre, olasılık değeri TV oranı için  $p=0,403 > 0,05$  olduğundan, TV oranının treynor oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilememiştir. TV oranı ile treynor oranı arasındaki ilişki anlamlı değildir. Firma büyüklüğü test istatistik sonuçları olasılık değeri  $p=0,000 < 0,01$  olduğundan, firma büyüklüğünün treynor oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi

reddedilmiştir. Firma büyüklüğü ile treynor oranı arasında ilişki vardır ve pozitif yönlüdür.

Sıfır temettü etkisini test etmek için kontrol değişkenli modele TVD kukla değişkeni eklenerek aşağıdaki model oluşturulmuştur.

$$TO_{it} = a + b_1TV_{it-1} + b_2TVD_{it-1} + b_3 \text{LogFB}_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

07/2000 – 06/2013 dönemi için hisse senetlerinin treynor oranları bağımlı değişken, TV oranları bağımsız değişken, TVD kukla değişken ve firma büyüklüğü kontrol değişkeni olarak analize dahil edilmişlerdir. Model seçim testleri sonucunda rassal etkiler modelinin kullanılması uygun bulunmuştur. İstatistik test sonuçları aşağıda özetlenmektedir.

**Tablo 67 : Temettü Verimi Oranı (Kukla Değişkenli), Firma Büyüklüğü ve Treynor Oranı Panel Veri Rassal Etkiler Modeli Test İstatistikleri Sonuçları**

corr(u <sub>i</sub> , X) = 0 (varsayılan)		Düz R Kare		= 0,3486	
		Olasılık > chi2		= 0,0000	
to	Katsayı	Dirençli Std.Hata	z	P> z	[%95 Güven Aralığı]
tv	-,0130293	,0175433	-0,74	0,458	-,0474135 ,0213549
tvd	-122,6257	64,94753	-1,89	0,059	-249,9205 4,669148
logfb	1,774218	,070459	25,18	0,000	1,636121 1,912315
_cons	1744,355	189,2285	9,22	0,000	1373,474 2115,236
sigma_u	473,9507				
sigma_e	2049,2818				
rho	,05077303				

Modelin olasılık değeri p= 0,0000 < 0,01 olduğundan tahmin edilen denklemin %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. TV oranı, TVD kukla değişkeni ve firma büyüklüğünün treynor oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden H<sub>0</sub> hipotezi reddedilmiştir. TV oranı, TVD kukla değişkeni ve firma büyüklüğü ile treynor oranı arasındaki ilişki anlamlıdır.

Kontrol değişkeninin modele eklenmesiyle hem TV oranı değişkeninin hem de kukla değişkeninin treynor oranındaki değişimi açıklama gücü %5 anlamlılık düzeyinde kaybolmuştur. Kısmi regresyon test sonuçlarına göre, olasılık değeri TV oranı için p=0,458 > 0,05 olduğundan, TV oranının treynor oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden H<sub>0</sub> hipotezi reddedilememiştir. Olasılık değeri F/KD kukla değişkeni için

$p = 0,059 > 0,05$  olduğundan, TVD kukla değişkeninin treynor oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilememiştir. Firma büyüklüğü test istatistik sonuçları olasılık değeri  $p=0,000 < 0,01$  olduğundan, firma büyüklüğünün treynor oranı üzerinde etkisi olmadığını iddia eden  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. Test sonuçlarına göre, TV oranı ve TVD kukla değişkeni ile treynor oranı arasındaki ilişki anlamlı değildir. Firma büyüklüğü ile treynor oranı arasında ilişki vardır ve pozitif yönlüdür.

Aşağıdaki tabloda TV ve TVD ile ilgili sonuçlar özetlenmiştir. TV %1 anlamlılık düzeyinde normalüstü getirilerdeki, sharp ve treynor oranlarındaki değişimleri açıklayabilmekte, TVD ise %1 anlamlılık düzeyinde normalüstü getirileri ve treynor oranındaki değişimi açıklayabilmektedir. TVD %10 anlamlılık düzeyinde bile sharp oranındaki değişimi açıklayamamaktadır. Kontrol değişkeni olarak firma büyüklüğü modele dahil edildiğinde, ne TV ne de TVD %5 anlamlılık düzeyinde sharp ve treynor oranlarındaki değişimi açıklayamamakta, normalüstü getirilerdeki değişimi ise %1 anlamlılık düzeyinde açıklayabilmektedir. TVD %10 anlamlılık düzeyinde kontrol değişkenli modelde treynor oranındaki değişimi açıklayabilmektedir.

**Tablo 68 : Temettü Verimi Test Sonuçları**

	tv	tvd	logfbdif	tv	tvd	logfbdif	tv	tvd	logfbdif
<b>AR</b>			<b>SO</b>			<b>TO</b>			
Katsayı	-0.0175	-	-	-0.0674	-	-	-0.0211	-	-
t değeri	-2.44	-	-	-2.55	-	-	-1.80	-	-
Olasılık	<b>0.017*</b>	-	-	<b>0.012*</b>	-	-	0.072	-	-
R Kare	0.0000			0.0001			0.0000		
<b>AR</b>			<b>SO</b>			<b>TO</b>			
Katsayı	-0.0479	-176.0201	-	-0.1106	-249.9976	-	-0.0650	-241.0596	-
t değeri	-4.40	-3.49	-	-2.65	-1.49	-	-3.16	-2.84	-
Olasılık	<b>0.000*</b>	<b>0.001*</b>	-	<b>0.009*</b>	0.139	-	<b>0.002*</b>	<b>0.005*</b>	-
R Kare	0.0006			0.0000			0.0002		
<b>AR</b>			<b>SO</b>			<b>TO</b>			
Katsayı	0.0015	-	0.7377	0.0108	-	3.9567	0.0089	-	1.7750
t değeri	0.27	-	48.26	0.42	-	156.48	0.84	-	25.20
Olasılık	0.783	-	<b>0.000*</b>	0.672	-	<b>0.000*</b>	0.403	-	<b>0.000*</b>
R Kare	0.2434			0.5471			0.3488		
<b>AR</b>			<b>SO</b>			<b>TO</b>			
Katsayı	-0.0238	-120.7674	0.7363	0.0189	46.9333	3.957	-0.013	-122.6257	1.7742
t değeri	-2.65	-3.01	47.67	0.53	0.30	156.91	-0.74	-1.89	25.18
Olasılık	<b>0.009*</b>	<b>0.003*</b>	<b>0.000*</b>	0.597	0.763	<b>0.000*</b>	0.458	0.059	<b>0.000*</b>
R Kare	0.2435			0.5470			0.3486		

#### 4.4.5.2 Panel Veri Çoklu Regresyon Analizi

Çoklu regresyon analizindeki ilk model bütün açıklayıcı değişkenlerin yer aldığı model olarak belirlenmiş, daha sonraki modeller her bir açıklayıcı değişkenin modelden çıkarılmasıyla oluşturulmuştur. Böylelikle modelden çıkarılan değişkenin modelin bütününe olan etki gücü de test edilmiştir.

##### 4.4.5.2.1 Normalüstü Getiri Modelleri

Normalüstü getirileri açıklamak için oluşturulan çoklu regresyon test sonuçları aşağıdaki tabloda gösterilmiştir. İlk önce bütün açıklayıcı değişkenlerin olduğu model çalıştırılmış, daha sonra her yeni modelde açıklayıcı değişkenlerden bir tanesi modelden çıkarılarak etkisi analiz edilmeye çalışılmıştır.

Açıklayıcı değişkenlerin tamamının yer aldığı modelde, kısmi regresyon sonuçlarına göre %5 anlamlılık düzeyinde Piyasa Değeri / Defter Değeri ( PD/DD ), Firma Büyüklüğü ( Logfb) ve Temettü Verimi kukla değişkeninin ( TVD ) istatistiki olarak anlamlı olduğu görülmektedir. %10 anlamlılık düzeyinde Temettü Verimi ( TV ) değişkeni de anlamlıdır. Diğer açıklayıcı değişkenlerin hiçbiri anlamlı değildir.

Firma büyüklüğü değişkeni çıkartılarak oluşturulan modelde; PD/DD, TV ve TVD değişkenleri %1 anlamlılık düzeyinde normalüstü getirilerdeki değişimi açıklayabilmektedir.

PD/DD değişkeni çıkartılarak oluşturulan modelde ise çok ilginç bir sonuçla karşılaşmaktadır. Firma büyüklüğü, TV ve TVD'nin yanısıra F/S değişkeni de %5 anlamlılık düzeyinde normalüstü getirileri açıklayabilmektedir. Bütün değişkenlerin olduğu modelde çok zayıf negatif yönlü ilişkiye (  $t=-0,13$   $p= 0,898$  ) sahip olan F/S değişkeni, PD/DD değişkeninin modelden çıkarılmasıyla pozitif yönlü çok güçlü bir ilişkiye (  $t=4,09$   $p= 0,000$  ) ulaşmıştır.

F/K ve F/KD, F/NA ve F/NAD ile F/S değişkenlerinin çıkarılmasıyla oluşturulan modellerde ortaya çıkan sonuç bütün değişkenlerin olduğu ilk modeldeki sonuçla aynıdır. Kısmi regresyon sonuçlarına göre %5 anlamlılık düzeyinde PD/DD, firma

büyükülüğü ve TVD kukla deęişkenlerinin istatistiki olarak anlamlı olduęu görölmektedir. %10 anlamlılık düzeyinde TV deęişkeni de anlamlıdır. Dięer açıklayıcı deęişkenlerin hiçbirisi anlamlı deęildir.

Son modelimiz ise TV ve TVD deęişkenlerinin çıkarılarak oluşturulduęu modeldir. PD/DD ve firma büyükülüğü açıklayıcı deęişkenleri %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı sonuçlar vermişlerdir.

**Tablo 69 : Çoklu Regresyon Normalüstü Getiriler Test Sonuçları**

	<b>pddd</b>	<b>logfbdif</b>	<b>fk</b>	<b>fkf</b>	<b>fna</b>	<b>fnad</b>	<b>fs</b>	<b>tv</b>	<b>tvd</b>
<b>AR</b>									
Katsayı	0.0342	0.7274	0.0025	24.2475	0.0005	23.4338	-0.0008	-0.0167	-91.5907
t deęeri	7.33	47.33	0.77	0.63	0.15	0.51	-0.13	-1.73	-2.2
Olasılık	<b>0.000*</b>	<b>0.000*</b>	0.446	0.527	0.880	0.609	0.898	0.087	<b>0.030*</b>
R Kare	<b>0.2456</b>								
	<b>pddd</b>	<b>logfbdif</b>	<b>fk</b>	<b>fkf</b>	<b>fna</b>	<b>fnad</b>	<b>fs</b>	<b>tv</b>	<b>tvd</b>
<b>AR</b>									
Katsayı	0.0511	-	0.0021	32.0381	0.0005	-56.1135	0.0083	-0.0358	-124.0057
t deęeri	8.41	-	0.6	0.76	0.14	-1.07	1.04	-3.1	-2.37
Olasılık	<b>0.000*</b>	-	0.551	0.447	0.89	0.287	0.299	<b>0.002*</b>	<b>0.02*</b>
R Kare	<b>0.0093</b>								
	<b>pddd</b>	<b>logfbdif</b>	<b>fk</b>	<b>fkf</b>	<b>fna</b>	<b>fnad</b>	<b>fs</b>	<b>tv</b>	<b>tvd</b>
<b>AR</b>									
Katsayı	-	0.7337	0.0027	13.3724	0.0001	25.342	0.021	-0.0204	-98.4005
t deęeri	-	47.18	0.82	0.34	0.04	0.53	4.09	-2.25	-2.4
Olasılık	-	<b>0.000*</b>	0.413	0.732	0.966	0.599	<b>0.000*</b>	<b>0.027*</b>	<b>0.018*</b>
R Kare	<b>0.2445</b>								
	<b>pddd</b>	<b>logfbdif</b>	<b>fk</b>	<b>fkf</b>	<b>fna</b>	<b>fnad</b>	<b>fs</b>	<b>tv</b>	<b>tvd</b>
<b>AR</b>									
Katsayı	0.0342	0.7274	-	-	0.0006	25.5384	-0.0008	-0.0164	-89.7793
t deęeri	7.29	47.31	-	-	0.19	0.56	-0.13	-1.69	-2.15
Olasılık	<b>0.000*</b>	<b>0.000*</b>	-	-	0.850	0.576	0.896	0.094	<b>0.034*</b>
R Kare	<b>0.2456</b>								
	<b>pddd</b>	<b>logfbdif</b>	<b>fk</b>	<b>fkf</b>	<b>fna</b>	<b>fnad</b>	<b>fs</b>	<b>tv</b>	<b>tvd</b>
<b>AR</b>									
Katsayı	0.0343	0.7271	0.0025	27.2805	-	-	-0.0006	-0.0168	-91.9831
t deęeri	7.35	47.45	0.78	0.72	-	-	-0.1	-1.72	-2.2
Olasılık	<b>0.000*</b>	<b>0.000*</b>	0.439	0.473	-	-	0.918	0.089	<b>0.030*</b>
R Kare	<b>0.2456</b>								
	<b>pddd</b>	<b>logfbdif</b>	<b>fk</b>	<b>fkf</b>	<b>fna</b>	<b>fnad</b>	<b>fs</b>	<b>tv</b>	<b>tvd</b>

AR									
Katsayı	0.034	0.7273	0.0025	24.2457	0.0004	23.1505	-	-0.0167	-90.9993
t değeri	8.78	47.19	0.77	0.63	0.15	0.5	-	-1.7	-2.18
Olasılık	<b>0.000*</b>	<b>0.000*</b>	0.445	0.527	0.885	0.618	-	0.093	<b>0.032*</b>
R Kare	<b>0.2457</b>								
	<b>pddd</b>	<b>logfbdif</b>	<b>fk</b>	<b>fkf</b>	<b>fna</b>	<b>fnad</b>	<b>fs</b>	<b>tv</b>	<b>tvd</b>
AR									
Katsayı	0.0344	0.7277	0.0023	15.6538	0.0001	23.2679	0.0005	-	-
t değeri	7.450	47.37	0.69	0.4	0.03	0.51	0.08	-	-
Olasılık	<b>0.000*</b>	<b>0.000*</b>	0.489	0.687	0.979	0.614	0.938	-	-
R Kare	<b>0.246</b>								

#### 4.4.5.2.2 Sharp Oranı Modelleri

Sharp oranındaki değişimleri açıklamak için oluşturulan çoklu regresyon test sonuçları aşağıdaki tabloda gösterilmiştir. İlk önce bütün açıklayıcı değişkenlerin olduğu model çalıştırılmış, daha sonra her yeni modelde açıklayıcı değişkenlerden bir tanesi modelden çıkarılarak etkisi analiz edilmeye çalışılmıştır.

Açıklayıcı değişkenlerin hepsinin yer aldığı modelde, kısmi regresyon sonuçlarına göre %1 anlamlılık düzeyinde PD/DD , firma büyüklüğü ve F/S değişkenlerinin istatistiki olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Diğer açıklayıcı değişkenlerin hiçbiri anlamlı değildir.

Firma büyüklüğü değişkeni çıkartılarak oluşturulan modelde; F/S değişkeni %1, TV değişkeni ise %5 anlamlılık düzeyinde sharp oranındaki değişimleri açıklayabilmektedirler. F/NAD değişkeni de bu modelde %10 anlamlılık düzeyinde sharp oranındaki değişimi açıklama gücüne sahiptir. Ayrıca PD/DD değişkeni açıklama gücünü önemli ölçüde kaybetmiştir. (  $p = 0,346$  )

PD/DD değişkeni çıkartılarak oluşturulan modelde ise çok ilginç bir sonuçla karşılaşmaktayız. Normalüstü getirilerdeki değişimi açıklamak için kurulan bütün açıklayıcı değişkenlerin olduğu çoklu regresyon modelinde, F/S'nin olasılık değeri 0,898 iken PD/DD değişkeninin modelden çıkarılmasıyla oluşturulan modelde F/S'nin olasılık değeri 0,000 olmuş ve istatistiki olarak anlamlı hale gelmişti. Sharp oranındaki değişimi açıklamak için kurulan modellerde ise tam tersi bir durumla

karşılaşmaktadır. Bütün açıklayıcı değişkenlerin olduğu modelde F/S olasılık değeri 0,000 iken, PD/DD değişkeninin çıkarılmasıyla oluşturulan yeni modelde olasılık değeri 0,823 olarak gerçekleşmiştir. Bu modelde sadece firma büyüklüğü değişkeni %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak sharp oranındaki değişimi açıklayabilmekte, diğer açıklayıcı değişkenlerin hiçbirisi %10 anlamlılık düzeyinde bile istatistiki olarak anlamlı sonuç vermemektedir.

F/K ve F/KD, F/NA ve F/NAD ile TV ve TVD değişkenlerinin çıkarılmasıyla oluşturulan modellerde ortaya çıkan sonuç bütün değişkenlerin olduğu ilk modeldeki sonuçla aynıdır. Kısmi regresyon sonuçlarına göre %1 anlamlılık düzeyinde; PD/DD , firma büyüklüğü ve F/S değişkenlerinin istatistiki olarak anlamlı olduğu görülmektedir.

F/S değişkeninin çıkarılmasıyla oluşturulan modelde ise, PD/DD ve firma büyüklüğü açıklayıcı değişkenleri %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı sonuçlar vermişlerdir.

**Tablo 70 : Çoklu Regresyon Sharp Oranı Test Sonuçları**

	<b>pddd</b>	<b>logfbdif</b>	<b>fk</b>	<b>fkD</b>	<b>fna</b>	<b>fnad</b>	<b>fs</b>	<b>tv</b>	<b>tvd</b>
<b>SO</b>									
Katsayı	-0.1071	3.9781	0.009	18.5297	-0.0052	144.5911	0.0726	0.01	35.6937
t değeri	-6.57	151.95	0.93	0.18	-0.67	1.15	3.6	0.28	0.23
Olasılık	<b>0.000*</b>	<b>0.000*</b>	0.357	0.856	0.504	0.251	<b>0.000*</b>	0.782	0.821
R Kare	<b>0.5464</b>								
	<b>pddd</b>	<b>logfbdif</b>	<b>fk</b>	<b>fkD</b>	<b>fna</b>	<b>fnad</b>	<b>fs</b>	<b>tv</b>	<b>tvd</b>
<b>SO</b>									
Katsayı	-0.0148	-	0.0068	61.1393	-0.0051	-290.4709	0.1225	-0.0942	-141.5911
t değeri	-0.95	-	0.58	0.43	-0.45	-1.78	5.11	-2.2	-0.78
Olasılık	0.346	-	0.563	0.666	0.654	0.079	<b>0.000*</b>	<b>0.03*</b>	0.435
R Kare	<b>0.009</b>								
	<b>pddd</b>	<b>logfbdif</b>	<b>fk</b>	<b>fkD</b>	<b>fna</b>	<b>fnad</b>	<b>fs</b>	<b>tv</b>	<b>tvd</b>
<b>SO</b>									
Katsayı	-	3.9582	0.0083	52.5438	-0.0042	138.6227	0.0045	0.0215	56.9936
t değeri	-	154.93	0.84	0.52	-0.54	1.11	0.22	0.59	0.35
Olasılık	-	<b>0.000*</b>	0.405	0.601	0.593	0.271	0.823	0.559	0.727
R Kare	<b>0.5469</b>								
	<b>pddd</b>	<b>logfbdif</b>	<b>fk</b>	<b>fkD</b>	<b>fna</b>	<b>fnad</b>	<b>fs</b>	<b>tv</b>	<b>tvd</b>
<b>SO</b>									
Katsayı	-0.1066	3.978	-	-	-0.0049	136.886	0.0724	0.0115	29.8326
t değeri	-6.56	151.97	-	-	-0.63	1.07	3.58	0.32	0.19



Olasılık	<b>0.000*</b>	<b>0.000*</b>	-	-	0.533	0.287	<b>0.001*</b>	0.750	0.849
R Kare	<b>0.5462</b>								
	<b>pddd</b>	<b>logfbdif</b>	<b>fk</b>	<b>fk d</b>	<b>fna</b>	<b>fnad</b>	<b>fs</b>	<b>tv</b>	<b>tvd</b>
<b>SO</b>									
Katsayı	-0.1067	3.976	0.0086	40.1428	-	-	0.0731	0.0067	24.4962
t değeri	-6.53	152.12	0.88	0.39	-	-	3.6	0.18	0.16
Olasılık	<b>0.000*</b>	<b>0.000*</b>	0.381	0.700	-	-	<b>0.000*</b>	0.854	0.877
R Kare	<b>0.5466</b>								
	<b>pddd</b>	<b>logfbdif</b>	<b>fk</b>	<b>fk d</b>	<b>fna</b>	<b>fnad</b>	<b>fs</b>	<b>tv</b>	<b>tvd</b>
<b>SO</b>									
Katsayı	-0.0838	3.9818	0.0087	18.6695	-0.0036	170.7488	-	0.0022	-18.8938
t değeri	-5.62	152.53	0.89	0.19	-0.46	1.37	-	0.06	-0.12
Olasılık	<b>0.000*</b>	<b>0.000*</b>	0.373	0.852	0.643	0.172	-	0.951	0.904
R Kare	<b>0.5475</b>								
	<b>pddd</b>	<b>logfbdif</b>	<b>fk</b>	<b>fk d</b>	<b>fna</b>	<b>fnad</b>	<b>fs</b>	<b>tv</b>	<b>tvd</b>
<b>SO</b>									
Katsayı	-0.1072	3.9778	0.0092	20.7317	-0.0049	145.2114	0.0721	-	-
t değeri	-6.600	152.62	0.94	0.21	-0.64	1.16	3.64	-	-
Olasılık	<b>0.000*</b>	<b>0.000*</b>	0.348	0.836	0.524	0.249	<b>0.000*</b>	-	-
R Kare	<b>0.5464</b>								

#### 4.4.5.2.3 Treynor Oranı Modelleri

Treynor oranındaki değişimleri açıklamak için oluşturulan çoklu regresyon test sonuçları aşağıdaki tabloda gösterilmiştir. İlk önce bütün açıklayıcı değişkenlerin olduğu model çalıştırılmış, daha sonra her yeni modelde açıklayıcı değişkenlerden bir tanesi modelden çıkarılarak etkisi analiz edilmeye çalışılmıştır.

Açıklayıcı değişkenlerin hepsinin yer aldığı modelde, kısmi regresyon sonuçlarına göre %1 anlamlılık düzeyinde firma büyüklüğü, %10 anlamlılık düzeyinde ise TV değişkenlerinin istatistiki olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Diğer açıklayıcı değişkenlerin hiçbiri anlamlı değildir. Normalüstü getirilerdeki ve sharp oranındaki değişimleri açıklamada %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olan PD/DD açıklayıcı değişkeni, treynor oranındaki değişimi açıklamada %10 anlamlılık düzeyinde bile anlamlı sonuçlar vermemiştir. (  $p=0,136$  )

Firma büyüklüğü değişkeni çıkartılarak oluşturulan modelde; PD/DD, F/NAD, F/S, TV ve TVD değişkenleri %1 anlamlılık düzeyinde treynor oranındaki değişimleri açıklayabilmektedirler. Firma Büyüklüğü değişkeninin modelden çıkarılmasıyla, beş tane açıklayıcı değişkenin %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı hale gelmesi firma büyüklüğü değişkeninin güçlü bir kontrol değişkeni olduğunu göstermektedir.

PD/DD değişkeni çıkartılarak oluşturulan modelde; sadece firma büyüklüğü değişkeni %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak treynor oranındaki değişimi açıklayabilmekte, diğer açıklayıcı değişkenlerden F/NAD ve TVD ise %10 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı sonuç vermektedir.

F/K ve F/KD ile F/NA ve F/NAD değişkenlerinin çıkarılmasıyla oluşturulan modellerde ortaya çıkan sonuçlara göre firma büyüklüğü değişkeni %1 anlamlılık düzeyinde; PD/DD, F/S ve TVD değişkenleri ise %10 anlamlılık düzeyinde treynor oranındaki değişimi açıklayabilmektedir.

F/S değişkeninin çıkarılmasıyla oluşturulan modelde ise; firma büyüklüğü açıklayıcı değişkeni %1, TVD değişkeni ise %5 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı sonuçlar vermişlerdir.

TV ve TVD değişkenlerinin çıkarılmasıyla oluşturulan modelde; firma büyüklüğü %1, F/S %5, PD/DD ve F/NAD ise %10 anlamlılık düzeyinde treynor oranındaki değişimleri açıklamakta istatistiki olarak anlamlı sonuç vermiştir.

**Tablo 71 : Çoklu Regresyon Treynor Oranı Test Sonuçları**

	pddd	logfbdif	fk	fkf	fna	fnad	fs	tv	tvd
<b>TO</b>									
Katsayı	-0.0131	1.7744	0.0027	63.5007	-0.0004	-112.6066	0.022	-0.0164	-141.9147
t değeri	-1.50	25.08	0.42	1.07	-0.09	-1.66	1.62	-0.84	-1.97
Olasılık	0.136	<b>0.000*</b>	0.673	0.287	0.932	0.101	0.108	0.404	0.052
R Kare	<b>0.3498</b>								
	pddd	logfbdif	fk	fkf	fna	fnad	fs	tv	tvd
<b>TO</b>									
Katsayı	0.0208	-	0.0017	82.5058	-0.0004	-306.657	0.0443	-0.0629	-220.9889
t değeri	3.00	-	0.22	1.09	-0.06	-3.53	2.79	-2.64	-2.31

Olasılık	<b>0.003*</b>	-	0.823	0.277	0.949	<b>0.001*</b>	<b>0.006*</b>	<b>0.009*</b>	<b>0.023*</b>
R Kare	<b>0.0025</b>								
	<b>pddd</b>	<b>logfbdif</b>	<b>fk</b>	<b>fkf</b>	<b>fna</b>	<b>fnad</b>	<b>fs</b>	<b>tv</b>	<b>tvd</b>
<b>TO</b>									
Katsayı	-	1.7719	0.0026	67.6586	-0.0003	-113.336	0.0137	-0.015	-139.311
t değeri	-	25.30	0.41	1.13	-0.06	-1.66	1.17	-0.75	-1.93
Olasılık	-	<b>0.000*</b>	0.683	0.259	0.952	0.099	0.243	0.455	0.057
R Kare	<b>0.3493</b>								
	<b>pddd</b>	<b>logfbdif</b>	<b>fk</b>	<b>fkf</b>	<b>fna</b>	<b>fnad</b>	<b>fs</b>	<b>tv</b>	<b>tvd</b>
<b>TO</b>									
Katsayı	-0.0145	1.7742	-	-	-0.0006	-100.87	0.0219	-0.0133	-113.4716
t değeri	-1.75	25.07	-	-	-0.11	-1.44	1.89	-0.76	-1.71
Olasılık	0.081	<b>0.000*</b>	-	-	0.913	0.151	0.059	0.448	0.086
R Kare	<b>0.3495</b>								
	<b>pddd</b>	<b>logfbdif</b>	<b>fk</b>	<b>fkf</b>	<b>fna</b>	<b>fnad</b>	<b>fs</b>	<b>tv</b>	<b>tvd</b>
<b>TO</b>									
Katsayı	-0.0143	1.7753	0.0037	72.2343	-	-	0.0212	-0.0126	-123.1856
t değeri	-1.76	25.14	0.59	1.21	-	-	1.84	-0.73	-1.87
Olasılık	0.079	<b>0.000*</b>	0.553	0.226	-	-	0.065	0.465	0.062
R Kare	<b>0.3498</b>								
	<b>pddd</b>	<b>logfbdif</b>	<b>fk</b>	<b>fkf</b>	<b>fna</b>	<b>fnad</b>	<b>fs</b>	<b>tv</b>	<b>tvd</b>
<b>TO</b>									
Katsayı	-0.0060	1.7755	0.0026	63.5432	0.0001	-104.6626	-	-0.0187	-158.4926
t değeri	-0.82	25.00	0.41	1.08	0.01	-1.51	-	-0.98	-2.25
Olasılık	0.416	<b>0.000*</b>	0.681	0.284	0.993	0.135	-	0.332	<b>0.026*</b>
R Kare	<b>0.3493</b>								
	<b>pddd</b>	<b>logfbdif</b>	<b>fk</b>	<b>fkf</b>	<b>fna</b>	<b>fnad</b>	<b>fs</b>	<b>tv</b>	<b>tvd</b>
<b>TO</b>									
Katsayı	-0.0139	1.7740	0.0037	69.4435	-0.0009	-115.6597	0.0237	-	-
t değeri	-1.70	25.12	0.58	1.19	-0.19	-1.67	2.08	-	-
Olasılık	0.089	<b>0.000*</b>	0.561	0.236	0.851	0.094	<b>0.038*</b>	-	-
R Kare	<b>0.3492</b>								

## SONUÇ ve ÖNERİLER

Bu çalışmada, dünya piyasalarında gözlemlenmekte olan kesitsel anomalilerin Borsa İstanbul'da da mevcut olup olmadığı piyasa etkinliği bağlamında araştırılmıştır. Fiyat / Kazanç oranı, Piyasa Değeri / Defter Değeri oranı, Firma Büyüklüğü, Fiyat / Satış oranı, Fiyat / Nakit Akımı oranı ve Temettü Verimi anomalilerin BİST'deki varlığı ve olası nedenlerinin tespit edilmesi çalışmanın başlıca amacıdır.

Çalışmada 1 Temmuz 2000 – 30 Haziran 2013 yılları arasında İMKB100 veya BİST100 te işlem görmüş, mali sektör dışında kalan, inceleme dönemi boyunca sürekli işlem görmüş şirketlerin hisse senetleri kullanılmıştır. İnceleme döneminde herhangi bir yılda BİST100 endeksine giren firmalar örnekleme dahil edilmiştir. Bu şekilde 108 adet firma analize dahil edilmiştir. Aylık düzeltilmiş getiri verileri kullanıldığından, çalışma kapsamında yer alan gözlem sayısı 16.956 adettir( 108 yatay kesit x 157 dönem ). Modeller; üç adet bağımlı değişken ( Normalüstü Getiri, Sharp Oranı ve Treynor Oranı), bir adet kontrol değişkeni ( Firma Büyüklüğü ), altı adet açıklayıcı değişken ( Piyasa Değeri / Defter Değeri, Firma Büyüklüğü, Fiyat / Satış, Fiyat / Kazanç, Fiyat / Nakit Akımı ve Temettü Verimi ) ve üç adet kukla değişkenden ( Fiyat / Kazanç, Fiyat / Nakit Akımı ve Temettü Verimi ) oluşmaktadır.

Portföyler oluşturulmak suretiyle kurulan Zaman Serisi ve Kesitsel Regresyon analizlerine göre, hisse senedi bazında farklılaşmayı kontrol etme ve hisse senedi davranışlarını inceleyen diğer yöntemlere göre daha doğru ölçme imkanı sağlayan Panel Veri Analizi yöntemi tercih edilmiştir.

Piyasa Değeri / Defter Değeri oranına ilişkin elde edilen bulgulara göre PD/DD oranının normalüstü getirilerdeki değişimi açıklamada %1 anlamlılık düzeyinde etkili olduğu, firma büyüklüğünün kontrol değişkeni olarak modele eklenmesiyle “t” değerinde hafif düşüş olsa da %1 anlamlılık düzeyindeki açıklama gücünü koruduğu tespit edilmiştir. “t” değerinin sıfırdan büyük olması PD/DD oranı ile normalüstü getiriler arasında pozitif yönlü ilişki olduğunu göstermektedir. Yüksek PD/DD oranlı hisselerin daha fazla normalüstü getiri sağladığı sonucuna varılmaktadır.

Risk faktörü modele dahil edildiğinde, PD/DD oranı %10 anlamlılık düzeyinde sharp oranındaki değişimi ( $p=0,079$ ), %1 anlamlılık düzeyinde ise treynor oranındaki değişimi açıklayabilmektedir. “t” değerinin pozitif olması, yüksek PD/DD oranına sahip hisselerin daha fazla riske uyarlanmış getiri sağladığı anlamına gelmektedir.

Risk faktörüne firma büyüklüğü kontrol değişkeni olarak dahil edildiğinde ise sharp oranındaki değişimi %1 anlamlılık düzeyinde açıklayabilmekteyken, treynor oranındaki değişimi %10 anlamlılık düzeyinde dahi açıklayamamaktadır. Kontrol değişkenli modelde PD/DD oranının “t” değeri negatif olduğundan ( $t= -5,69$ ), düşük PD/DD oranına sahip firmaların daha yüksek sharp oranına sahip olduğu tespit edilmiştir.

Çoklu regresyon modellerinden elde edilen kısmi regresyon sonuçları da yukarıdaki tespitlerle örtüşmektedir. Normalüstü getirilerle kurulan altı modelin hepsinde PD/DD oranı pozitif t değerlerine sahip ve %1 anlamlılık düzeyinde normalüstü getirilerdeki değişimi açıklayabilmektedir. Yüksek PD/DD oranına sahip firmalar daha yüksek normalüstü getiri sağlamaktadır. Sharp oranıyla kurulan altı modelin beş tanesinde PD/DD oranı negatif t değerlerine sahip ve %1 anlamlılık düzeyinde sharp oranındaki değişimi açıklayabilmektedir. Düşük PD/DD oranına sahip firmalar daha yüksek sharp oranına sahiptir. Treynor oranıyla kurulan altı modelden sadece bir tanesi %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı ve pozitif t değerine sahiptir. Diğer beş model negatif t değerine sahip ve %5 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı değildir.

Firma büyüklüğü değişkenine ilişkin elde edilen bulgulara göre firma büyüklüğünün normalüstü getirilerdeki değişimi açıklamada %1 anlamlılık düzeyinde etkili olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Genel kanının aksine firma büyüklüğü değişkeninin katsayısı pozitif değer almıştır. Büyük firmaların normalüstü getiri sağladığı sonucuna varılmaktadır. Risk faktörü modele dahil edildiğinde sharp oranı ve treynor oranındaki değişim %1 anlamlılık düzeyinde firma büyüklüğü ile açıklanabilmektedir. Pozitif katsayılı olması, büyük firmaların daha yüksek oranda riske göre düzeltilmiş getiri sağladığını göstermektedir. Çoklu regresyon sonuçları da yukarıda elde edilen sonuçları teyit etmektedir. Kısmi regresyon sonuçlarına göre, 18

modelin tamamında %1 anlamlılık düzeyinde normalüstü ve riske göre düzeltilmiş getiriler firma büyüklüğü ile açıklanabilmektedir.

Fiyat / Satış oranına ilişkin elde edilen bulgulara göre F/S oranının normalüstü getirilerdeki değişimi açıklamada %1 anlamlılık düzeyinde etkili olduğu, firma büyüklüğünün kontrol değişkeni olarak modele eklenmesiyle “t” değerinde hafif düşüş olsa da %1 anlamlılık düzeyindeki açıklama gücünü koruduğu tespit edilmiştir. Katsayısının pozitif değer alması, F/S oranı ile normalüstü getiriler arasında pozitif yönlü ilişki olduğunu göstermektedir. Yüksek F/S oranına sahip hisseler daha fazla normalüstü getiri sağlamaktadır.

Risk faktörü modele dahil edildiğinde %1 anlamlılık düzeyinde sharp ve treynor oranlarındaki değişimi açıklayabilmektedir. Pozitif “t” değeri, yüksek F/S oranına sahip hisselerin daha yüksek riske göre düzeltilmiş getiri sağladığını göstermektedir.

Risk faktörüne firma büyüklüğü kontrol değişkeni olarak dahil edildiğinde ise sharp ve treynor oranlarındaki değişimi %10 anlamlılık düzeyinde bile açıklayamamaktadır ( p değerleri sırasıyla 0,927 ve 0,146 ).

Çoklu regresyon modellerinden elde edilen kısmi regresyon sonuçları yukarıdaki tespitlerle örtüşmemektedir. Normalüstü getirilerle kurulan altı modelin beş tanesinde %10 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı bir sonuç elde edilememiştir. Yalnızca PD/DD değişkeninin olmadığı modelde %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı sonuç elde edilmiştir( p değeri 0,000 ). Sharp oranıyla kurulan altı modelin beş tanesinde F/S oranı pozitif t değerlerine sahip ve %1 anlamlılık düzeyinde sharp oranındaki değişimi açıklayabilmektedir. Yalnızca PD/DD değişkeninin olmadığı modelde p değeri 0,823 > 0,10 olduğundan %10 anlamlılık düzeyinde bile anlamlı sonuca ulaşamamıştır. Normalüstü getirileri açıklayan modellerde, F/S oranı sadece PD/DD oranı değişkeninin olmadığı modelde anlamlı iken, sharp oranını açıklayan modellerde sadece PD/DD oranının olmadığı modelde istatistiki olarak anlamlı olmayıp diğer beş modelin tamamında %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlıdır. Treynor oranını açıklayan çoklu regresyon modellerinden elde edilen sonuçlar, normalüstü getiriler ve sharp oranıyla kurulan modellerden elde edilen sonuçlara göre daha ılımlıdır. Altı modelden bir tanesi %1, bir tanesi %5 ve iki tanesi de %10 anlamlılık düzeyinde treynor oranındaki değişimi

istatistiki olarak açıklayabilmektedir. Bütün açıklayıcı değişkenlerin olduğu model ve PD/DD değişkeninin dışındaki bütün açıklayıcı değişkenlerin olduğu modelde ise p değerleri sırasıyla 0,108 ve 0,243 olduğundan, F/S oranı değişkeni %10 anlamlılık düzeyinde anlamlı olarak treynor oranındaki değişimi açıklayamamaktadır.

F/K oranının ve negatif kazanç etkisinin varlığını araştırmak için kullanılan F/KD kukla değişkeninin, normalüstü getirilerdeki, sharp ve treynor oranlarındaki değişimi açıklamada %10 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Çoklu regresyon modellerinden elde edilen kısmi regresyon sonuçları da yukarıdaki tespitlerle örtüşmektedir. 18 modelin hiçbirisinde %10 anlamlılık düzeyinde normalüstü ve riske göre düzeltilmiş getiriler, F/K oranı ve F/KD değişkenleriyle açıklanamamaktadır.

Sadece F/NAD kukla değişkeninin, treynor oranındaki değişimi %1 anlamlılık düzeyinde açıklayabildiği ancak firma büyüklüğünün kontrol değişkeni olarak modele eklenmesiyle, F/NAD kukla değişkeninin açıklama gücünün %10 anlamlılık düzeyinde bile açıklama gücünün kalmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Çoklu regresyon modellerinden elde edilen kısmi regresyon sonuçlarına göre, normalüstü getirileri açıklamak için oluşturulan altı çoklu regresyon modelinden hiçbirisinde F/NA oranı açıklayıcı değişkeni ve F/NAD kukla değişkeni %10 anlamlılık düzeyinde anlamlı sonuç vermemektedir. Sharp oranındaki değişimi açıklamak amacıyla oluşturulan altı çoklu regresyon modelinden bir tanesinde F/NAD kukla değişkeni %10 anlamlılık düzeyinde anlamlı (  $p = 0,079$  ) sonuç verirken, F/NA değişkeni hiçbir modelde anlamlı sonuç vermemiştir. F/NAD kukla değişkeni, treynor oranındaki değişimi açıklamak amacıyla oluşturulan altı çoklu regresyon modelinin bir tanesinde %1, iki tanesinde %10 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı sonuç vermiştir.

TV açıklayıcı değişkeni %1 anlamlılık düzeyinde normalüstü getirilerdeki, sharp ve treynor oranlarındaki değişimleri açıklayabilmekte, TVD kukla değişkeni ise %1 anlamlılık düzeyinde normalüstü getirileri ve treynor oranındaki değişimi

açıklayabilmektedir. TVD %10 anlamlılık düzeyinde bile sharp oranındaki değişimi açıklayamamaktadır. Kontrol değişkeni olarak firma büyüklüğü modele dahil edildiğinde, TV ve TVD %5 anlamlılık düzeyinde sharp ve treynor oranlarındaki değişimi açıklayamamakta, normalüstü getirilerdeki değişimi ise %1 anlamlılık düzeyinde açıklayabilmektedir. TVD %10 anlamlılık düzeyinde kontrol değişkenli modelde treynor oranındaki değişimi açıklayabilmektedir.

Çoklu regresyon modellerinden elde edilen kısmi regresyon sonuçlarına göre, TV değişkeni normalüstü getirileri açıklamak için kurulan altı modelin bir tanesinde %1, bir tanesinde %5, dört tanesinde ise %10 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olarak normalüstü getirilerdeki değişimi açıklayabilmektedir. TVD kukla değişkeni ise altı modelin tamamında %5 anlamlılık düzeyinde normalüstü getirilerdeki değişimi açıklayabilmektedir. Sharp oranındaki değişimi açıklamak için kurulan altı modelden hiçbirisinde TVD kukla değişkeni %10 anlamlılık düzeyinde sharp oranındaki değişimi anlamlı olarak açıklayamamaktayken, TV değişkeni sadece bir modelde %5 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak açıklama gücüne sahiptir.

Normalüstü getirileri açıklamada firma büyüklüğü, PD/DD oranı, F/S oranı, TV ve TVD değişkenlerinin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Firma büyüklüğü değişkeni kontrol değişkeni olarak modele dahil edildiğinde, PD/DD oranı, F/S oranı, TV ve TVD değişkenlerinin normalüstü getirilerdeki değişimi açıklama güçleri %5 anlamlılık düzeyinde devam etmektedir.

Riske göre düzeltilmiş getirileri açıklamada; firma büyüklüğü, F/S oranı ve TV değişkenleri hem sharp hem de treynor oranlarını %5 anlamlılık düzeyinde, PD/DD oranı sharp oranını %10, treynor oranını %5 anlamlılık düzeyinde, TVD kukla değişkeni ise sadece treynor oranını %5 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak açıklayabilmektedir. Firma büyüklüğü değişkeni kontrol değişkeni olarak modellere dahil edildiğinde, F/S oranı, TV ve TVD kukla değişkeni %5 anlamlılık düzeyinde sharp ve treynor oranlarındaki değişimi istatistiki olarak anlamlı bir şekilde açıklayamamaktadır. PD/DD oranı sharp oranındaki değişimi %5 anlamlılık düzeyinde açıklayabilmekteyken, treynor oranındaki değişimi %10 anlamlılık düzeyinde bile istatistiki olarak açıklayamamaktadır.



Firma büyüklüğü değişkeninin kontrol değişkeni olarak modele dahil edilmesi, PD/DD oranı, F/S oranı, TV ve TVD değişkenlerinin normalüstü getirilerdeki değişimi açıklama güçlerini zayıflatmamasına karşın, risk unsuru modele dahil edildiğinde %5 anlamlılık düzeyinde sadece PD/DD oranının sharp oranındaki değişimi anlamlı olarak açıklayabildiği, F/S oranı, TV ve TVD kukla değişkenlerinin ise açıklama güçlerini kaybettiği sonucuna ulaşılmıştır.

F/K oranı, F/KD kukla değişkeni, F/NA oranı ve F/NAD kukla değişkenlerinin %5 anlamlılık düzeyinde, normalüstü ve riske uyarlanmış getirilerdeki değişimi istatistiki olarak açıklama gücü bulunmamaktadır.

PD/DD oranı ile normalüstü getiriler arasındaki ilişki literatürden farklı olarak pozitif yönlüdür. Yüksek PD/DD oranına sahip hisseler, düşük PD/DD oranına sahip hisseler göre daha yüksek normalüstü getiri sağlamaktadır. Elde edilen bulgular, Malin ve Veeraraghavan ( 2004 ), Vos ve Pepper ( 1997 ), Drew, Naughton ve Veeraraghavan ( 2003 ) ve Akdeniz, Salih ve Aydoğan ( 2000 )'in çalışmalarında elde ettiği sonuçlarla paralel çıkmıştır.

Firma büyüklüğü etkisinin normalüstü getirilerle olan ilişkisi de literatürden farklı olarak pozitif yönlü sonuç vermiştir. Literatüre uygun olarak küçük firmaların daha yüksek oranda getiri sağlaması beklenirken, büyük firmaların daha yüksek getiri elde ettiği görülmektedir. Elde edilen bulgular, Cleassens, Dasgupta ve Glen'in ( 1995 ) 19 gelişmekte olan ülke piyasalarında yapmış oldukları çalışma sonucunda elde ettikleri sonuçlarla uyumaktadır. 19 ülkenin 11 tanesinde firma büyüklüğü ile getiriler arasında pozitif yönlü ilişki tespit etmişlerdir.

F/S oranı etkisi de literatürden farklı sonuçlar vermiştir. Düşük F/S oranına sahip hisselerin daha yüksek getiri sağlamaları beklenirken, yüksek F/S oranına sahip hisseler daha yüksek performans sergilemişlerdir. Firma büyüklüğü kontrol edildiğinde de yüksek F/S oranına sahip hisselerin daha yüksek normalüstü getiri elde ettiği, ancak riske göre düzeltilmiş getirilerle kurulan modellerde yüksek F/S oranı etkisinin kaybolduğu görülmektedir.

Temettü verimi ve temettü dağıtmayan hisselerle ilgili yapılan testlerin sonucunda her iki değişkenin t değerleri negatif katsayıdır. Dolayısıyla temettü verimi düşük olan hisselerin temettü verimi yüksek olan hisselerle göre ve temettü ödemeli hisselerin sıfır temettü verimli hisselerle göre daha yüksek normalüstü getiri sağladığı sonucuna ulaşılmıştır. Ancak riske göre düzeltilmiş getirileri açıklamada temettü verimi ve sıfır temettü etkisinin kaybolduğu görülmektedir.

Literatürde anomalinin nedeni olarak birçok faktör ileri sürülmüştür. Bu çalışma kapsamında olası nedenler araştırılmış ve ikinci bölümde detaylı olarak anlatılmıştır. Yatırımcı davranışları ( rasyonel olmayan davranış hipotezi ), örneklem seçiminde yanlılık, riskin yanlış tahmin edilmesi ve hayatta kalma yanlılığı önde gelen nedenler olarak sıralanabilmektedir.

Firma büyüklüğü anomalisinin, birçok araştırmacı tarafından etkin olmayan piyasaların göstergesi olarak değil, Finansal Varlık Fiyatlama Modeli ( FVFM ) nin hatalı tanımlanmasının sonucu olduğu iddia edilmektedir. Vergi, işlem maliyeti gibi FVFM'de dikkate alınmayan faktörlerin firma büyüklüğü anomalisine neden olabileceği ileri sürülmüştür. Literatürde firma büyüklüğü temsilcisi olarak piyasa değeri baz alınmaktadır. Ampirik çalışmaların büyük çoğunluğunda, düşük piyasa değerine sahip firmaların yüksek piyasa değerine sahip firmalardan daha fazla normalüstü getiri sağladığı sonucuna ulaşılmıştır. Küçük firmaların daha yüksek getiri sağlamasının nedeni olarak, büyük firmalara oranla daha riskli olmaları gösterilmektedir. Berk ( 1995 ) teorik olarak bu olguyu şu örnekle açıklamaktadır. Bir ekonomideki bütün firmaların büyüklüğünün aynı olduğu varsayalım. Bütün firmaların dönem sonu nakit akımlarının beklenen değeri eşit olsun. Her firmanın nakit akımlarının riskliliği farklı olduğundan, beklenen nakit akımları aynı olduğu halde piyasa değerleri farklı olacaktır. Düşük piyasa değerine sahip firmalar daha riskli olacağından beklenen getirileri de daha yüksek olacaktır. Sonuç olarak firma büyüklüğü göstergesi olarak piyasa değerinin kullanılması durumunda, küçük firmaların daha fazla getiri sağlayacağı görülmektedir. Riske göre düzeltilmiş getirilerin kullanılması durumunda bu etkinin ortadan kalkması beklenmektedir.

Firma büyüklüğü temsilcisi olarak piyasa değerinin kullanıldığı bu çalışmada, literatürden farklı olarak büyük firmaların daha yüksek normalüstü ve riske göre

düzeltilmiş getiri sağladığı tespit edilmiştir. Piyasa değeri yüksek firmaların daha yüksek getiri sağlaması literatürde çok nadir görülen bir durumdur. Patel ( 2000 ) bu durumu, gelişmekte olan piyasalardaki getirilerin normal dağılıma uymaması ve analiz yönteminde ve kurgusundaki farklılıklarla açıklamaktadır. Bu çalışmanın inceleme dönemi düşünüldüğünde, ortaya çıkan sonucun global piyasalarda 2000-2007 döneminde yaşanan küresel likidite bolluğu ve akabinde gelen finansal kriz ile ilintili olması muhtemeldir. Türkiye şartlarında; tek parti iktidarıyla gelen ekonomik ve politik istikrar, IMF programlarının uygulanması, bütçe disiplininin sağlanması gibi piyasalara güven veren olgular, küresel likiditenin gelişmekte olan piyasalara yönelmesiyle birleşince Türk Sermaye Piyasalarına çok ciddi oranda yabancı fon girişi olmuştur. Bireysel Emeklilik Fonlarının yaygınlaşması, yabancı fonların Türkiye'ye yatırım yapabilir hale gelmesi özellikle BİST30 endeksinde yer alan firmalara olan talebi arttırmıştır. Yabancı fonların ve Bireysel Emeklilik fonlarının, fon tüzüğü gereği portföylerinin belli yüzdesini hisse senedi yatırımına yönlendirmesi ve sadece BİST30 endeksinde yer alan hisse senetlerine yatırım yapabilmesi, BİST30'da yer alan firmaların yatırım ortamının canlanmasıyla yurtdışı piyasalardan çok düşük maliyetli ve uzun vadeli fonlar temin ederek büyük yatırımlara girmeleri, BİST30 firmalarının hızlı bir şekilde büyümelerine olanak sağlamıştır. Yukarıda bahsedilen faktörler, büyük firmaların getirilerinin küçük firmaların getirilerinden yüksek olmasını açıklamaktadır.

Bu çalışmada Borsa İstanbul'da anomalilerin mevcut olup olmadığıyla ilgili genel bir tarama çalışması yapıp, durum tespiti yapılmıştır. Elde edilen bulgular, bazı değişkenler için anomalinin mevcut olduğunu ancak literatürden farklı sonuçlar verdiğini göstermiştir. Anomalilerin varlığı BİST'in zayıf formda etkin olmadığını göstermektedir. Bundan sonra Türkiye piyasalarında anomali varlığının araştırılmasına yönelik yapılacak çalışmalarda, literatürle uyuşmayan değişkenlere odaklanılması ve elde edilen sonuçların gelişmekte olan ve gelişmiş piyasalarla karşılaştırmasının yapılmasının ve elde edilen bu sonuçların ülkemiz nezdinde incelenmesinin, uygulamaların etkinliğinin ölçülmesi ayrıca sebeplerinin irdelenmesi açısından önemli olacağı düşünülmektedir. Ortaya çıkacak sonuçların ve yorumların Türkiye piyasalarında işlem yapacak olan yatırımcılara yön verebileceği ve bu şekilde karar verme aşamalarında faydalı olabileceği düşünülmektedir.

## KAYNAKÇA

- Adesi, Barone G. ve Talwar,P.: "Market Models and Heteroskedasticity of Security Returns", **Journal of Business and Economic Statistics**, Vol. IV,1983, ss.163-168
- Aggarwal Raj, Takato Hiraki, Ramesh P. Rao: "Price/Book Value Ratios and Equity Returns on the Tokyo Stock Exchange: Empirical Evidence of an Anomalous Regularity", **The Financial Review**, Vol.XXVII, No:.4, November 1992, s.589 – 605
- Aksu, Mine H., Turkan Onder: "The Size and Book-To-Market Effects and Their Role as Risk Proxies in the Istanbul Stock Exchange", **EFMA 2000 Athens; Koc University, Graduate School of Business, Working Paper No. 2000-04**, January 2003, s.1-42
- Akyol, Ali C. : "Cross Section of Expected Stock Returns : Evidence from the Istanbul Stock Exchange", **Department of Economics, Finance and Legal Studies**,2002,pp.1-18
- Allen,D.E., Cleary,F. : "Determinants of the Cross-Section of Stock Returns in the Malaysian Stock Market", **International Review of Financial Analysis**,Vol.7,No.3,1998,253-275
- Amihud, Y., Haim Mendelson: "The Effects of Beta, Bid-Ask Spread, Residual Risk, and Size on Stock Returns", **The Journal of Finance**, Vol.XLIV,1989, s. 479-486
- Annaert, J. F., v.d.: "Value and Size Effect: Now You See It, Now You Don't", Berlin Meetings Discussion Paper, EFA, 2002, s.19-20

- Ariođlu,E. : "Firma Büyüklüğü ile Hisse Senedi Getirileri Arasındaki İlişkinin Farklı Yöntemlerle İncelenmesi : İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Uygulamalı Bir Analiz", Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü,1-164
- Ariel, Robert A.: "A Monthly Effect in Stock Returns," **Journal of Financial Economics**, Vol.18, Mart 1987, s.161-174.
- Arshanapalli,B.,Coggin,T.D.,DoukasJ: "Multifactor Asset Pricing Analysis of International Value Investment Strategies", **Journal of Portfolio Management**, 6 February 1998, s.17
- Artan, Seyfettin: "Enflasyon-Ekonomik Büyüme İlişkisi: Literatür ve Uygulama," Doktora Tezi, Karadeniz Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Trabzon, 2004.
- Asteriou, Dimitrios Stephen, G. Hall: **Applied Econometrics: A Modern Approach Using EViews and Microfit**, Palgrave Macmillan, New York 2007.
- Ataman,Ümit ve Kibar,Halil : **Hisse Senetlerinin Gerçek Değeri Hesaplanması**, Türkmen Kitabevi, İstanbul,1999
- Aydođan, K., A.Güney: "Hisse Senedi Fiyatlarının Tahmininde F/K Oranı ve Temettü Verimi", **İMKB Dergisi**, C.I, No: 1, Ocak-Mart 1997, s.83-96
- Aydođan, K.: "P/E and Price-to-Book Ratios as Predictors of Stock Returns in Emerging Equity Markets", Bilkent University, 2000

- B.Rosenberg,K:Reid Lanstein: Persuasive Evidence of Market Inefficiency”, **Journal of Portfolio Management**, Vol.11, 1985, s.9-17.
- Balaban, Ercan: “Informational Efficiency of The Istanbul Securities Exchange and Some Rationale for Public Regulation”, **The Central Bank of The Republic of Turkey**, Discussion Paper No:9502, 1995.
- Baltagi, Badi H.: **Econometric Analysis of Panel Data**, Third Edition, John Wiley&Sons Inc, England 2005.
- Banz, R., W.Breen: "Sample Dependent Results Using Accounting and Market Data: Some Evidence", **The Journal of Finance**, Vol. XLI, No: 4,September 1986, s.779-793
- Banz, Rolf W.: “The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks”, **Journal of FinancialEconomics**, Vol.9, 1981 s..3-18.
- Barak, Osman : **Davranışsal Finans Teori ve Uygulama**, Gazi Kitabevi,Ankara, 2008
- Barber, Brad, M.Lyon, John: “Firm Size, Book-to-Market Ratio and Security Returns: A Holdout Sample of Financial Firms”,**The Journal of Finance**; Jun97, Vol. 52 Issue 2, p875-883, 9p, 5 Charts
- Barry, C.B., E. Goldreyer, L. Lockwood and M. Rodriguez,: “Robustness of Size and Value Effects in Emerging Equity Markets: 1985-2000”, **Emerging Markets Review** 3, 2002, 1-30.

- Basu, Senjoy.: "Investment Performance of Common Stock in Relation to Their Price-Earnings Ratio: A Test of the Efficient Market Hypothesis", **The Journal of Finance**, Vol. XXXII, 1977, s.663-682
- Basu, Senjoy: "The Relationship between Earnings Yield, Market Value, and Return for NYSE Commonstocks: Further evidence", **Journal of Financial Economics** 12, 1983, 129-156.
- Baştürk, Feride H.: "F/K Oranı ve Firma Büyüklüğü Anomalilerinin Bir Arada Ele Alarak Portföy Oluşturulması ve Bir Uygulama Örneği", Yayınlanmamış Doktora Tezi, Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Ens., 2002
- Bekçioğlu Selim, Ada Erman: "Menkul Kıymetler Piyasası Etkin mi?", **Muhasebe Enstitüsü Dergisi**, Yıl II, Ağustos 1985.
- Berk, Johathan B.: "A Critique of Size Related Anomalies", **Review of Financial Studies**, Vol.VIII, 1995, s.275-286
- Bildik, Recep: "Hisse Senedi Piyasalarında Dönemsellikler ve İMKB Üzerine Amprik Bir Çalışma", **İMKB**, İstanbul, Mayıs 2000.
- Bildik,R. ve Gülay,G. : "Profitability of Contrarian and Momentum Strategies:Evidence from The Istanbul Stock Exchange",**EFMA 2002 London Meetings**,2002
- Bolak, Mehmet : **Sermaye Piyasası Menkul Kıymetler ve Portföy Analizi**, İstanbul: Beta Ban Yayın Dağıtım,1991
- Bourgeois,J. ve Lussier,J. : "P/Es and Performance in the Canadian Market",**Canadian Investment Review**, Spring 1994,33-39

- Brailsford,T; Gaunt C;O'Brien "Size and Book-to-Market Factors in Australia". **Australian Journal of Management**; Aug, 2012, 37 2, p261-p281, 21p.
- Brouwer, I. J. Van der - Put, C. Veld: "Contrarian Investment Strategies in a European Context", **SSRN Working Paper Series 41003**, 26 January 1996, s.1-20
- Cameron, A.Colin, Trivedi, K.Pravin: **Microeconometrics : Methods and Applications**, Cambridge University Press, New York 2005.
- Capaul C.,lan R, SharpeW. F.: "International Value and Growth Stock", **Financial Analysts Journal**, Vol:IL, No:1,January-February 1993, s.27-36
- Chan, Louis, Jegadeesh, J.Lakonishok: "Momentum Strategies", **The Journal of Finance** Vol.LI,1996,s.1681-1713
- Chen,Nai Fu, Bruce Grundy,Robert F.Stambaugh: "Changing Risk, Changing Risk Premiums and Dividend Yield Effects", **Journal of Business**, Vol. LXIII, No:1, January 1990, s.51-70
- Chou,S.R. ve Johnson,K. : "An Emprical Analysis of Stock Market Anomalies: Evidence from the Republic of China in Taiwan", **Pacific-Basin Capital Markets Research**, Edited by: Rhee, S.G. ve Chang, R.P., Nort-Holland, 1990, s.283-312
- Christine, William : "Dividend Yield and Expected Returns: The Zero Divident Puzzle", **Journal of Financial Economics** 28,1990,95-125
- Chui, A.C.W. ve K.C.J. Wei: "Book-to-market, firm size, and the turn-of-the-year effect: Evidence from Pacific-Basin emerging markets", **Pacific-Basin Finance Journal** 6, 1998, s.275-293.



- Civelekođlu, Hakan: "An Introduction of Anomalies at Istanbul Securities Exchange: Size and E/P Effects", Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Bilkent Üniversitesi, 1993
- Claessens, S., S. Dasgupta ve J. Glen: "The cross section of stock returns: Evidence from emerging markets", **World Bank Policy Research Paper** 1505.
- Coates, C. Robert : **Investment Strategy**, McGraw-Hill Series in Finance, 1978
- Cook, Thomas J., Michael S. Rozeff: "Size and Earnings/Price Ratio Anomalies: One Effect or Two?", **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Vol. IX, No:4, December 1984, s.449-464
- Daniel, Kent, Sheridan, Titman: "Evidence on The Characteristics of Cross Sectional Variation in Stock Returns", **The Journal of Finance**, Vol. 52, 1997, s.1-33.
- Dash, R.K. ve Singh, S. : "Cross Section of Expected Stock Returns : An Application of Fama and French Model for India", **The International Journal of Finance**, Vol.19, No:1, pp. 4334-4345
- DeBondt, Werner F. M. Richard H. Thaler: "Does the Stock Market Overreact?", **The Journal of Finance**, No.40, 1985, s.793-805.
- Demir, Ahmet, v.d.: "Fiyat/Kazanç Oranına ve Firma Büyüklüğüne Göre Oluşturulan Portföylerin Performanslarının Değerlendirilmesi, Sermaye Piyasası ve İMKB Üzerine Çalışmalar", **İMKB Yayını**, 1997

- Diebold,F., Im,J. ve Lee,J. : "Conditional Heteroskedasticity in the Market", **Finance and Economics Discussion Series** 42,1988, Board of Governors of the Federal Reserve System (US)
- Diggle, Peter J., Patrick. Heagarty, Kung.-Y. Liang ve Scott. L. Zeger: **Analysis of Longitudinal Data**, Second Edition, Oxford University Press, 2002.
- Dimson,Elroy ve Marsh,Paul : "The Hoare Govett Smaller Companies Index for the UK",**Working Paper,Hoare Govett Limited**,January 1987
- Djajadikerta,H., Nartea,G. : "The Size and Book-to-Market Effects and the Fama-French Three-Factor Model in Small Markets:Preliminary Findings from New Zealand", **Edith Cowan University Working Paper Series**, November 2005,2-19
- Drew, Michael E.; Veeraraghavan: "Beta, Firm Size, Book-to-Market Equity and Stock Returns: Further Evidence from Emerging Markets". **Journal of the Asia Pacific Economy**, 2003, v. 8, iss. 3, pp. 354-79
- Eken,M.Hasan : **Temel Yatırım Analizi ve Hisse Senedi Değerleme Yöntemleri**,Ders Notları,İstanbul 2002
- Er, Sebnem ve Bilge A. Bolat: "Panel Data Analizi," Doktora Programı Zaman Serisi Analizi Dersi Ödevi, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Sayısal Yöntemler Anabilim Dalı, İstanbul, 2005.
- Erdoğan, Oral ve Özer, Levent : **Sermaye Piyasasında Kurumsal Yatırımcılar**, İstanbul : İMKB,1998

- Fama, Eugene F.: "Random Walks in Stock Market Prices", **The Financial Analyst Journal**, Vol. 21, No:5. 1965, s.55-59.
- Fama, Eugene F.: "Efficient Capital Markets : A Review of Theory and Emprical Works", **The Journal of Finance**, Vol : 15, No:2, 1970, s.383-417.
- Fama,F.Eugene,French R. Kenneth: "The Value Premium and the CAPM", **The Journal of Finance**, Vol. LXI, No:5, January 2006, s.2163-2185
- Filbeck, Greg, Sue Vischer: "Dividend Yield Strategies in the British Stock Market", **The European Journal of Finance**, Vol.III, No: 4, December 1997, s. 277 – 289
- Frees, Edward W.: "Assessing Cross-Sectional Correlation in Panel Data," **Journal of Econometrics**, Vol. 69, No.2, 1995, pp. 393-414
- French, Kenneth R: "Stock Returns and Weekend Effects," **Journal of Financial Economics**, Vol. 8, 1980, s.55-69.
- Gaunt, Clive: "Size and Book-to-Market Effects and the Fama French Three Factor Asset Pricing Model: Evidence from the Australian Stockmarket", **Accounting and Finance**, Vol. 44, 2004, s.27-44.
- Gibbons M., P. Hess: "Day of the Week Effects and Asset Returns", **Journal of Business**, , Vol.54, 1981, s.579–596.
- Gillan,S. : "An Investigation into CAPM Anomalies in New Zealand. The Small Firm and Price Earnings Ratio Effects", **Asia Pacific Journal of Management** 7,1990,63-78

- Goodman, David A., John W.Peavy, Edwin L.Cox: "The Interaction of Firm Size and Price-Earnings Ratio and Portfolio Performance", **Financial Analysis Journal**, January-February 1986, s.10
- Graham,B. ve Dodd,D. : **Security Analysis : Principles and Technique**, McGraw-Hill Book Company,Inc., New York,1940
- Greene,W.H. : **Econometric Analysis**, Prentice Hall,2003, pp.285-304
- Gregory, Alan, Richard, D.F.Harris, : "An Analysis of Contrarian Investment Strategies in the UK", **Journal of Business Finance & Accounting**, Vol. XXVIII, November 2001, s.1193-1228
- Groot, Caspar G.M. ve Verschor,Willem F.C. : "Further Evidence on Asian Stock Return Behavior", **Emerging Markets Review** 3,2002, 179-193
- Gujarati, Damodar N: **Basic Econometrics**, New York: McGraw Hill Book Co, 2003.
- Gültekin, M.N., N.B.Gültekin: "Stock Market Seasonality: International Evidence",**Journal of Financial Economics**, Vol.XII, 1983, s.469-482
- Hausman, Jerry, Taylor, William: "Panel Data and Unobservable Individual Effects," **Econometrica**, 49, No. 6, 1981, pp. 1377–1397.
- Hawawini, Gabriel,Donald B. Keim: "The Cross Section of Common Stock Returns: A Review of the Evidence and Some New Findings", **The Wharton School University of Pennsylvania**, 2000, s.8 – 99

- Herrera, M., L.J.Lockwood: "The Size Effect in the Mexican Stock Market", **Journal of Banking and Finance**, Vol.XVIII, No:4, 1994, s.621-632
- Horowitz,Joel L.,Loughran,Tim ve Savin,N.E. : "Three Analyses of the Firm Size Premium", **Journal of Empirical Finance** 7,2000,143-153
- Hou, Kewei, G. Andrew Karolyi, Bong Chan Kho: "What Factors Drive Global Stock Returns?",**Research on Financial Economics**, Vol.XXVII, November 2006, s.1-53
- Hsiao, Cheng: **Analysis of Panel Data**, Cambridge University Press, 1986
- İvgen,Hünkar : Değer Yatırım Stratejileri ve İMKB'de 1993-2008 Dönemine İlişkin Ampirik Bir Çalışma, Yayınlanmamış Doktora Tezi, İstanbul Üniversitesi, 2009
- J.Jaffe ve R.Westerfield: "Is There a Monthly Effect in Stock Market Returns? Evidence from Foreign Countries", **Journal of Banking and Finance**, Vol.13, 1989, s.237-244.
- J.Lakonishok, S.Smidt: "Are Seasonal Anomalies Real? A Ninety-Year Perspective", **Review of Financial Studies**, 1988.
- Jacopsen,Ben, Abdullah Mamun, Nuttawat Visaltanachoti: "Seasonal, Size and Value Anomalies", **SSRN**, August 2005, s.1-38
- Jarjir, Souad Lajili: "Explaining the Cross-section of Stock Returns in France: Characteristics or Risk Factors?", **The European Journal of Finance**, Vol. XIII, No: 2, 2007, s. 145-158

- Jensen, M. : "Risk, the Pricing of Capital Assets and the Evaluation of Investment Portfolios", **Journal of Business**, April 1969,170-185
- Johnston,J. ve DiNardo,J. : **Econometric Methods**, McGraw Hill,1997
- Karan, Mehmet B.: "İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Anomalileri" **Ege Ekonomik Bakış Dergisi**, 2003.
- Kauppi,M. ve Martikainen,T. : "Some Simple Trading Strategies on the Helsinki Stock Exchange", Research Paper 179, University of Vaasa,Finland 1994
- Keim, Donald B.: "Size-Related Anomalies and Stock Return Seasonality : Further Empirical Evidence", **Journal of Financial Economics**, Vol.12,s.1, 1983, s.13.32.
- Kerr, Halbert S. : "The Battle of Insider Trading vs Market Efficiency",**The Journal of Portfolio Management**,Summer 1980,Vol.6,No:4, pp.47-50
- Kıyılar, Murat: **Etkin Pazar Kuramı ve Etkin Pazar Kuramının İMKB'de İrdelenmesi-Test Edilmesi**, Sermaye Piyasası Kurulu Yayın No:86, 1997.
- Kim,Y.G., Chung,K.H. ve Pyun, C.S. : "Size, Price-Earnings Ratio and Seasonal Anomalies in the Korean Stock Market", **Pasific-Basin Capital Markets Research**, Edited by: Rhee, S.G. ve Chang, R.P., Nort-Holland, 1992, s.283-312

- Kocaman, Berna: **Yatırım Teorisinde Modern Gelişmeler ve İMKB'de Bazı Değerlendirmeler ve Gözlemler**, İMKB Araştırma Yayınları, No.5, Haziran 1995
- Koh,Seng-Kee ve Wong,Kie Ann: "Anomalies in Asian Emerging Stock Markets",**Security Market Imperfections in World Wide Equity Markets**, Edited by Keim,Donald B. Ve Ziemba, William T., Cambridge University Press,2000,433-457
- Kondak, Nuray (Ergül): **The Efficient Market Hypothesis Revisited: Some Evidence from the İstanbul Stock Exchange**, Sermaye Piyasası Kurulu, Ağustos 1997.
- Korkmaz, Turhan, Yıldız, Berk, Gökbulut, R. İlker: "FVFM'nin İMKB Ulusal 100 Endeksindeki Geçerliliğinin Panel Veri Analizi İle Test Edilmesi," **İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi**, Cilt 39, Sayı 1, 2010, s. 95-105.
- Kothari, S., ve J. Shanken: "Beta and Book-To-Market: Is the Glass Half Full or Half Empty?", **Financial Research And Policy**, 2000, s.44–61.
- Kothari, S.P., Shanken, v.d.: "Another Look at the Cross Section of Expected Stock Returns", **Journal of Finance**, 50, 1995, s.185-224.
- Köse, Ahmet: "Etkin Pazar Kuramı ve İMKB'de Etkin Pazar Kuramının Zayıf Şeklini Test Etmeye Yönelik Bir Çalışma-Filtre Kuralı Testi", **İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi**, C:22, 1993,s.108
- Kyriazis, D., G. Diacogiannis: "Testing the Performance of Value Strategies in the Athens Stock Exchange", University of Piraeus
- Lakonishok, J, Shleifer, A. ve Vishny, R.W.: "Contrarian Investment, Extrapolation, and Risk",**Journal Of Finance**, Vol.49, 1994, s.1541-1578.

- Lamoureux, C. G., G. C. Sanger: "Firm Size and Turn of the Year Effects in The OTC/NASDAQ Market", **The Journal of Finance**, December 1989, s.1219-1245
- Lau,Sie Ting, Lee,Chee Tong ve McInish,Thomas H. : "Stock Returns and Beta, Firm Size, E/P,CF/P, Book to Market and Sales Growth: Evidence from Singapore and Malaysia", **Journal of Multinational Financial Management** 12,2002, 207-222
- Levhari, David, Haim Levy: "The Capital Asset Pricing Model and the Investment Horizon", **The Review of Economics and Statistics**, Vol. 59, No. 1, Feb.1977, s. 92-104
- Levin, Andrew, Chien-Fu Lin, Chia-Shang James Chu: "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties," **Journal of Econometrics**, Cilt.108, 2002, pp. 1-24
- Levis, M. : "Market Size, PE Ratios, Dividend Yield and Share Prices : The UK Evidence", **A Reappraisal of the Efficiency of Financial Markets**,Springer-Verlag,NATO ASI Series,1989
- Lorie,J.H. ve Niederhoffer,V. : "Predictive and Statistical Properties of Insider Trading", **Journal of Law and Economics**, Vol.11,No:1,April 1968, pp.35-53
- Loughran, Tim: "Book-To-Market Across Firm Size, Exchange and Seasonality: Is There an Effect?", **Journal Of Financial And Quantitative Analysis**, No:32, s.249-268.



- Ma, T., T.Y.Shaw: "The Relationship between Market Value, P/E Ratio, Trading Volume and the Stock Return of Taiwan Stock Exchange", **Pacific-Basin Capital Markets Research**, Edited by: Rhee, S.G. ve Chang, R.P., Nort-Holland, 1990, s.313-335
- Malin, M. ve Veeraraghavan, M. : "On the Robustness of the Fama and French Multifactor Model: Evidence from France, Germany and the United Kingdom", **International Journal of Business and Economics**, Vol.3, No:2, 2004, pp.155-176
- Marshall, Blume E.: "Stock Returns and Dividend Yields: Some More Evidence", **The Review of Economics and Statistics**, Vol.LXII, No:4, November 1980, s.571
- Martikainen, T., Rothovius, T., ve Yli-Olli, P. : "On the Individual and Incremental Information Content of Accrual Earnings, Cash Dividends in the Finnish Stock Market", **European Journal of Operational Research** 68, 1993, 318-333
- Michaud, Richard O.: **Investment Styles, Market Anomalies and Global Stock Selection**, The Research Foundation of The Institute of Chartered Financial Analysts, 1999
- Mitchell, A. Petersen: "Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches", **Kellogg Finance Dept., Working Paper** No.329, Boston Meetings Paper, AFA 2006
- Morelli, David: "Beta, Size, Book-to-Market Equity and Returns: A Study Based on UK Data", **Journal of Multinational Financial Management**, Vol. XVII, No: 3, 2007, s.257-272

- Morgan,G. ve Thomas,S. : "Taxes,Dividend Yields and Returns in the UK Equity Market",**Journal of Banking and Finance**,1998, 22(4),405-423
- Naranjo, Andy, M. Nimalendran, Mike Ryngaert: "Stock Returns, Dividend Yields and Taxes",**The Journal of Finance**, Vol. LIII, December 1998, s.2029-2057
- Nicholson, Francis S.: "Price-Earning Ratios", **Financial Analyst Journal**, Vol. XVI, July-Aug, 1960, s.43 – 45
- O'Brien,M.,Brailsford,T. ve Gaunt,C. : "Size and Book-to-Market Factors in Australia", **Australian Journal of Management**,2012,1-22
- Ogden,Joseph P. : "Turn-of-Month Evaluations of Liquid Profits and Stock Returns: A Common Explanation of the Monthly and January Effects",**The Journal of Finance**, Vol.45,September 1990,pp. 1259-1272
- O'Shaughnessy, James P. : **What Works on Wall Street**, McGraw-Hill,1998
- Özcan, Murat, Rahmi Yücel: "Anormal Getirilerde Firma Büyüklüğü Etkisi", **Yönetim ve Ekonomi**, C.X, No:1, 2003, s.103-115
- Özer, G., M. Özcan: "İMKB'de Ocak Etkisi, Etkinin Sürekliliği, Firma Büyüklüğü ve Portföy Denkleştirme Üzerine Deneysel Bir Çalışma", **ERC/ODTÜ Uluslararası Ekonomi Kongresi IV**, 13-16 Eylül, C.VII, Ankara, 2002, s.133-158
- Özer, Mustafa ve Kemal Biçerli: "Türkiye Kadın İş gücünün Panel Veri Analizi," **Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi**, Cilt 3, Sayı 1, 2003, s. 55-86.

- Özmen, Tahsin: **Dünya Borsalarında Gözlemlenen Anomaliler ve İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Üzerine Bir Deneme**, Sermaye Piyasası Kurulu Yayınları No:61, Ankara, 1997
- Öztürkatalay, Musa V.: **Hisse Senedi Piyasalarında Görülen Kesitsel Anomaliler ve İMKB'ye Yönelik Bir Araştırma**, İMKB Yayınları, İstanbul, 2005.
- Pandey, I.M, Hong Kok Chee: "The Expected Stock Returns of Malaysian Firms: A Panel Data Analysis", **IIMA Working Papers**, September 2001, s.1-26
- Patel, Sandeep A. : "Performance and Risk of Value Based Portfolios in Emerging Markets:1988-1995", **Working Paper,J.P. Morgan Investment Management**,1996
- Pazarlıoğlu, M. Vedat: "1980-1990 Döneminde Türkiye'de İç Göç Üzerine Ekonometrik Model Çalışması," **V. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu**, Çukurova Üniversitesi, 19-22 Eylül, Adana, 2001.
- Petengill,G.N. ve Jordan,B.D: : "A Comprehensive Examination of Volume Effects and Seasonality in Daily Security Returns", **Journal of Financial Research**,1988, 11,57-70
- Pinfold, John F.,v.d.: "Book to-Market and Size as Determinants of Returns in Small Illiquid Markets: The New Zealand Case", **Financial Services Review**, Vol.10, 2001, s..291-302.
- Rahman,M.,Baten,A. ve Alam,A. : "An Emprical Testing of Capital Asset Pricing Model in Bangladesh", **Journal of Applied Sciences**,2006,Vol.VI,662-667
- Rees, Bill: **Financial Analysis**, Prentice Hall Inc.Ltd, 1990

- Reinganum, M. R.: "The Anomalies Stock Market Behavior of Small Firms in January : Empirical Tests for Tax-Loss Selling Effects", **Journal of Financial Economics**, Vol. 12, 1983, s.89-104.
- Reinganum, Mare R. ve Shapiro, A.C. : "Taxes and Stock Return Seasonality: Evidence from the London Stock Exchange", **Journal of Business**, 1987, 60, 281-295
- Richard Roll: "On Computing Mean Returns and the Small Firm Premium", **Journal of Financial Economics**, Vol.12, 1983, s.371-386.
- Ritter, Jay R.: "The Buying and Selling Behavior of Individual Investors at the Turn of Year", **The Journal of Finance**, Vol. XLIII, 1988, s.701-717
- Roll, Richard: "A Possible Explanation of The Small Firm Effect", **The Journal of Finance**, Vol. XXXVI, 1981, s.879-888
- Rouwenhorst, K.G.: "Local Return Factors and Turnover in Emerging Stock Markets", **The Journal of Finance** 1999, 54, 1439-1464.
- Rozeff, M.S., W.R.Kinney: "Capital Market Seasonality: The Case of Stock Returns", **Journal of Financial Economics**, Vol.III, 1976, s.379-402
- Schwert, G., P. Seguin: "Heteroskedasticity in Stock Returns", **The Journal of Finance**, Forthcoming, Vol. XLV, No:4, 1990, s.1129-1155

- Schwert, W: "Anomalies and Market Efficiency", **Working Paper No.FR02-13**, University of Rochester. 2002
- Sehgal, Sanjay, Vanita Tripathi: "Size Effect In Indian Stock Market: Some Empirical Evidence", **Journal of Business Perspective**, Vol. IX, No: 4, 2005, s.27-42
- Senchack,A. ve Martin,J.: "Relative Performance of the Past and the PER Investment Strategies", **Financial Analyst Journal**, Vol.43, 1987, s.45-56.
- Serlenga, Laura, Yongcheol Shin, Andy Snell: "A Panel Data Approach to Testing Anomaly Effects in Factor Pricing Models", **University of Edinburgh**, October 2002, s.1-18
- Sheu,HJ., Wu,S. ve Ku,KP. : "Cross-sectional Relationships between Stock Returns and Market Beta, Trading Volume and Sales-to-Price in Taiwan", **International Review of Financial Analysis**,1998,Vol.VII,1-18
- Singal, Vijal: **Beyond The Random Walk: A Guide to Stock Market Anomalies and Low-Risk Investing**, Oxford University Press,2004
- Skoulakis, Georgios: "Panel Data Inference in Finance: Least-Squares vs FamaMacBeth", **University of Maryland**, March 18, 2008, s.3
- Stefanis, L.: "Testing The Relation Between Price-To-Earnings Ratio and Stock Returns In The Athens Stock Exchange", **Athens University of Economics and Business**, 2006, s.5-21
- Strabaek,M. : "Making Creative Uses of Otherwise Useless P/E Ratios", **Economic and Financial Prospects**,1997,No:2

- Strong, Norman, Xinzhong G. Xu: "Explaining the Cross-Section of UK Expected Stock Returns", **British Accounting Review**, 1997, 29, s.1-23.
- Suzuki, Makoto: "PSR—an Efficient Stock-Selection Tool?", **International Journal of Forecasting**, Vol. XIV, 1998, s. 245–254
- Şamiloğlu, Famil: **Küreselleşme Sürecinde Türkiye'nin Finansal Kaynak Sorunu**, Gazi Kitabevi, Ankara, 2002.
- Taner A.Tuna, Kayalıdere Koray: "1995-2000 Döneminde İMKB'de Anomali Araştırması", **Yönetim ve Ekonomi**, Cilt:9 Sayı:1-2,2002, s.4-24.
- Thaler, Richard: "Anomalies The January Effect.", **Economic Perspectives**, Vol.I, No:1, Summer 1987, s.197
- Tversky, Amos ve Kahneman, Daniel : "Judgement Under Uncertainty: Heuristics and Biases", **Science**,1974,185,1124-1131
- Vos,E. ve Pepper,B. : "The Size and Book-to-Market Effects in New Zealand", **New Zealand Investment Analysis**,1997, 35-45
- Wachtel, S.: "Certain Observations on Seasonal Movement in Stock Prices", **Journal of Finance**, Vol. XV, 1942, s.184-193
- Wang, Yuenan, Amalia Di Lorio: "The Cross-Sectional Relationship Between Stock Returns and Domestic and Global Factors in the Chinese A-Share Market", **Rev Quant Finan Acc**, Vol. XXIX, 2007, s.181–203
- White,H. : "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimators and a Direct Test for Heteroskedasticity", **Econometrica**, May 1980, pp. 817-838

- William,C., Jeong,J. ve Mukherji,S. : "Relations between Portfolio Returns and Market Multiples", **Global Finance Journal**, Vol.XIX,2008, pp.1-10
- Wong, K.A., Lye, M.S.: "Market Values, Earnings, Yields and Stock Returns: From Singapore", **Journal of Banking and Finance**, Vol. IVX, 1990,s.311-326
- Wong, Kie Ann, Ruth Seow Kuan Tan,Wei Liu.: "The Cross-Section of Stock Returns on The Shanghai Stock Exchange", **Review of Quantitative Finance and Accounting**, Vol. XXVI, 2006, s.23–39
- Wood,Robert A., McInish,Thomas H. ve Ord,J.Keith : "An Investigation of Transactions Data for NYSE Stocks",**The Journal of Finance**, July 1985,Vol.40,723-739
- Yerdelen Tatođlu, Ferda: **İleri Panel Veri Analizi, Stata Uygulamalı**, Beta Yayınevi, İstanbul, 2012.
- Yolsal, Handan: "Hisse Senedi Piyasalarında Etkinliđin ve Fiyatların Ekonometrik Yöntemlerle Analizi", Yayınlanmamış Doktora Tezi, Marmara Üniversitesi – SBE, İstanbul, 1999.

## EKLER

### EK 1 : BİRİM KÖK (DURAĞANLIK) TEST SONUÇLARI

#### Firma Büyüklüğü (LOGFB)

##### Levin-Lin-Chu unit-root test for logfb

Ho: Panels contain unit roots	Number of panels =	108
Ha: Panels are stationary	Number of periods =	157
AR parameter: Common	Asymptotics: N/T ->	0
Panel means: Included		
Time trend: Not included		
ADF regressions: 1 lag		
LR variance: Bartlett kernel, 17.00 lags average (chosen by LLC)		
-----		
	Statistic	p-value
-----		
Unadjusted t	-12.0230	
Adjusted t*	-1.2740	0.1013

##### Im-Pesaran-Shin unit-root test for logfb

Ho: All panels contain unit roots	Number of panels =	108
Ha: Some panels are stationary	Number of periods =	157
AR parameter: Panel-specific	Asymptotics: T,N ->	Infinity sequentially
Panel means: Included		
Time trend: Not included		
ADF regressions: No lags included		
-----		
	Statistic	p-value
		Fixed-N exact critical values
		1% 5% 10%
-----		
t-bar	-1.4811	-1.730 -1.670 -1.640
t-tilde-bar	-1.4656	
Z-t-tilde-bar	0.5212	0.6989

##### Fisher-type unit-root test for logfb

##### Based on augmented Dickey-Fuller tests

Ho: All panels contain unit roots	Number of panels =	108
Ha: At least one panel is stationary	Number of periods =	157
AR parameter: Panel-specific	Asymptotics: T ->	Infinity
Panel means: Included		
Time trend: Not included		
Drift term: Not included	ADF regressions: 0 lags	
-----		
	Statistic	p-value
-----		
Inverse chi-squared(216) P	199.3286	0.7857
Inverse normal Z	0.8497	0.8023
Inverse logit t(544) L*	0.4196	0.6625
Modified inv. chi-squared Pm	-0.8021	0.7888



## Piyasa Değeri / Defter Değeri Oranı (PDDD)

### Levin-Lin-Chu unit-root test for pddd

Ho: Panels contain unit roots  
 Ha: Panels are stationary

Number of panels = 108  
 Number of periods = 157

AR parameter: Common  
 Panel means: Included  
 Time trend: Not included

Asymptotics: N/T -> 0

ADF regressions: 1 lag  
 LR variance: Bartlett kernel, 17.00 lags average (chosen by LLC)

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-27.7596	
Adjusted t*	-12.4721	0.0000

### Im-Pesaran-Shin unit-root test for pddd

Ho: All panels contain unit roots  
 Ha: Some panels are stationary

Number of panels = 108  
 Number of periods = 157

AR parameter: Panel-specific  
 Panel means: Included  
 Time trend: Not included

Asymptotics: T,N -> Infinity  
 sequentially

ADF regressions: No lags included

	Statistic	p-value	Fixed-N exact critical values		
			1%	5%	10%
t-bar	-3.0499		-1.730	-1.670	-1.640
t-tilde-bar	-2.9322				
Z-t-tilde-bar	-17.8814	0.0000			

### Fisher-type unit-root test for pddd

#### Based on augmented Dickey-Fuller tests

Ho: All panels contain unit roots  
 Ha: At least one panel is stationary

Number of panels = 108  
 Number of periods = 157

AR parameter: Panel-specific  
 Panel means: Included  
 Time trend: Not included  
 Drift term: Not included

Asymptotics: T -> Infinity

ADF regressions: 0 lags

		Statistic	p-value
Inverse chi-squared(216)	P	885.6269	0.0000
Inverse normal	Z	-18.9047	0.0000
Inverse logit t(544)	L*	-22.6414	0.0000
Modified inv. chi-squared	Pm	32.2174	0.0000

## Temettü Verimi (TV)

**Levin-Lin-Chu unit-root test for tv**

Ho: Panels contain unit roots  
Ha: Panels are stationary

Number of panels = 108  
Number of periods = 157

AR parameter: Common  
Panel means: Included  
Time trend: Not included

Asymptotics: N/T -> 0

ADF regressions: 1 lag  
LR variance: Bartlett kernel, 17.00 lags average (chosen by LLC)

---

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-23.1715	
Adjusted t*	-3.4533	0.0431

**Im-Pesaran-Shin unit-root test for tv**

Ho: All panels contain unit roots  
Ha: Some panels are stationary

Number of panels = 108  
Number of periods = 157

AR parameter: Panel-specific  
Panel means: Included  
Time trend: Not included

Asymptotics: T,N -> Infinity sequentially

ADF regressions: No lags included

---

	Statistic	p-value	Fixed-N exact critical values		
			1%	5%	10%
t-bar	.		-1.730	-1.670	-1.640
t-tilde-bar	.				
Z-t-tilde-bar	.	*			

**Fisher-type unit-root test for tv**  
**Based on augmented Dickey-Fuller tests**

Ho: All panels contain unit roots  
Ha: At least one panel is stationary

Number of panels = 108  
Number of periods = 157

AR parameter: Panel-specific  
Panel means: Included  
Time trend: Not included  
Drift term: Not included

Asymptotics: T -> Infinity

ADF regressions: 0 lags

---

	Statistic	p-value
Inverse chi-squared(216) P	716.0918	0.0000
Inverse normal Z	-16.6602	0.0000
Inverse logit t(449) L*	-19.8942	0.0000
Modified inv. chi-squared Pm	24.0607	0.0000

## Fiyat / Satış Oranı ( F/S )

**Levin-Lin-Chu unit-root test for fs**

Ho: Panels contain unit roots  
Ha: Panels are stationary

Number of panels = 108  
Number of periods = 157

AR parameter: Common  
Panel means: Included  
Time trend: Not included

Asymptotics: N/T -> 0

ADF regressions: 1 lag  
LR variance: Bartlett kernel, 17.00 lags average (chosen by LLC)

---

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-25.1405	
Adjusted t*	-8.4578	0.0000

**Im-Pesaran-Shin unit-root test for fs**

Ho: All panels contain unit roots  
Ha: Some panels are stationary

Number of panels = 108  
Number of periods = 157

AR parameter: Panel-specific  
Panel means: Included  
Time trend: Not included

Asymptotics: T,N -> Infinity  
sequentially

ADF regressions: No lags included

---

	Statistic	p-value	Fixed-N exact critical values		
			1%	5%	10%
t-bar	-2.7856		-1.730	-1.670	-1.640
t-tilde-bar	-2.7039				
Z-t-tilde-bar	-15.0165	0.0000			

**Fisher-type unit-root test for fs**  
**Based on augmented Dickey-Fuller tests**

Ho: All panels contain unit roots  
Ha: At least one panel is stationary

Number of panels = 108  
Number of periods = 157

AR parameter: Panel-specific  
Panel means: Included  
Time trend: Not included  
Drift term: Not included

Asymptotics: T -> Infinity

ADF regressions: 0 lags

---

		Statistic	p-value
Inverse chi-squared(216)	P	716.8653	0.0000
Inverse normal	Z	-15.8072	0.0000
Inverse logit t(544)	L*	-17.7266	0.0000
Modified inv. chi-squared	Pm	24.0979	0.0000

## Fiyat / Nakit Akımı Oranı ( F/NA )

### Levin-Lin-Chu unit-root test for fna

Ho: Panels contain unit roots	Number of panels =	108
Ha: Panels are stationary	Number of periods =	157
AR parameter: Common	Asymptotics: N/T ->	0
Panel means: Included		
Time trend: Not included		
ADF regressions: 1 lag		
LR variance: Bartlett kernel, 17.00 lags average (chosen by LLC)		
-----		
	Statistic	p-value
-----		
Unadjusted t	-39.7743	
Adjusted t*	-22.7642	0.0000

### Im-Pesaran-Shin unit-root test for fna

Ho: All panels contain unit roots	Number of panels =	108			
Ha: Some panels are stationary	Number of periods =	157			
AR parameter: Panel-specific	Asymptotics: T,N ->	Infinity sequentially			
Panel means: Included					
Time trend: Not included					
ADF regressions: No lags included					
-----					
	Statistic	p-value	Fixed-N exact critical values		
			1%	5%	10%
-----					
t-bar	-4.9820		-1.730	-1.670	-1.640
t-tilde-bar	-4.5917				
Z-t-tilde-bar	-38.7026	0.0000			

### Fisher-type unit-root test for fna Based on augmented Dickey-Fuller tests

Ho: All panels contain unit roots	Number of panels =	108
Ha: At least one panel is stationary	Number of periods =	157
AR parameter: Panel-specific	Asymptotics: T ->	Infinity
Panel means: Included		
Time trend: Not included		
Drift term: Not included	ADF regressions: 0 lags	
-----		
	Statistic	p-value
-----		
Inverse chi-squared(216) P	2406.3003	0.0000
Inverse normal Z	-41.6777	0.0000
Inverse logit t(544) L*	-63.8603	0.0000
Modified inv. chi-squared Pm	105.3809	0.0000

## Fiyat / Kazanç Oranı ( F/K )

### Levin-Lin-Chu unit-root test for fk

Ho: Panels contain unit roots  
 Ha: Panels are stationary

Number of panels = 108  
 Number of periods = 157

AR parameter: Common  
 Panel means: Included  
 Time trend: Not included

Asymptotics: N/T -> 0

ADF regressions: 1 lag  
 LR variance: Bartlett kernel, 17.00 lags average (chosen by LLC)

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-40.7810	
Adjusted t*	-23.1726	0.0000

### Im-Pesaran-Shin unit-root test for fk

Ho: All panels contain unit roots  
 Ha: Some panels are stationary

Number of panels = 108  
 Number of periods = 157

AR parameter: Panel-specific  
 Panel means: Included  
 Time trend: Not included

Asymptotics: T,N -> Infinity sequentially

ADF regressions: No lags included

	Statistic	p-value	Fixed-N exact critical values		
			1%	5%	10%
t-bar	-4.8936		-1.730	-1.670	-1.640
t-tilde-bar	-4.5207				
Z-t-tilde-bar	-37.8123	0.0000			

### Fisher-type unit-root test for fk

#### Based on augmented Dickey-Fuller tests

Ho: All panels contain unit roots  
 Ha: At least one panel is stationary

Number of panels = 108  
 Number of periods = 157

AR parameter: Panel-specific  
 Panel means: Included  
 Time trend: Not included  
 Drift term: Not included

Asymptotics: T -> Infinity

ADF regressions: 0 lags

		Statistic	p-value
Inverse chi-squared(216)	P	2321.5146	0.0000
Inverse normal	Z	-40.7010	0.0000
Inverse logit t(544)	L*	-61.5986	0.0000
Modified inv. chi-squared	Pm	101.3016	0.0000

## Sharp Oranı ( SO )

Levin-Lin-Chu unit-root test for so		
Ho: Panels contain unit roots		Number of panels = 108
Ha: Panels are stationary		Number of periods = 157
AR parameter: Common		Asymptotics: N/T -> 0
Panel means: Included		
Time trend: Not included		
ADF regressions: 1 lag		
LR variance:	Bartlett kernel, 17.00 lags average (chosen by LLC)	
-----		
	Statistic	p-value
-----		
Unadjusted t	-91.7926	
Adjusted t*	-76.3181	0.0000

Im-Pesaran-Shin unit-root test for so					
Ho: All panels contain unit roots			Number of panels =	108	
Ha: Some panels are stationary			Number of periods =	157	
AR parameter: Panel-specific			Asymptotics: T,N ->	Infinity	
Panel means: Included					sequentially
Time trend: Not included					
ADF regressions: No lags included					
-----					
	Statistic	p-value	Fixed-N exact critical values		
			1%	5%	10%
-----					
t-bar	-12.2913		-1.730	-1.670	-1.640
t-tilde-bar	-8.7414				
Z-t-tilde-bar	-90.7712	0.0000			

Fisher-type unit-root test for so				
Based on augmented Dickey-Fuller tests				
Ho: All panels contain unit roots			Number of panels =	108
Ha: At least one panel is stationary			Number of periods =	157
AR parameter: Panel-specific			Asymptotics: T ->	Infinity
Panel means: Included				
Time trend: Not included				
Drift term: Not included			ADF regressions: 0 lags	
-----				
		Statistic	p-value	
-----				
Inverse chi-squared(216)	P	7785.4291	0.0000	
Inverse normal	Z	-84.4467	0.0000	
Inverse logit t(544)	L*	-206.7053	0.0000	
Modified inv. chi-squared	Pm	364.1843	0.0000	

## Treynor Oranı ( TO )

**Levin-Lin-Chu unit-root test for to**

Ho: Panels contain unit roots  
Ha: Panels are stationary

Number of panels = 108  
Number of periods = 157

AR parameter: Common  
Panel means: Included  
Time trend: Not included

Asymptotics: N/T -> 0

ADF regressions: 1 lag  
LR variance: Bartlett kernel, 17.00 lags average (chosen by LLC)

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-90.2367	
Adjusted t*	-75.8578	0.0000

**Im-Pesaran-Shin unit-root test for to**

Ho: All panels contain unit roots  
Ha: Some panels are stationary

Number of panels = 108  
Number of periods = 157

AR parameter: Panel-specific  
Panel means: Included  
Time trend: Not included

Asymptotics: T,N -> Infinity sequentially

ADF regressions: No lags included

	Statistic	p-value	Fixed-N exact critical values		
			1%	5%	10%
t-bar	-11.9847		-1.730	-1.670	-1.640
t-tilde-bar	-8.6283				
Z-t-tilde-bar	-89.3524	0.0000			

**Fisher-type unit-root test for to**  
**Based on augmented Dickey-Fuller tests**

Ho: All panels contain unit roots  
Ha: At least one panel is stationary

Number of panels = 108  
Number of periods = 157

AR parameter: Panel-specific  
Panel means: Included  
Time trend: Not included  
Drift term: Not included

Asymptotics: T -> Infinity

ADF regressions: 0 lags

		Statistic	p-value
Inverse chi-squared(216)	P	7778.3503	0.0000
Inverse normal	Z	-84.4043	0.0000
Inverse logit t(544)	L*	-206.5174	0.0000
Modified inv. chi-squared	Pm	363.8437	0.0000

## Normalüstü Getiri ( AR )

<b>Levin-Lin-Chu unit-root test for ar</b>		
Ho: Panels contain unit roots		Number of panels = 108
Ha: Panels are stationary		Number of periods = 157
AR parameter: Common		Asymptotics: N/T -> 0
Panel means: Included		
Time trend: Not included		
ADF regressions: 1 lag		
LR variance: Bartlett kernel, 17.00 lags average (chosen by LLC)		
	Statistic	p-value
Unadjusted t	-86.4964	
Adjusted t*	-71.2140	0.0000

<b>Im-Pesaran-Shin unit-root test for ar</b>					
Ho: All panels contain unit roots			Number of panels =	108	
Ha: Some panels are stationary			Number of periods =	157	
AR parameter: Panel-specific			Asymptotics: T,N ->	Infinity sequentially	
Panel means: Included					
Time trend: Not included					
ADF regressions: No lags included					
	Statistic	p-value	Fixed-N exact critical values		
			1%	5%	10%
t-bar	-11.9753		-1.730	-1.670	-1.640
t-tilde-bar	-8.6164				
Z-t-tilde-bar	-89.2027	0.0000			

<b>Fisher-type unit-root test for ar</b>			
<b>Based on augmented Dickey-Fuller tests</b>			
Ho: All panels contain unit roots			Number of panels = 108
Ha: At least one panel is stationary			Number of periods = 157
AR parameter: Panel-specific			Asymptotics: T -> Infinity
Panel means: Included			
Time trend: Not included			
Drift term: Not included			ADF regressions: 0 lags
		Statistic	p-value
Inverse chi-squared(216)	P	7780.5474	0.0000
Inverse normal	Z	-84.4178	0.0000
Inverse logit t(544)	L*	-206.5757	0.0000
Modified inv. chi-squared	Pm	363.9495	0.0000



## EK 2 : BREUSCH & PAGAN LAGRANGIAN ÇARPANI TEST SONUÇLARI

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects LOGFB

$$ar[kodu,t] = Xb + u[kodu] + e[kodu,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
ar	1695173	1301.988
e	1278547	1130.728
u	4148.629	64.40985

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 12.84  
Prob > chibar2 = 0.0002

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects PD/DD

$$ar [kodu,t] = Xb + u[kodu] + e[kodu,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
ar	1695173	1301.988
e	1667938	1291.487
u	4517.021	67.20879

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 38.04  
Prob > chibar2 = 0.0000

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects TV

$$ar [kodu,t] = Xb + u[kodu] + e[kodu,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
ar	1695173	1301.988
e	1690393	1300.151
u	4267.11	65.32312

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 8.81  
Prob > chibar2 = 0.0015

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects F/S

$$ar [kodu,t] = Xb + u[kodu] + e[kodu,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
ar	1695173	1301.988
e	1683824	1297.622
u	3756.223	61.28803

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 9.02  
Prob > chibar2 = 0.0013

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects F/NA

$$ar [ kodu,t] = Xb + u[kodu] + e[kodu,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
ar	1695173	1301.988
e	1690972	1300.374
u	4277.757	65.40457

Test: Var(u) = 0  
chibar2(01) = 8.02  
Prob > chibar2 = 0.0023

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects F/K

$$ar[kodu,t] = Xb + u[kodu] + e[kodu,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
ar	1695173	1301.988
e	1690948	1300.365
u	4452.821	66.72946

Test: Var(u) = 0  
chibar2(01) = 8.09  
Prob > chibar2 = 0.0022

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$ar [kodu,t] = Xb + u[kodu] + e[kodu,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
ar	1695173	1301.988
e	1688680	1299.492
u	4218.323	64.94862

Test: Var(u) = 0  
chibar2(01) = 11.64  
Prob > chibar2 = 0.0003

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$ar[kodu,t] = Xb + u[kodu] + e[kodu,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
ar	1695173	1301.988
e	1690978	1300.376
u	4419.529	66.47954

Test: Var(u) = 0  
chibar2(01) = 8.15  
Prob > chibar2 = 0.0022

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$\text{ar [kodu,t]} = \text{Xb} + \text{u[kodu]} + \text{e[kodu,t]}$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
ar	1695173	1301.988
e	1691046	1300.402
u	4539.681	67.37716

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 8.03  
Prob > chibar2 = 0.0023

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$\text{ar[kodu,t]} = \text{Xb} + \text{u[kodu]} + \text{e[kodu,t]}$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
ar	1695173	1301.988
e	1269437	1126.693
u	4234.116	65.07008

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 26.43  
Prob > chibar2 = 0.0000

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$\text{ar[kodu,t]} = \text{Xb} + \text{u[kodu]} + \text{e[kodu,t]}$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
ar	1695173	1301.988
e	1278606	1130.755
u	4128.779	64.25557

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 12.40  
Prob > chibar2 = 0.0002

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$\text{ar [kodu,t]} = \text{Xb} + \text{u[kodu]} + \text{e[kodu,t]}$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
ar	1695173	1301.988
e	1276620	1129.876
u	3555.049	59.62423

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 9.49  
Prob > chibar2 = 0.0010

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$ar [ kodu,t] = Xb + u[kodu] + e[kodu,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
ar	1695173	1301.988
e	1278607	1130.755
u	4010.222	63.32632

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 12.27  
Prob > chibar2 = 0.0002

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$ar[kodu,t] = Xb + u[kodu] + e[kodu,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
ar	1695173	1301.988
e	1278564	1130.736
u	4185.778	64.69759

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 13.01  
Prob > chibar2 = 0.0002

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$ar[kodu,t] = Xb + u[kodu] + e[kodu,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
ar	1695173	1301.988
e	1277829	1130.411
u	4128.062	64.25

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 14.55  
Prob > chibar2 = 0.0001

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$ar[kodu,t] = Xb + u[kodu] + e[kodu,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
ar	1695173	1301.988
e	1278618	1130.76
u	4080.495	63.87876

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 12.34  
Prob > chibar2 = 0.0002

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$\text{ar}[\text{kodu},t] = Xb + u[\text{kodu}] + e[\text{kodu},t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
ar	1695173	1301.988
e	1278639	1130.769
u	4299.249	65.56866

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 12.83  
Prob > chibar2 = 0.0002

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$\text{so}[\text{kodu},t] = Xb + u[\text{kodu}] + e[\text{kodu},t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
so	2.17e+07	4656.832
e	9757852	3123.756
u	69757.59	264.1166

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 62.10  
Prob > chibar2 = 0.0000

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$\text{so}[\text{kodu},t] = Xb + u[\text{kodu}] + e[\text{kodu},t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
so	2.17e+07	4656.832
e	2.16e+07	4650.981
u	52214.41	228.5047

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 6.87  
Prob > chibar2 = 0.0044

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$\text{so}[\text{kodu},t] = Xb + u[\text{kodu}] + e[\text{kodu},t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
so	2.17e+07	4656.832
e	2.16e+07	4650.609
u	23066.74	151.8774

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 4.37  
Prob > chibar2 = 0.0183

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$so[kodu,t] = Xb + u[kodu] + e[kodu,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
so	2.17e+07	4656.832
e	2.16e+07	4646.202
u	52745.07	229.6629

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 10.66  
Prob > chibar2 = 0.0005

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$so[kodu,t] = Xb + u[kodu] + e[kodu,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
so	2.17e+07	4656.832
e	2.16e+07	4651.553
u	26596.37	163.0839

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 4.85  
Prob > chibar2 = 0.0138

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$so[kodu,t] = Xb + u[kodu] + e[kodu,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
so	2.17e+07	4656.832
e	2.16e+07	4651.565
u	11020.49	104.9785

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 2.91  
Prob > chibar2 = 0.0440

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$so[kodu,t] = Xb + u[kodu] + e[kodu,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
so	2.17e+07	4656.832
e	2.16e+07	4650.354
u	22419.5	149.7314

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 2.97  
Prob > chibar2 = 0.0424

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$so[kodu,t] = Xb + u[kodu] + e[kodu,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
so	2.17e+07	4656.832
e	2.16e+07	4651.303
u	28043.15	167.4609

Test: Var(u) = 0  
chibar2(01) = 4.62  
Prob > chibar2 = 0.0158

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$so[kodu,t] = Xb + u[kodu] + e[kodu,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
so	2.17e+07	4656.832
e	2.16e+07	4651.701
u	11316.51	106.3791

Test: Var(u) = 0  
chibar2(01) = 2.13  
Prob > chibar2 = 0.0723

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$so[kodu,t] = Xb + u[kodu] + e[kodu,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
so	2.17e+07	4656.832
e	9705912	3115.431
u	71050.96	266.5539

Test: Var(u) = 0  
chibar2(01) = 93.35  
Prob > chibar2 = 0.0000

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$so[kodu,t] = Xb + u[kodu] + e[kodu,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
so	2.17e+07	4656.832
e	9758199	3123.812
u	44705.09	211.4358

Test: Var(u) = 0  
chibar2(01) = 31.72  
Prob > chibar2 = 0.0000

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$so[kodu,t] = Xb + u[kodu] + e[kodu,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
so	2.17e+07	4656.832
e	9758356	3123.837
u	70943.02	266.3513

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 62.08  
Prob > chibar2 = 0.0000

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$so[kodu,t] = Xb + u[kodu] + e[kodu,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
so	2.17e+07	4656.832
e	9757315	3123.67
u	48311.12	219.7979

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 57.94  
Prob > chibar2 = 0.0000

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$so[kodu,t] = Xb + u[kodu] + e[kodu,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
so	2.17e+07	4656.832
e	9758254	3123.82
u	39936.19	199.8404

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 40.78  
Prob > chibar2 = 0.0000

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$so[kodu,t] = Xb + u[kodu] + e[kodu,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
so	2.17e+07	4656.832
e	9758650	3123.884
u	41983.47	204.8987

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 26.83  
Prob > chibar2 = 0.0000



Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$so[kodu,t] = Xb + u[kodu] + e[kodu,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
so	2.17e+07	4656.832
e	9756647	3123.563
u	48860.18	221.0434

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 58.61  
Prob > chibar2 = 0.0000

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$so[kodu,t] = Xb + u[kodu] + e[kodu,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
so	2.17e+07	4656.832
e	9758468	3123.855
u	37821.57	194.4777

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 35.30  
Prob > chibar2 = 0.0000

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$to[kodu,t] = Xb + u[kodu] + e[kodu,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
to	6795324	2606.784
e	4200376	2049.482
u	222338.7	471.528

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 3428.64  
Prob > chibar2 = 0.0000

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$to[kodu,t] = Xb + u[kodu] + e[kodu,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
to	6795324	2606.784
e	6577924	2564.746
u	204984	452.7516

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 1243.75  
Prob > chibar2 = 0.0000

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$to[kodu,t] = Xb + u[kodu] + e[kodu,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
to	6795324	2606.784
e	6590996	2567.294
u	207031	455.0066

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 1184.74  
Prob > chibar2 = 0.0000

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$to[kodu,t] = Xb + u[kodu] + e[kodu,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
to	6795324	2606.784
e	6576567	2564.482
u	206577.3	454.5078

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 1199.55  
Prob > chibar2 = 0.0000

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$to\ kodu,t] = Xb + u[kodu] + e[kodu,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
to	6795324	2606.784
e	6591175	2567.328
u	207482.5	455.5024

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 1183.18  
Prob > chibar2 = 0.0000

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$to\ [kodu,t] = Xb + u[kodu] + e[kodu,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
to	6795324	2606.784
e	6592392	2567.565
u	207330.7	455.3358

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 1178.51  
Prob > chibar2 = 0.0000

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$to [kodu,t] = Xb + u[kodu] + e[kodu,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
to	6795324	2606.784
e	6586966	2566.508
u	207329.5	455.3345

Test:  $Var(u) = 0$

chibar2(01) = 1208.44  
Prob > chibar2 = 0.0000

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$to [kodu,t] = Xb + u[kodu] + e[kodu,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
to	6795324	2606.784
e	6587108	2566.536
u	209856.6	458.1011

Test:  $Var(u) = 0$

chibar2(01) = 1190.41  
Prob > chibar2 = 0.0000

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$to [kodu,t] = Xb + u[kodu] + e[kodu,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
to	6795324	2606.784
e	6592779	2567.641
u	191463.3	437.5652

Test:  $Var(u) = 0$

chibar2(01) = 1130.52  
Prob > chibar2 = 0.0000

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$to[kodu,t] = Xb + u[kodu] + e[kodu,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
to	6795324	2606.784
e	4200383	2049.484
u	222041.5	471.2127

Test:  $Var(u) = 0$

chibar2(01) = 3369.30  
Prob > chibar2 = 0.0000

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$to [kodu,t] = Xb + u[kodu] + e[kodu,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
to	6795324	2606.784
e	4200481	2049.508
u	224227.6	473.5268

Test:  $Var(u) = 0$   
chibar2(01) = 3420.19  
Prob > chibar2 = 0.0000

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$to[kodu,t] = Xb + u[kodu] + e[kodu,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
to	6795324	2606.784
e	4199757	2049.331
u	223656.5	472.9233

Test:  $Var(u) = 0$   
chibar2(01) = 3401.66  
Prob > chibar2 = 0.0000

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$to[kodu,t] = Xb + u[kodu] + e[kodu,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
to	6795324	2606.784
e	4200443	2049.498
u	224629	473.9504

Test:  $Var(u) = 0$   
chibar2(01) = 3431.23  
Prob > chibar2 = 0.0000

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$to[kodu,t] = Xb + u[kodu] + e[kodu,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
to	6795324	2606.784
e	4200625	2049.543
u	224413.9	473.7234

Test:  $Var(u) = 0$   
chibar2(01) = 3420.45  
Prob > chibar2 = 0.0000

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$to[kodu,t] = Xb + u[kodu] + e[kodu,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
to	6795324	2606.784
e	4199556	2049.282
u	224629.3	473.9507

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 3429.56  
Prob > chibar2 = 0.0000

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$to[kodu,t] = Xb + u[kodu] + e[kodu,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
to	6795324	2606.784
e	4200117	2049.419
u	226976.5	476.4205

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 3426.91  
Prob > chibar2 = 0.0000

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$to[kodu,t] = Xb + u[kodu] + e[kodu,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
to	6795324	2606.784
e	4200796	2049.584
u	208850.6	457.0017

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 3287.29  
Prob > chibar2 = 0.0000

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$to [kodu,t] = Xb + u[kodu] + e[kodu,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
to	6795324	2606.784
e	4198206	2048.952
u	208020.6	456.0928

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 3115.39  
Prob > chibar2 = 0.0000

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$to[kodu,t] = Xb + u[kodu] + e[kodu,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
to	6795324	2606.784
e	6563270	2561.888
u	191057.3	437.1011

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 1178.19  
Prob > chibar2 = 0.0000

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$to[kodu,t] = Xb + u[kodu] + e[kodu,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
to	6795324	2606.784
e	4198988	2049.143
u	207549.1	455.5755

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 3185.02  
Prob > chibar2 = 0.0000

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$to[kodu,t] = Xb + u[kodu] + e[kodu,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
to	6795324	2606.784
e	4198002	2048.903
u	229668.6	479.2375

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 3305.05  
Prob > chibar2 = 0.0000

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$to[kodu,t] = Xb + u[kodu] + e[kodu,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
to	6795324	2606.784
e	4198660	2049.063
u	206930.2	454.8958

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 3141.08  
Prob > chibar2 = 0.0000

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$to[kodu,t] = Xb + u[kodu] + e[kodu,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
to	6795324	2606.784
e	4199433	2049.252
u	206866.8	454.8262

Test: Var(u) = 0  
 chibar2(01) = 3169.33  
 Prob > chibar2 = 0.0000

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$to[kodu,t] = Xb + u[kodu] + e[kodu,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
to	6795324	2606.784
e	4198965	2049.138
u	211140.8	459.5006

Test: Var(u) = 0  
 chibar2(01) = 3149.71  
 Prob > chibar2 = 0.0000

### EK 3 : HAUSMAN TEST SONUÇLARI

---- Coefficients ----				
	(b) fe	(B) re	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
fk	.0027255	.0024781	.0002474	.0007407
fkd	13.37244	25.31904	-11.9466	10.53106
fna	.0001271	-.0011183	.0012454	.0005992
fnad	25.34198	24.95109	.390886	9.519195
fs	.0209873	.0156066	.0053807	.0032025
tv	-.0204359	-.0092102	-.0112257	.0040693
tvd	-98.40053	-54.1984	-44.20213	18.94824
logfb	.7337263	.7355137	-.0017874	.0007434

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg  
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(5) = (b-B)'[(V\_b-V\_B)^(-1)](b-B)  
 = 13.99  
 Prob>chi2 = 0.0157

---- Coefficients ----				
	(b)	(B)	(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
	fe	re	Difference	S.E.
pddd	.0342004	.0218431	.0123573	.0022056
fna	.0005677	-.0015268	.0020944	.0005927
fnad	25.53838	24.94159	.5967897	9.782119
fs	-.0008037	.0062231	-.0070267	.0037137
tv	-.016395	-.00403	-.012365	.0040134
tvd	-89.77933	-28.69655	-61.08278	19.25099
logfb	.7273667	.7309361	-.0035694	.0006798

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg  
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\text{chi2}(5) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B)$$

$$= 45.37$$

$$\text{Prob}>\text{chi2} = 0.0000$$

---- Coefficients ----				
	(b)	(B)	(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
	fe	re	Difference	S.E.
fk	.0025334	.0024781	.0000552	.0006796
fkd	27.28053	25.31904	1.961493	9.25795
fs	-.000639	.0156066	-.0162456	.0038904
tv	-.0167744	-.0092102	-.0075642	.0039391
tvd	-91.98306	-54.1984	-37.78466	18.6163
logfb	.7271326	.7355137	-.0083811	.000547

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg  
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\text{chi2}(4) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B)$$

$$= 22.72$$

$$\text{Prob}>\text{chi2} = 0.0001$$

---- Coefficients ----				
	(b)	(B)	(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
	fe	re	Difference	S.E.
pddd	.0339739	.0240282	.0099456	.0017961
fk	.0025043	.0022126	.0002917	.0007123
fkd	24.24574	36.2636	-12.01786	10.23583
fna	.0004391	-.0015202	.0019592	.0005665
fnad	23.15045	21.4185	1.731946	9.092079
tv	-.0166653	-.0054979	-.0111674	.0039471
tvd	-90.99932	-43.44535	-47.55396	18.50652
logfb	.7273256	.7311846	-.003859	.0006552

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg  
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\text{chi2}(5) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B)$$

$$= 42.54$$

$$\text{Prob}>\text{chi2} = 0.0000$$



---- Coefficients ----				
	(b)	(B)	(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
	fe	re	Difference	S.E.
pddd	.0342504	.0221198	.0121306	.0021912
fk	.0025334	.0020442	.0004892	.0007301
fkD	27.28053	39.04193	-11.7614	10.44346
fs	-.000639	.0061534	-.0067924	.0036858
tv	-.0167744	-.0052422	-.0115322	.0039581
tvd	-91.98306	-36.49641	-55.48665	18.41161
logfb	.7271326	.730532	-.0033994	.0006596

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg  
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$\chi^2(5) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B)$   
 = 44.25  
 Prob>chi2 = 0.0000

---- Coefficients ----				
	(b)	(B)	(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
	fe	re	Difference	S.E.
pddd	.0344214	.0225943	.011827	.0021769
fk	.0022717	.0021645	.0001072	.00072
fkD	15.65375	26.46508	-10.81133	11.89203
fna	.0000811	-.001573	.0016541	.0005912
fnad	23.26788	18.30129	4.966585	9.129075
fs	.0004784	.0065535	-.0060751	.0036592
logfb	.7277216	.7307323	-.0030107	.0006949

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg  
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$\chi^2(4) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B)$   
 = 34.62  
 Prob>chi2 = 0.0000

---- Coefficients ----				
	(b)	(B)	(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
	fe	re	Difference	S.E.
pddd	-.1070526	-.0668044	-.0402482	.0058264
fk	.0089981	.0093969	-.0003989	.0018292
fkD	18.52957	-70.37235	88.90192	26.6762
fna	-.0051927	.0017	-.0068926	.0014828
fnad	144.5911	130.7389	13.85215	23.76607
fs	.0725799	.026514	.046066	.009914
tv	.0099825	.009781	.0002015	.0103855
tvd	35.69368	-155.9696	191.6633	48.90461
logfb	3.978125	3.972809	.0053163	.0013277

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg  
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$\chi^2(5) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B)$   
 = 52.17  
 Prob>chi2 = 0.0000

---- Coefficients ----

	(b) fe	(B) re	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
pddd	-.0148435	.00068	-.0155234	.009695
fk	.0067838	.0097538	-.0029699	.0033442
fkd	61.13928	-76.71495	137.8542	47.124
fna	-.0051084	.0039918	-.0091002	.0026832
fnad	-290.4709	-215.4583	-75.01259	42.71506
fs	.1224735	.0410237	.0814498	.0160834
tv	-.0942325	-.0554547	-.0387779	.0180695
tvd	-141.5911	-256.5019	114.9108	83.13852

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg  
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\text{chi2}(5) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B)$$

$$= 42.49$$

$$\text{Prob}>\text{chi2} = 0.0000$$

	(b) fe	(B) re	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
fk	.0082957	.0086553	-.0003596	.0019022
fkd	52.54382	-40.53529	93.07912	27.36568
fna	-.0041631	.0003532	-.0045163	.0015425
fnad	138.6227	114.1397	24.48303	24.5662
fs	.0044767	-.003313	.0077897	.0085436
tv	.0215136	.0241963	-.0026826	.0106175
tvd	56.99358	-102.4713	159.4649	49.86085
logfb	3.95823	3.958957	-.0007273	.0018076

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg  
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\text{chi2}(5) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B)$$

$$= 21.37$$

$$\text{Prob}>\text{chi2} = 0.0007$$

	(b) fe	(B) re	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
pddd	-.1066255	-.0662192	-.0404063	.0057789
fna	-.0048692	.0020348	-.006904	.0014863
fnad	136.886	97.33142	39.55462	24.72555
fs	.0724256	.0265654	.0458603	.0098522
tv	.0114531	.0125959	-.0011427	.0103083
tvd	29.83259	-186.969	216.8016	50.0542
logfb	3.977961	3.972724	.005237	.0012687

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg  
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\text{chi2}(5) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B)$$

$$= 70.00$$

$$\text{Prob}>\text{chi2} = 0.0000$$

	(b) fe	(B) re	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
pddd	-.1066504	-.0670504	-.0396001	.0057981
fk	.0086376	.0094289	-.0007913	.0018559
fkd	40.14277	-50.01854	90.1613	27.0267
fs	.0730826	.0273681	.0457145	.009853
tv	.006654	.0094342	-.0027802	.0103082
tvd	24.49624	-152.732	177.2283	48.36297
logfb	3.976018	3.971617	.0044005	.0013134

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg  
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg  
Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\text{chi2}(5) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B)$$

$$= 67.11$$

$$\text{Prob}>\text{chi2} = 0.0000$$

---- Coefficients ----				
	(b) fe	(B) re	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
pddd	-.0837621	-.0587169	-.0250451	.0047864
fk	.0086928	.0093281	-.0006353	.0018589
fkd	18.66952	-66.85763	85.52716	26.97617
fna	-.0036054	.0021009	-.0057063	.0014811
fnad	170.7488	140.474	30.27475	23.81886
tv	.0022342	.0057817	-.0035475	.0104431
tvd	-18.89383	-187.2375	168.3437	49.29747
logfb	3.981807	3.974296	.0075107	.0015741

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg  
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg  
Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\text{chi2}(5) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B)$$

$$= 48.53$$

$$\text{Prob}>\text{chi2} = 0.0000$$

---- Coefficients ----				
	(b) fe	(B) re	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
pddd	-.1072098	-.0665031	-.0407067	.0058393
fk	.0091768	.0101433	-.0009665	.0018479
fkd	20.73174	-132.7466	153.4783	31.31544
fna	-.0049431	.0030658	-.0080089	.0015266
fnad	145.2114	129.1458	16.06554	23.64977
fs	.0721356	.0297748	.0423608	.0098889
logfb	3.977822	3.971098	.0067245	.0010635

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg  
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg  
Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\text{chi2}(4) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B)$$

$$= 72.99$$

$$\text{Prob}>\text{chi2} = 0.0000$$

---- Coefficients ----				
	(b)	(B)	(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))

	fe	re	Difference	S.E.
pddd	-.0130862	-.0141062	.0010199	.0020018
fk	.002681	.0037849	-.0011039	.0005357
fkd	63.50066	88.21776	-24.7171	8.260024
fna	-.0004353	-.0007997	.0003643	.0004457
fnad	-112.6066	-116.0769	3.470366	7.114302
fs	.0220421	.0217706	.0002714	.0036841
tv	-.0163826	-.0133481	-.0030344	.0031953
tvd	-141.9147	-125.5111	-16.40358	16.10678
logfb	1.77436	1.774011	.0003489	.0005555

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg  
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg  
 Test: Ho: difference in coefficients not systematic  
 $\chi^2(5) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B)$   
 = 11.59  
 Prob>chi2 = 0.0408

---- Coefficients ----				
	(b)	(B)	(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
	fe	re	Difference	S.E.
pddd	.0280417	.0225662	.0054755	.0030322
fk	.0016934	.0036313	-.0019379	.0008285
fkd	82.50584	117.8613	-35.35542	12.71105
fna	-.0003978	-.0009842	.0005864	.0006868
fnad	-306.6569	-302.8498	-3.807123	10.95948
fs	.0442961	.039357	.0049391	.0055183
tv	-.0628655	-.0536338	-.0092317	.0049352
tvd	-220.9889	-181.7495	-39.23937	24.61878

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg  
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg  
 Test: Ho: difference in coefficients not systematic  
 $\chi^2(5) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B)$   
 = 12.35  
 Prob>chi2 = 0.0302

---- Coefficients ----				
	(b)	(B)	(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
	fe	re	Difference	S.E.
fk	.0025952	.0036837	-.0010886	.0005339
fkd	67.6586	93.31383	-25.65523	8.286935
fna	-.0003095	-.0007557	.0004462	.0004405
fnad	-113.3361	-117.4476	4.111435	7.1139
fs	.013717	.0135933	.0001237	.0030658
tv	-.014973	-.0114962	-.0034768	.0032205
tvd	-139.311	-120.618	-18.69302	16.20025
logfb	1.771928	1.77129	.0006374	.0004913

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg  
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg  
 Test: Ho: difference in coefficients not systematic  
 $\chi^2(5) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B)$   
 = 12.87  
 Prob>chi2 = 0.0246

---- Coefficients ----				
	(b)	(B)	(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))

	fe	re	Difference	S.E.
pddd	-.0133976	-.0144647	.0010671	.0019311
fna	-.0002736	-.0005552	.0002816	.0004428
fnad	-102.0108	-100.8699	-1.140824	7.385113
fs	.0220735	.0218714	.000202	.003555
tv	-.0161099	-.0132862	-.0028236	.0030923
tvd	-133.2158	-113.4716	-19.74415	16.07223
logfb	1.774453	1.77416	.0002932	.0006617

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg  
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg  
Test: Ho: difference in coefficients not systematic  
chi2(5) = (b-B)'[(V\_b-V\_B)^(-1)](b-B)  
= 1.94  
Prob>chi2 = 0.8575

	(b) fe	(B) re	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
pddd	-.013258	-.014265	.001007	.0020035
fk	.0026483	.0037483	-.0011	.000545
fkd	48.28912	72.23427	-23.94515	8.467502
fs	.0214236	.0211934	.0002302	.0036803
tv	-.0155655	-.0126415	-.002924	.0031999
tvd	-138.1034	-123.1856	-14.91782	15.98586
logfb	1.775626	1.775261	.0003646	.0005253

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg  
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg  
Test: Ho: difference in coefficients not systematic  
chi2(5) = (b-B)'[(V\_b-V\_B)^(-1)](b-B)  
= 10.48  
Prob>chi2 = 0.0626

	(b) fe	(B) re	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
pddd	-.0133976	-.0144647	.0010671	.0019311
fna	-.0002736	-.0005552	.0002816	.0004428
fnad	-102.0108	-100.8699	-1.140824	7.385113
fs	.0220735	.0218714	.000202	.003555
tv	-.0161099	-.0132862	-.0028236	.0030923
tvd	-133.2158	-113.4716	-19.74415	16.07223
logfb	1.774453	1.77416	.0002932	.0006617

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg  
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg  
Test: Ho: difference in coefficients not systematic  
chi2(5) = (b-B)'[(V\_b-V\_B)^(-1)](b-B)  
= 1.94  
Prob>chi2 = 0.8575

	(b)	(B)	(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
--	-----	-----	-------	---------------------

	fe	re	Difference	S.E.
pddd	-.0060131	-.0072227	.0012096	.0015572
fk	.0025883	.0037031	-.0011148	.000534
fkd	63.54316	88.90888	-25.36571	8.264057
fna	.0000467	-.0003569	.0004036	.0004327
fnad	-104.6626	-108.2395	3.576876	6.98323
tv	-.0187357	-.0158542	-.0028815	.0031975
tvd	-158.4926	-143.8104	-14.68221	16.20781
logfb	1.775478	1.775144	.0003339	.0005051

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg  
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg  
Test: Ho: difference in coefficients not systematic  
chi2(5) = (b-B)'[(V\_b-V\_B)^(-1)](b-B)  
= 12.97  
Prob>chi2 = 0.0236

---- Coefficients ----				
	(b)	(B)	(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
	fe	re	Difference	S.E.
pddd	-.0130085	-.013899	.0008905	.0019941
fk	.0025734	.003698	-.0011245	.0005449
fkd	47.00931	69.44345	-22.43414	9.572873
fna	-.0007305	-.0009527	.0002222	.0004589
fnad	-111.3248	-115.6597	4.334853	7.041585
fs	.0241361	.0236854	.0004507	.0036599
logfb	1.774457	1.773977	.0004802	.0005734

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg  
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg  
Test: Ho: difference in coefficients not systematic  
chi2(4) = (b-B)'[(V\_b-V\_B)^(-1)](b-B)  
= 6.84  
Prob>chi2 = 0.1446

#### EK 4: SABİT ETKİLER MODELİ DEĞİŞEN VARYANS WALD TEST SONUÇLARI

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity

in fixed effect regression model

H0:  $\sigma(i)^2 = \sigma^2$  for all i

chi2 (108) = 153.13

Prob>chi2 = 0.0028

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity

in fixed effect regression model

H0:  $\sigma(i)^2 = \sigma^2$  for all i

chi2 (108) = 152.07

Prob>chi2 = 0.0034

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity

```
in fixed effect regression model

H0:  $\sigma(i)^2 = \sigma^2$  for all i

chi2 (108) = 157.76
Prob>chi2 = 0.0013
```

```
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model

H0:  $\sigma(i)^2 = \sigma^2$  for all i

chi2 (108) = 150.41
Prob>chi2 = 0.0044
```

```
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model

H0:  $\sigma(i)^2 = \sigma^2$  for all i

chi2 (108) = 139.15
Prob>chi2 = 0.0234
```

```
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model

H0:  $\sigma(i)^2 = \sigma^2$  for all i

chi2 (108) = 131.71
Prob>chi2 = 0.0602
```

```
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model

H0:  $\sigma(i)^2 = \sigma^2$  for all i

chi2 (108) = 108.02
Prob>chi2 = 0.4815

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model
```

H0:  $\sigma(i)^2 = \sigma^2$  for all  $i$

chi2 (108) = 112.31

Prob>chi2 = 0.3689

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity  
in fixed effect regression model

H0:  $\sigma(i)^2 = \sigma^2$  for all  $i$

chi2 (108) = 107.93

Prob>chi2 = 0.4839

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity  
in fixed effect regression model

H0:  $\sigma(i)^2 = \sigma^2$  for all  $i$

chi2 (108) = 108.11

Prob>chi2 = 0.4790

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity  
in fixed effect regression model

H0:  $\sigma(i)^2 = \sigma^2$  for all  $i$

chi2 (108) = 108.78

Prob>chi2 = 0.4608

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity  
in fixed effect regression model

H0:  $\sigma(i)^2 = \sigma^2$  for all  $i$

chi2 (108) = 107.82

Prob>chi2 = 0.4868

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity  
in fixed effect regression model



H0:  $\sigma(i)^2 = \sigma^2$  for all i

chi2 (108) = 108.07

Prob>chi2 = 0.4800

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity  
in fixed effect regression model

H0:  $\sigma(i)^2 = \sigma^2$  for all i

chi2 (108) = 119.33

Prob>chi2 = 0.2146

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity  
in fixed effect regression model

H0:  $\sigma(i)^2 = \sigma^2$  for all i

chi2 (108) = 117.24

Prob>chi2 = 0.2558

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity  
in fixed effect regression model

H0:  $\sigma(i)^2 = \sigma^2$  for all i

chi2 (108) = 117.33

Prob>chi2 = 0.2538

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity  
in fixed effect regression model

H0:  $\sigma(i)^2 = \sigma^2$  for all i

chi2 (108) = 117.13

Prob>chi2 = 0.2579

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity  
in fixed effect regression model

H0:  $\sigma(i)^2 = \sigma^2$  for all  $i$

chi2 (108) = 117.14

Prob>chi2 = 0.2577

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity  
in fixed effect regression model

H0:  $\sigma(i)^2 = \sigma^2$  for all  $i$

chi2 (108) = 117.51

Prob>chi2 = 0.2501

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity  
in fixed effect regression model

H0:  $\sigma(i)^2 = \sigma^2$  for all  $i$

chi2 (108) = 117.32

Prob>chi2 = 0.2540

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity  
in fixed effect regression model

H0:  $\sigma(i)^2 = \sigma^2$  for all  $i$

chi2 (108) = 1423.83

Prob>chi2 = 0.0000

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity  
in fixed effect regression model

H0:  $\sigma(i)^2 = \sigma^2$  for all  $i$

chi2 (108) = 174.84

Prob>chi2 = 0.0000

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity  
in fixed effect regression model

H0:  $\sigma(i)^2 = \sigma^2$  for all  $i$

```
chi2 (108) = 180.19
Prob>chi2 = 0.0000
```

```
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model
```

```
H0:  $\sigma(i)^2 = \sigma^2$  for all i
```

```
chi2 (108) = 174.75
Prob>chi2 = 0.0001
```

```
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model
```

```
H0:  $\sigma(i)^2 = \sigma^2$  for all i
```

```
chi2 (108) = 1423.59
Prob>chi2 = 0.0000
```

```
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model
```

```
H0:  $\sigma(i)^2 = \sigma^2$  for all i
```

```
chi2 (108) = 139.42
Prob>chi2 = 0.0225
```

```
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model
```

```
H0:  $\sigma(i)^2 = \sigma^2$  for all i
```

```
chi2 (108) = 151.38
Prob>chi2 = 0.0038
```

```
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model
```

```
H0:  $\sigma(i)^2 = \sigma^2$  for all i
```

```
chi2 (108) = 135.60
Prob>chi2 = 0.0373
```

```
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model
```

```
H0:  $\sigma(i)^2 = \sigma^2$  for all i
```

```
chi2 (108) = 139.06
Prob>chi2 = 0.0237
```

```
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model
```

```
H0:  $\sigma(i)^2 = \sigma^2$  for all i
```

```
chi2 (108) = 139.35
Prob>chi2 = 0.0227
```

```
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model
```

```
H0:  $\sigma(i)^2 = \sigma^2$  for all i
```

```
chi2 (108) = 139.53
Prob>chi2 = 0.0222
```

```
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model
```

```
H0:  $\sigma(i)^2 = \sigma^2$  for all i
```

```
chi2 (108) = 139.67
Prob>chi2 = 0.0218
```

```
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model
```

```
H0:  $\sigma(i)^2 = \sigma^2$  for all i
```

```
chi2 (108) = 121.74
Prob>chi2 = 0.1729
```

```
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model
```

```
H0:  $\sigma(i)^2 = \sigma^2$  for all i
```

```
chi2 (108) = 111.52
Prob>chi2 = 0.3889
```

```
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model
```

```
H0:  $\sigma(i)^2 = \sigma^2$  for all i
```

```
chi2 (108) = 117.88
Prob>chi2 = 0.2427
```

```
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model
```

```
H0:  $\sigma(i)^2 = \sigma^2$  for all i
```

```
chi2 (108) = 121.37
Prob>chi2 = 0.1789
```

```
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model
```

```
H0:  $\sigma(i)^2 = \sigma^2$  for all i
```

```
chi2 (108) = 121.14
Prob>chi2 = 0.1828
```

```
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model
```

```
H0:  $\sigma(i)^2 = \sigma^2$  for all i
```

```
chi2 (108) = 120.38
```

```
Prob>chi2 =      0.1957
```

```
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity  
in fixed effect regression model
```

```
H0:  $\sigma(i)^2 = \sigma^2$  for all i
```

```
chi2 (108) =      121.73
```

```
Prob>chi2 =      0.1730
```

```
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity  
in fixed effect regression model
```

```
H0:  $\sigma(i)^2 = \sigma^2$  for all i
```

```
chi2 (108) =     1435.28
```

```
Prob>chi2 =      0.0000
```

```
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity  
in fixed effect regression model
```

```
H0:  $\sigma(i)^2 = \sigma^2$  for all i
```

```
chi2 (108) =      173.70
```

```
Prob>chi2 =      0.0001
```

```
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity  
in fixed effect regression model
```

```
H0:  $\sigma(i)^2 = \sigma^2$  for all i
```

```
chi2 (108) =     1426.91
```

```
Prob>chi2 =      0.0000
```

```
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity  
in fixed effect regression model
```

```
H0:  $\sigma(i)^2 = \sigma^2$  for all i
```

```
chi2 (108) =     1426.51
```

Prob>chi2 = 0.0000

## EK 5: SABİT ETKİLER MODELİ DURBİN WATSON VE BALTAGİ WU OTOKORELASYON TEST SONUÇLARI

ar	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
pddd	.0536389	.0037964	14.13	0.000	.0461977	.0610802
_cons	1457.275	23.45709	62.13	0.000	1411.296	1503.253
rho_ar	.05044366					
sigma_u	170.03414					
sigma_e	1290.3908					
rho_fov	.01706686				(fraction of variance because of u_i)	
F test that all u_i=0: F(107,16739) = 1.95 Prob > F = 0.0000						
modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.9004304						
Baltagi-Wu LBI = 1.9128587						

ar	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
tv	-.0160964	.007455	-2.16	0.031	-.030709	-.0014838
_cons	1795.192	13.84938	129.62	0.000	1768.046	1822.338
rho_ar	.04981927					
sigma_u	127.37168					
sigma_e	1297.876					
rho_fov	.0095393				(fraction of variance because of u_i)	
F test that all u_i=0: F(107,16739) = 1.31 Prob > F = 0.0174						
modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.9003911						
Baltagi-Wu LBI = 1.9148001						

ar	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
fs	.0426906	.0053753	7.94	0.000	.0321546	.0532267
_cons	1563.6	26.88736	58.15	0.000	1510.897	1616.302
rho_ar	.05478875					
sigma_u	142.21371					
sigma_e	1295.679					
rho_fov	.01190385				(fraction of variance because of u_i)	
F test that all u_i=0: F(107,16739) = 1.39 Prob > F = 0.0049						
modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.8923565						
Baltagi-Wu LBI = 1.9058905						
ar	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
tv	-.0446361	.0105665	-4.22	0.000	-.0653476	-.0239245
tvd	-165.7239	43.50699	-3.81	0.000	-251.0022	-80.44562
_cons	2091.674	75.27288	27.79	0.000	1944.131	2239.217
rho_ar	.04942252					
sigma_u	129.86917					

```

sigma_e | 1297.3491
rho_fov | .00992129 (fraction of variance because of u_i)
-----
F test that all u_i=0: F(107,16738) = 1.37 Prob > F = 0.0071
modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.9012041
Baltagi-Wu LBI = 1.915451

```

```

-----
ar | Coef. Std. Err. t P>|t| [95% Conf. Interval]
-----+-----
pddd | .0321831 .0032143 10.01 0.000 .0258827 .0384835
logfb | .7259054 .010039 72.31 0.000 .706228 .7455828
_cons | 630.0841 23.50236 26.81 0.000 584.017 676.1512
-----+-----
rho_ar | .01431913
sigma_u | 128.04957
sigma_e | 1126.8804
rho_fov | .01274761 (fraction of variance because of u_i)
-----
F test that all u_i=0: F(107,16738) = 1.73 Prob > F = 0.0000
modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.9715734
Baltagi-Wu LBI = 1.9870774

```

```

-----
ar | Coef. Std. Err. t P>|t| [95% Conf. Interval]
-----+-----
tv | -.0203556 .0089586 -2.27 0.023 -.0379153 -.0027958
tvd | -108.9316 36.81027 -2.96 0.003 -181.0837 -36.77962
logfb | .7334102 .0100377 73.07 0.000 .7137351 .7530852
_cons | 1006.96 67.43309 14.93 0.000 874.7843 1139.136
-----+-----
rho_ar | .01724369
sigma_u | 112.58071
sigma_e | 1130.0073
rho_fov | .00982825 (fraction of variance because of u_i)
-----
F test that all u_i=0: F(107,16737) = 1.47 Prob > F = 0.0012
modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.9657051
Baltagi-Wu LBI = 1.9823503

```

```

-----
so | Coef. Std. Err. t P>|t| [95% Conf. Interval]
-----+-----
tv | -.0803071 .0260459 -3.08 0.002 -.1313598 -.0292544
_cons | 8175.699 49.52296 165.09 0.000 8078.629 8272.77
-----+-----
rho_ar | .02589789
sigma_u | 487.99967
sigma_e | 4634.197
rho_fov | .01096732 (fraction of variance because of u_i)
-----
F test that all u_i=0: F(107,16739) = 1.40 Prob > F = 0.0041
modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.948253
Baltagi-Wu LBI = 1.9670269

```

```

-----
so | Coef. Std. Err. t P>|t| [95% Conf. Interval]
-----+-----
fs | .1531751 .0187524 8.17 0.000 .1164185 .1899317

```



	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
_cons	7314.47	96.14148	76.08	0.000	7126.023 7502.918
rho_ar	.03103945				
sigma_u	577.71208				
sigma_e	4626.5927				
rho_fov	.01535257				(fraction of variance because of u_i)

F test that all u\_i=0: F(107,16739) = 1.70 Prob > F = 0.0000  
modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.9391939  
Baltagi-Wu LBI = 1.9591238

	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
fna	.0011891	.0089096	0.13	0.894	-.0162746 .0186527
_cons	8058.158	74.16943	108.65	0.000	7912.778 8203.538
rho_ar	.02557359				
sigma_u	436.76064				
sigma_e	4635.496				
rho_fov	.00879946				(fraction of variance because of u_i)

F test that all u\_i=0: F(107,16739) = 1.29 Prob > F = 0.0229  
modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.9488531  
Baltagi-Wu LBI = 1.9674674

	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
fk	.0044833	.0095918	0.47	0.640	-.0143177 .0232843
_cons	8033.981	77.66108	103.45	0.000	7881.757 8186.205
rho_ar	.02559336				
sigma_u	433.35477				
sigma_e	4635.4691				
rho_fov	.00866404				(fraction of variance because of u_i)

F test that all u\_i=0: F(107,16739) = 1.24 Prob > F = 0.0483  
modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.9488133  
Baltagi-Wu LBI = 1.9674527

	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
tv	-.1371908	.0369886	-3.71	0.000	-.2096924 -.0646892
tvd	-329.3707	152.1159	-2.17	0.030	-627.5339 -31.20759
_cons	8765.159	269.7168	32.50	0.000	8236.486 9293.833
rho_ar	.02604458				
sigma_u	468.56082				
sigma_e	4633.6929				
rho_fov	.01012183				(fraction of variance because of u_i)

F test that all u\_i=0: F(107,16738) = 1.31 Prob > F = 0.0165  
modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.9479776  
Baltagi-Wu LBI = 1.9668575

	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
so					

fna		-.0083348	.0102959	-0.81	0.418	-.0285159	.0118463
fnad		-273.2875	148.1145	-1.85	0.065	-563.6076	17.03268
_cons		8432.206	211.0161	39.96	0.000	8018.592	8845.819
-----							
rho_ar		.02551423					
sigma_u		434.596					
sigma_e		4635.1606					
rho_fov		.00871446					(fraction of variance because of u_i)
-----							
F test that all u_i=0:				F(107,16738) =	1.28	Prob > F = 0.0267	
modified Bhargava et al. Durbin-Watson =				1.9489739			
Baltagi-Wu LBI =				1.9675621			

so		Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
fk		.0038666	.0133638	0.29	0.772	-.0223279	.0300611
fkd		-9.286992	140.1126	-0.07	0.947	-283.9225	265.3485
_cons		8050.186	250.5739	32.13	0.000	7559.035	8541.338
-----							
rho_ar		.02558796					
sigma_u		432.91745					
sigma_e		4635.6067					
rho_fov		.00864621					(fraction of variance because of u_i)
-----							
F test that all u_i=0:				F(107,16738) =	1.21	Prob > F = 0.0662	
modified Bhargava et al. Durbin-Watson =				1.948825			
Baltagi-Wu LBI =				1.9674598			

so		Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
pddd		-.0524381	.0092022	-5.70	0.000	-.0704754	-.0344009
logfb		4.039853	.0269944	149.66	0.000	3.986941	4.092765
_cons		3070.526	61.87476	49.62	0.000	2949.245	3191.807
-----							
rho_ar		.07717244					
sigma_u		394.30825					
sigma_e		3034.8549					
rho_fov		.01660068					(fraction of variance because of u_i)
-----							
F test that all u_i=0:				F(107,16738) =	2.12	Prob > F = 0.0000	
modified Bhargava et al. Durbin-Watson =				1.8459642			
Baltagi-Wu LBI =				1.9015638			

so		Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
tv		-.0050589	.0180237	-0.28	0.779	-.0403872	.0302694
logfb		4.026555	.0269172	149.59	0.000	3.973794	4.079315
_cons		2786.238	46.26068	60.23	0.000	2695.562	2876.914
-----							
rho_ar		.08406198					
sigma_u		370.20723					

```

sigma_e | 3038.3523
rho_fov | .01462896 (fraction of variance because of u_i)
-----
F test that all u_i=0: F(107,16738) = 1.76 Prob > F = 0.0000
modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.832153
Baltagi-Wu LBI = 1.8907154

```

```

-----
so | Coef. Std. Err. t P>|t| [95% Conf. Interval]
-----+-----
fna | -.0122648 .0060876 -2.01 0.044 [-.0241971 -.0003324]
logfb | 4.027581 .0269039 149.70 0.000 [3.974847 4.080316]
_cons | 2869.881 57.43478 49.97 0.000 [2757.303 2982.459]
-----+-----
rho_ar | .08416372
sigma_u | 375.75608
sigma_e | 3038.0006
rho_fov | .01506755 (fraction of variance because of u_i)
-----
F test that all u_i=0: F(107,16738) = 1.95 Prob > F = 0.0000
modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.8319349
Baltagi-Wu LBI = 1.8906621

```

```

-----
so | Coef. Std. Err. t P>|t| [95% Conf. Interval]
-----+-----
fk | .0056355 .0065662 0.86 0.391 [-.0072349 .018506]
logfb | 4.026816 .0269039 149.67 0.000 [3.974081 4.07955]
_cons | 2737.475 59.72472 45.83 0.000 [2620.409 2854.542]
-----+-----
rho_ar | .08411894
sigma_u | 361.90444
sigma_e | 3038.2979
rho_fov | .01398971 (fraction of variance because of u_i)
-----
F test that all u_i=0: F(107,16738) = 1.78 Prob > F = 0.0000
modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.8320194
Baltagi-Wu LBI = 1.8906588

```

```

-----
so | Coef. Std. Err. t P>|t| [95% Conf. Interval]
-----+-----
tv | -.012014 .0255219 -0.47 0.638 [-.0620396 .0380115]
tvd | -40.52036 105.2445 -0.39 0.700 [-246.8108 165.7701]
logfb | 4.02634 .0269235 149.55 0.000 [3.973567 4.079113]
_cons | 2858.978 179.132 15.96 0.000 [2507.861 3210.096]
-----+-----
rho_ar | .08402301
sigma_u | 367.26549
sigma_e | 3038.426
rho_fov | .01440004 (fraction of variance because of u_i)
-----
F test that all u_i=0: F(107,16737) = 1.68 Prob > F = 0.0000
modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.8322377
Baltagi-Wu LBI = 1.8907592

```

```

-----
so | Coef. Std. Err. t P>|t| [95% Conf. Interval]
-----+-----

```

fna		-.0085991	.0069992	-1.23	0.219	-.0223182	.00512
fnad		108.5037	102.3137	1.06	0.289	-92.04208	309.0494
logfb		4.028298	.0269129	149.68	0.000	3.975546	4.08105
_cons		2721.278	140.6216	19.35	0.000	2445.645	2996.911
-----							
rho_ar		.08400278					
sigma_u		378.28245					
sigma_e		3037.9743					
rho_fov		.015268					(fraction of variance because of u_i)
-----							
F test that all u_i=0:		F(107,16737) =	1.96			Prob > F =	0.0000
modified Bhargava et al. Durbin-Watson =		1.8322642					
Baltagi-Wu LBI =		1.8909711					

so		Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
fk		.0092417	.0090703	1.02	0.308	-.0085371	.0270205
fkd		55.35321	96.04898	0.58	0.564	-132.913	243.6194
logfb		4.026892	.0269047	149.67	0.000	3.974156	4.079628
_cons		2641.302	164.0992	16.10	0.000	2319.65	2962.953
-----							
rho_ar		.08411474					
sigma_u		365.1946					
sigma_e		3038.3581					
rho_fov		.01424103					(fraction of variance because of u_i)
-----							
F test that all u_i=0:		F(107,16737) =	1.75			Prob > F =	0.0000
modified Bhargava et al. Durbin-Watson =		1.8320334					
Baltagi-Wu LBI =		1.890651					

to		Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
logfb		1.790405	.0180687	99.09	0.000	1.754989	1.825822
_cons		1526.768	27.55383	55.41	0.000	1472.76	1580.776
-----							
rho_ar		.04589082					
sigma_u		498.94712					
sigma_e		2036.5249					
rho_fov		.0566257					(fraction of variance because of u_i)
-----							
F test that all u_i=0:		F(107,16739) =	8.52			Prob > F =	0.0000
modified Bhargava et al. Durbin-Watson =		1.9082636					
Baltagi-Wu LBI =		1.9293576					

to		Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
pddd		.0517554	.0075284	6.87	0.000	.0369989	.0665119
_cons		3574.072	46.56999	76.75	0.000	3482.79	3665.355
-----							
rho_ar		.04934635					
sigma_u		520.87528					
sigma_e		2561.6421					
rho_fov		.03970413					(fraction of variance because of u_i)
-----							
F test that all u_i=0:		F(107,16739) =	5.56			Prob > F =	0.0000
modified Bhargava et al. Durbin-Watson =		1.9024767					
Baltagi-Wu LBI =		1.9151195					

to	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
fs	.074591	.0105751	7.05	0.000	.0538626	.0953194
_cons	3512.579	53.17013	66.06	0.000	3408.359	3616.798
rho_ar	.04988233					
sigma_u	514.67845					
sigma_e	2561.4655					
rho_fov	.03880661	(fraction of variance because of u_i)				
F test that all u_i=0: F(107,16739) = 5.40 Prob > F = 0.0000						
modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.9016289						
Baltagi-Wu LBI = 1.9143036						

to	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
fk	-.0003409	.0074862	-0.05	0.964	-.0150146	.0143329
fkd	11.00386	78.74335	0.14	0.889	-143.3414	165.3491
_cons	3867.835	137.687	28.09	0.000	3597.954	4137.716
rho_ar	.04585162					
sigma_u	493.39106					
sigma_e	2565.2587					
rho_fov	.03567339	(fraction of variance because of u_i)				
F test that all u_i=0: F(107,16738) = 5.21 Prob > F = 0.0000						
modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.9083145						
Baltagi-Wu LBI = 1.9206696						

to	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
fk	.0020765	.0059435	0.35	0.727	-.0095735	.0137265
fkd	40.26166	62.51723	0.64	0.520	-82.27872	162.802
logfb	1.790459	.0180698	99.09	0.000	1.755041	1.825878
_cons	1460.849	111.743	13.07	0.000	1241.821	1679.877
rho_ar	.0458584					
sigma_u	497.8067					
sigma_e	2036.6195					
rho_fov	.05637678	(fraction of variance because of u_i)				
F test that all u_i=0: F(107,16737) = 8.42 Prob > F = 0.0000						
modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.9083505						
Baltagi-Wu LBI = 1.9294565						

ar	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
Logfb	.7259802	.0100527	72.22	0.000	.7062759	.7456845
pddd	.0321737	.0036151	8.90	0.000	.0250876	.0392598
fk	.0024913	.0032369	0.77	0.442	-.0038533	.008836
fkd	28.95413	34.33023	0.84	0.399	-38.33675	96.24501
fna	.0008949	.0025019	0.36	0.721	-.004009	.0057988
fnad	27.58961	36.16059	0.76	0.445	-43.28897	98.46818
fs	-.0017769	.0050857	-0.35	0.727	-.0117455	.0081917

tv		-.014231	.0090079	-1.58	0.114	-.0318875	.0034255
tvd		-84.45534	37.24556	-2.27	0.023	-157.4606	-11.45011
_cons		697.4571	102.308	6.82	0.000	496.9226	897.9916
-----							
rho_ar		.01397771					
sigma_u		131.55061					
sigma_e		1126.8982					
rho_fov		.01344429					(fraction of variance because of u_i)
-----							
F test that all u_i=0:				F(107,16731) =	1.70	Prob > F = 0.0000	
modified Bhargava et al. Durbin-Watson =				1.9722865			
Baltagi-Wu LBI =				1.9877139			

ar		Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
-----							
pddd		.0500277	.0042792	11.69	0.000	.04164	.0584154
fk		.002	.0037896	0.53	0.598	-.0054281	.009428
fkd		34.29577	40.43322	0.85	0.396	-44.95763	113.5492
fna		.0011246	.0029316	0.38	0.701	-.0046216	.0068708
fnad		-53.40291	42.75534	-1.25	0.212	-137.2079	30.40207
fs		.0089732	.0060343	1.49	0.137	-.0028546	.020801
tv		-.0334371	.0106417	-3.14	0.002	-.0542959	-.0125782
tvd		-117.2019	44.09827	-2.66	0.008	-203.6392	-30.76464
_cons		1655.004	115.2276	14.36	0.000	1429.146	1880.863
-----							
rho_ar		.05135501					
sigma_u		174.11332					
sigma_e		1290.0621					
rho_fov		.0178897					(fraction of variance because of u_i)
-----							
F test that all u_i=0:				F(107,16732) =	1.97	Prob > F = 0.0000	
modified Bhargava et al. Durbin-Watson =				1.8995045			
Baltagi-Wu LBI =				1.9117637			

ar		Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
-----							
logfb		.7313361	.0100558	72.73	0.000	.7116256	.7510465
fk		.0027259	.0032515	0.84	0.402	-.0036473	.0090991
fkd		19.2231	34.48729	0.56	0.577	-48.37564	86.82184
fna		.0006387	.0025132	0.25	0.799	-.0042875	.005565
fnad		30.20171	36.35727	0.83	0.406	-41.06239	101.4658
fs		.0186198	.0045717	4.07	0.000	.0096588	.0275807
tv		-.0176539	.0090483	-1.95	0.051	-.0353896	.0000818
tvd		-90.90787	37.44591	-2.43	0.015	-164.3058	-17.50993
_cons		804.0077	101.7872	7.90	0.000	604.494	1003.521
-----							
rho_ar		.01756073					
sigma_u		111.67655					
sigma_e		1129.5547					
rho_fov		.00968021					(fraction of variance because of u_i)
-----							
F test that all u_i=0:				F(107,16732) =	1.39	Prob > F = 0.0046	
modified Bhargava et al. Durbin-Watson =				1.9651756			
Baltagi-Wu LBI =				1.9813626			

ar		Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
-----							
logfb		.7259855	.0100521	72.22	0.000	.7062823	.7456887

pddd		.0321163	.0036102	8.90	0.000	.0250398	.0391927
fna		.0010075	.0024982	0.40	0.687	-.0038893	.0059043
fnad		30.71909	35.72775	0.86	0.390	-39.31108	100.7493
fs		-.0017884	.0050854	-0.35	0.725	-.0117564	.0081796
tv		-.0138778	.0089936	-1.54	0.123	-.0315062	.0037506
tvd		-81.74624	36.96161	-2.21	0.027	-154.1949	-9.297588
_cons		743.5612	88.10977	8.44	0.000	570.8568	916.2657
-----							
rho_ar		.01399902					
sigma_u		131.80412					
sigma_e		1126.8574					
rho_fov		.01349642				(fraction of variance because of u_i)	
-----							
F test that all u_i=0:				F(107,16733) =	1.71	Prob > F =	0.0000
modified Bhargava et al. Durbin-Watson =				1.9722424			
Baltagi-Wu LBI =				1.9876541			

ar		Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
logfb		.7257361	.0100459	72.24	0.000	.7060451	.7454271
pddd		.0321991	.0036145	8.91	0.000	.0251143	.0392838
fk		.0025541	.0032324	0.79	0.429	-.0037818	.00889
fkd		32.35224	34.0341	0.95	0.342	-34.35818	99.06267
fs		-.0015796	.0050778	-0.31	0.756	-.0115326	.0083734
tv		-.0141301	.0089667	-1.58	0.115	-.0317059	.0034456
tvd		-84.58304	37.17144	-2.28	0.023	-157.443	-11.72309
_cons		729.2568	92.89711	7.85	0.000	547.1686	911.3449
-----							
rho_ar		.01404541					
sigma_u		131.53066					
sigma_e		1126.8511					
rho_fov		.01344138				(fraction of variance because of u_i)	
-----							
F test that all u_i=0:				F(107,16733) =	1.71	Prob > F =	0.0000
modified Bhargava et al. Durbin-Watson =				1.9721492			
Baltagi-Wu LBI =				1.9875924			

ar		Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
logfb		.7258989	.0100499	72.23	0.000	.7062001	.7455977
pddd		.0316074	.0032309	9.78	0.000	.0252745	.0379404
fk		.0024989	.0032368	0.77	0.440	-.0038455	.0088434
fkd		28.95265	34.32996	0.84	0.399	-38.3377	96.243
fna		.0008549	.0024992	0.34	0.732	-.0040438	.0057536
fnad		26.94114	36.11279	0.75	0.456	-43.84376	97.72603
tv		-.0140485	.0089927	-1.56	0.118	-.0316752	.0035781
tvd		-83.14808	37.05685	-2.24	0.025	-155.7834	-10.51273
_cons		690.8529	100.5915	6.87	0.000	493.6829	888.023
-----							
rho_ar		.01400178					
sigma_u		130.63774					
sigma_e		1126.8689					
rho_fov		.0132615				(fraction of variance because of u_i)	
-----							
F test that all u_i=0:				F(107,16732) =	1.74	Prob > F =	0.0000
modified Bhargava et al. Durbin-Watson =				1.9722087			
Baltagi-Wu LBI =				1.9876294			

ar	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
logfb	.7262198	.0100488	72.27	0.000	.7065232	.7459164
pddd	.0323299	.0036128	8.95	0.000	.0252485	.0394114
fk	.002301	.0032323	0.71	0.477	-.0040347	.0086366
fkd	20.63413	34.08489	0.61	0.545	-46.17586	87.44411
fna	.0005972	.0024921	0.24	0.811	-.0042875	.0054819
fnad	27.80699	36.15933	0.77	0.442	-43.06913	98.6831
fs	-.0006084	.005061	-0.12	0.904	-.0105285	.0093117
_cons	553.6478	80.45648	6.88	0.000	395.9446	711.351
rho_ar	.01427379					
sigma_u	128.11729					
sigma_e	1127.0067					
rho_fov	.0127581	(fraction of variance because of u_i)				

F test that all u\_i=0: F(107,16733) = 1.67 Prob > F = 0.0000  
modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.9717007  
Baltagi-Wu LBI = 1.9871873

so	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
logfb	4.035857	.0269954	149.50	0.000	3.982943	4.088771
pddd	-.0860606	.0103142	-8.34	0.000	-.1062775	-.0658436
fk	.0106909	.00903	1.18	0.236	-.0070089	.0283908
fkd	18.19473	96.75915	0.19	0.851	-171.4634	207.8529
fna	-.0104157	.0069896	-1.49	0.136	-.024116	.0032846
fnad	99.83837	102.6811	0.97	0.331	-101.4274	301.1041
fs	.1005286	.0145249	6.92	0.000	.0720582	.128999
tv	-.0097508	.025538	-0.38	0.703	-.059808	.0403065
tvd	2.946919	105.9347	0.03	0.978	-204.6964	210.5902
_cons	2654.15	271.1379	9.79	0.000	2122.691	3185.609
rho_ar	.07566094					
sigma_u	478.55019					
sigma_e	3030.2691					
rho_fov	.02433292	(fraction of variance because of u_i)				

F test that all u\_i=0: F(107,16731) = 2.19 Prob > F = 0.0000  
modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.8489858  
Baltagi-Wu LBI = 1.9059319

so	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
pddd	.0063113	.0150438	0.42	0.675	-.0231761	.0357987
fk	.0077645	.0134209	0.58	0.563	-.0185419	.0340709
fkd	49.71023	142.7116	0.35	0.728	-230.0197	329.4402
fna	-.0087791	.0103772	-0.85	0.398	-.0291195	.0115613
fnad	-336.4483	150.5369	-2.23	0.025	-631.5166	-41.37999
fs	.1488856	.0212068	7.02	0.000	.107318	.1904533
tv	-.1128058	.0374877	-3.01	0.003	-.1862856	-.039326
tvd	-175.5384	155.1813	-1.13	0.258	-479.7101	128.6333
_cons	8042.847	414.9429	19.38	0.000	7229.515	8856.179
rho_ar	.03079544					
sigma_u	597.8446					
sigma_e	4625.217					
rho_fov	.01643298	(fraction of variance because of u_i)				

F test that all u\_i=0: F(107,16732) = 1.65 Prob > F = 0.0000  
modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.9401276



Baltagi-Wu LBI = 1.9600841

so	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
logfb	4.02167	.0269848	149.03	0.000	3.968777	4.074563
fk	.0101648	.0090938	1.12	0.264	-.0076601	.0279897
fkd	44.19857	97.54489	0.45	0.650	-146.9997	235.3969
fna	-.0098774	.0070401	-1.40	0.161	-.0236768	.003922
fnad	91.13966	103.6784	0.88	0.379	-112.081	294.3603
fs	.0469467	.0131279	3.58	0.000	.0212146	.0726788
tv	-.0012772	.0257568	-0.05	0.960	-.0517633	.0492089
tvd	19.02022	106.9708	0.18	0.859	-190.6539	228.6943
_cons	2369.784	269.3177	8.80	0.000	1841.893	2897.675
rho_ar	.0839029					
sigma_u	396.81783					
sigma_e	3037.1174					
rho_fov	.01678448	(fraction of variance because of u_i)				

F test that all u\_i=0: F(107,16732) = 1.77 Prob > F = 0.0000  
modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.8324877  
Baltagi-Wu LBI = 1.8912462

so	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
logfb	4.035677	.026995	149.50	0.000	3.982764	4.08859
pddd	-.0855348	.010302	-8.30	0.000	-.1057279	-.0653418
fna	-.0100672	.006981	-1.44	0.149	-.0237508	.0036163
fnad	89.82171	101.4734	0.89	0.376	-109.077	288.7204
fs	.1003538	.0145257	6.91	0.000	.0718819	.1288258
tv	-.0079264	.0255008	-0.31	0.756	-.0579106	.0420578
tvd	-4.314566	105.154	-0.04	0.967	-210.4275	201.7984
_cons	2771.184	234.164	11.83	0.000	2312.198	3230.17
rho_ar	.07574542					
sigma_u	482.82429					
sigma_e	3030.2861					
rho_fov	.02475843	(fraction of variance because of u_i)				

F test that all u\_i=0: F(107,16733) = 2.27 Prob > F = 0.0000  
modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.8488057  
Baltagi-Wu LBI = 1.9057027

so	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
logfb	4.033999	.0269824	149.50	0.000	3.981111	4.086887
pddd	-.0855454	.0103156	-8.29	0.000	-.1057651	-.0653257
fk	.0100413	.0090213	1.11	0.266	-.0076413	.027724
fkd	35.75994	95.95861	0.37	0.709	-152.3291	223.849
fs	.1005065	.0145078	6.93	0.000	.0720696	.1289433
tv	-.014645	.0254352	-0.58	0.565	-.0645007	.0352108
tvd	-12.13283	105.7672	-0.11	0.909	-219.4477	195.1821
_cons	2699.129	246.0983	10.97	0.000	2216.751	3181.508
rho_ar	.07587054					

```

sigma_u | 469.79453
sigma_e | 3030.6539
rho_fov | .02346555 (fraction of variance because of u_i)
-----
F test that all u_i=0: F(107,16733) = 2.15 Prob > F = 0.0000
modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.8485609
Baltagi-Wu LBI = 1.9054072

```

```

-----
so | Coef. Std. Err. t P>|t| [95% Conf. Interval]
-----+-----
logfb | 4.041322 .0270211 149.56 0.000 3.988358 4.094286
pddd | -.054022 .0092478 -5.84 0.000 -.0721486 -.0358953
fk | .0103129 .0090492 1.14 0.254 -.0074244 .0280502
fkd | 18.4862 96.98709 0.19 0.849 -171.6188 208.5912
fna | -.00829 .0069978 -1.18 0.236 -.0220064 .0054265
fnad | 135.3505 102.8097 1.32 0.188 -66.16733 336.8683
tv | -.0199846 .025559 -0.78 0.434 -.070083 .0301138
tvd | -70.29808 105.6758 -0.67 0.506 -277.4339 136.8377
_cons | 3027.166 266.8184 11.35 0.000 2504.174 3550.158
-----
rho_ar | .07686021
sigma_u | 398.92444
sigma_e | 3034.6126
rho_fov | .01698767 (fraction of variance because of u_i)
-----
F test that all u_i=0: F(107,16732) = 1.82 Prob > F = 0.0000
modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.8466272
Baltagi-Wu LBI = 1.9023402

```

```

-----
so | Coef. Std. Err. t P>|t| [95% Conf. Interval]
-----+-----
logfb | 4.036291 .0269811 149.60 0.000 3.983405 4.089177
pddd | -.0858261 .0103036 -8.33 0.000 -.1060222 -.06563
fk | .0104363 .0090148 1.16 0.247 -.0072337 .0281064
fkd | 21.8074 96.03989 0.23 0.820 -166.4409 210.0557
fna | -.0106911 .0069617 -1.54 0.125 -.0243368 .0029547
fnad | 98.31205 102.6441 0.96 0.338 -102.8812 299.5053
fs | .1003394 .0144499 6.94 0.000 .072016 .1286628
_cons | 2645.621 212.2062 12.47 0.000 2229.674 3061.567
-----
rho_ar | .07569561
sigma_u | 474.07443
sigma_e | 3030.1202
rho_fov | .023893 (fraction of variance because of u_i)
-----
F test that all u_i=0: F(107,16733) = 2.31 Prob > F = 0.0000
modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.8489021
Baltagi-Wu LBI = 1.9058764

```

```

-----
to | Coef. Std. Err. t P>|t| [95% Conf. Interval]
-----+-----
logfb | 1.787676 .0181579 98.45 0.000 1.752085 1.823268
pddd | -.0090131 .0067268 -1.34 0.180 -.0221982 .0041721
fk | .0025633 .0059583 0.43 0.667 -.0091155 .0142422
fkd | 71.01185 63.50464 1.12 0.263 -53.46395 195.4877
fna | -.0016542 .0046085 -0.36 0.720 -.0106874 .007379
fnad | -119.7897 67.12968 -1.78 0.074 -251.371 11.79156
fs | .0272359 .0094677 2.88 0.004 .0086781 .0457936
tv | -.0203047 .0167106 -1.22 0.224 -.0530593 .0124499
tvd | -139.4099 69.20067 -2.01 0.044 -275.0505 -3.769235
_cons | 1731.085 183.5522 9.43 0.000 1371.303 2090.867

```

```

-----+-----
rho_ar | .04504292
sigma_u | 496.69962
sigma_e | 2035.9537
rho_fov | .05617503 (fraction of variance because of u_i)
-----+-----
F test that all u_i=0: F(107,16731) = 8.30 Prob > F = 0.0000
modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.9100161
Baltagi-Wu LBI = 1.9311097

```

```

-----+-----
to | Coef. Std. Err. t P>|t| [95% Conf. Interval]
-----+-----
pddd | .0344039 .0084783 4.06 0.000 .0177855 .0510222
fk | .0011994 .0075112 0.16 0.873 -.0135234 .0159221
fkd | 85.58434 80.12638 1.07 0.285 -71.47184 242.6405
fna | -.0011433 .0058104 -0.20 0.844 -.0125323 .0102456
fnad | -317.83 84.71705 -3.75 0.000 -483.8844 -151.7756
fs | .0516887 .0119553 4.32 0.000 .028255 .0751225
tv | -.0678631 .0210865 -3.22 0.001 -.1091948 -.0265314
tvd | -220.6896 87.37555 -2.53 0.012 -391.9549 -49.42429
_cons | 4101.947 228.5838 17.95 0.000 3653.898 4549.995
-----+-----
rho_ar | .05029805
sigma_u | 528.54453
sigma_e | 2558.5753
rho_fov | .04092777 (fraction of variance because of u_i)
-----+-----
F test that all u_i=0: F(107,16732) = 5.55 Prob > F = 0.0000
modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.901276
Baltagi-Wu LBI = 1.9139489

```

```

-----+-----
to | Coef. Std. Err. t P>|t| [95% Conf. Interval]
-----+-----
logfb | 1.786069 .0181199 98.57 0.000 1.750552 1.821586
fk | .0024974 .0059597 0.42 0.675 -.0091842 .0141791
fkd | 73.68574 63.49414 1.16 0.246 -50.76949 198.141
fna | -.0015837 .0046095 -0.34 0.731 -.0106189 .0074514
fnad | -120.5629 67.15311 -1.80 0.073 -252.1901 11.06433
fs | .021559 .0084675 2.55 0.011 .0049617 .0381563
tv | -.0193664 .0167017 -1.16 0.246 -.0521036 .0133708
tvd | -137.6368 69.21502 -1.99 0.047 -273.3056 -1.968044
_cons | 1701.405 182.3057 9.33 0.000 1344.067 2058.744
-----+-----
rho_ar | .04544771
sigma_u | 498.3122
sigma_e | 2036.0107
rho_fov | .05651674 (fraction of variance because of u_i)
-----+-----
F test that all u_i=0: F(107,16732) = 8.36 Prob > F = 0.0000
modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.9091939
Baltagi-Wu LBI = 1.9304179

```

```

-----+-----
to | Coef. Std. Err. t P>|t| [95% Conf. Interval]
-----+-----
logfb | 1.788993 .0181558 98.54 0.000 1.753405 1.82458
pddd | -.0003373 .0060163 -0.06 0.955 -.0121299 .0114553
fk | .0024509 .0059603 0.41 0.681 -.009232 .0141338
fkd | 71.03551 63.53038 1.12 0.264 -53.49075 195.5618
fna | -.0010567 .0046055 -0.23 0.819 -.010084 .0079707

```

fnad		-109.9859	67.07222	-1.64	0.101	-241.4546	21.48272
tv		-.0230888	.0166899	-1.38	0.167	-.0558028	.0096251
tvd		-159.3551	68.88346	-2.31	0.021	-294.374	-24.33626
_cons		1832.324	180.483	10.15	0.000	1478.559	2186.09
-----							
rho_ar		.04528609					
sigma_u		498.58521					
sigma_e		2036.4014					
rho_fov		.0565547				(fraction of variance because of u_i)	
-----							
F test that all u_i=0:				F(107,16732) =	8.35	Prob > F =	0.0000
modified Bhargava et al. Durbin-Watson =				1.9095231			
Baltagi-Wu LBI =				1.930461			

## EK 6 : RASSAL ETKİLER MODELİ LEVENE BROWN FORSYTHE DEĞİŞEN VARYANS TEST SONUÇLARI

```
quietly xtreg ar logfb, re
```

```
W0 = 1.2591855   df(107, 16848)   Pr > F = 0.03666553
W50 = 1.1768210   df(107, 16848)   Pr > F = 0.10306105
W10 = 1.2458764   df(107, 16848)   Pr > F = 0.04388613
```

```
quietly xtreg ar fna, re
```

```
W0 = 0.78569745   df(107, 16848)   Pr > F = 0.95004701
W50 = 0.71844087   df(107, 16848)   Pr > F = 0.98745989
W10 = 0.77206698   df(107, 16848)   Pr > F = 0.96104652
```

```
quietly xtreg ar fk, re
```

```
W0 = 0.78545278   df(107, 16848)   Pr > F = 0.950263
W50 = 0.71771521   df(107, 16848)   Pr > F = 0.98767319
W10 = 0.77251641   df(107, 16848)   Pr > F = 0.96071633
```

```
quietly xtreg ar fna fnad, re
```

```
W0 = 0.78870825   df(107, 16848)   Pr > F = 0.94733123
W50 = 0.71840884   df(107, 16848)   Pr > F = 0.98746937
W10 = 0.77496114   df(107, 16848)   Pr > F = 0.95888247
```

```
quietly xtreg ar fk fkd, re
```

```
W0 = 0.78540627   df(107, 16848)   Pr > F = 0.95030399
```

W50 = 0.71798942	df(107, 16848)	Pr > F = 0.98759295
W10 = 0.77259598	df(107, 16848)	Pr > F = 0.96065765

quietly xtreg ar tv logfb, re

W0 = 1.2599844	df(107, 16848)	Pr > F = 0.0362665
W50 = 1.1778511	df(107, 16848)	Pr > F = 0.1018585
W10 = 1.2467373	df(107, 16848)	Pr > F = 0.0433851

quietly xtreg ar fs logfb, re

W0 = 1.2752010	df(107, 16848)	Pr > F = 0.02934738
W50 = 1.1971194	df(107, 16848)	Pr > F = 0.08131916
W10 = 1.2620114	df(107, 16848)	Pr > F = 0.03527067

quietly xtreg ar fna logfb, re

W0 = 1.2576270	df(107, 16848)	Pr > F = 0.03745479
W50 = 1.1752167	df(107, 16848)	Pr > F = 0.10495604
W10 = 1.2444149	df(107, 16848)	Pr > F = 0.04474786

quietly xtreg ar fk logfb, re

W0 = 1.2598635	df(107, 16848)	Pr > F = 0.03632662
W50 = 1.1776924	df(107, 16848)	Pr > F = 0.10204305
W10 = 1.2464535	df(107, 16848)	Pr > F = 0.04354967

quietly xtreg ar fna fnad logfb, re

W0 = 1.2562102	df(107, 16848)	Pr > F = 0.03818486
W50 = 1.1727001	df(107, 16848)	Pr > F = 0.10798256
W10 = 1.2431259	df(107, 16848)	Pr > F = 0.04551979

quietly xtreg ar fk fkd logfb, re

W0 = 1.2601574	df(107, 16848)	Pr > F = 0.03618058
W50 = 1.1786403	df(107, 16848)	Pr > F = 0.10094443
W10 = 1.2470751	df(107, 16848)	Pr > F = 0.04318979

quietly xtreg so logfb, re

W0 = 1.4024395	df(107, 16848)	Pr > F = 0.00396769
W50 = 1.1387928	df(107, 16848)	Pr > F = 0.15553647

```
W10 = 1.1839303 df(107, 16848) Pr > F = 0.09498192
```

```
quietly xtreg so pddd, re
```

```
W0 = 1.0762344 df(107, 16848) Pr > F = 0.27856903
```

```
W50 = 1.0269155 df(107, 16848) Pr > F = 0.40533623
```

```
W10 = 1.0755564 df(107, 16848) Pr > F = 0.28015091
```

```
quietly xtreg so fs logfb, re
```

```
W0 = 1.4026397 df(107, 16848) Pr > F = 0.00395399
```

```
W50 = 1.1391218 df(107, 16848) Pr > F = 0.15501216
```

```
W10 = 1.1843488 df(107, 16848) Pr > F = 0.09452225
```

```
quietly xtreg to tv, re
```

```
W0 = 1.3560549 df(107, 16848) Pr > F = 0.00861752
```

```
W50 = 1.3266195 df(107, 16848) Pr > F = 0.01372273
```

```
W10 = 1.3277089 df(107, 16848) Pr > F = 0.01349364
```

```
quietly xtreg to fna, re
```

```
W0 = 1.3722577 df(107, 16848) Pr > F = 0.00661056
```

```
W50 = 1.3241718 df(107, 16848) Pr > F = 0.01425022
```

```
W10 = 1.3412784 df(107, 16848) Pr > F = 0.01091381
```

```
quietly xtreg to fk, re
```

```
W0 = 1.3627486 df(107, 16848) Pr > F = 0.00772943
```

```
W50 = 1.3303449 df(107, 16848) Pr > F = 0.01295339
```

```
W10 = 1.3336156 df(107, 16848) Pr > F = 0.01231006
```

```
quietly xtreg to tv tvd, re
```

```
W0 = 1.3395687 df(107, 16848) Pr > F = 0.01121236
```

```
W50 = 1.3177049 df(107, 16848) Pr > F = 0.01573206
```

```
W10 = 1.3110094 df(107, 16848) Pr > F = 0.0174094
```

```
quietly xtreg to fna fnad, re
```

```
W0 = 1.3560949 df(107, 16848) Pr > F = 0.00861195
```

W50 = 1.3258401	df(107, 16848)	Pr > F = 0.01388877
W10 = 1.3267361	df(107, 16848)	Pr > F = 0.01369804

quietly xtreg to **pdd logfb**,re

W0 = 18.029155	df(107, 16848)	Pr > F = 0.00000000
W50 = 17.446044	df(107, 16848)	Pr > F = 0.00000000
W10 = 17.952863	df(107, 16848)	Pr > F = 0.00000000

quietly xtreg to **tv logfb**,re

W0 = 18.016661	df(107, 16848)	Pr > F = 0.00000000
W50 = 17.433711	df(107, 16848)	Pr > F = 0.00000000
W10 = 17.944246	df(107, 16848)	Pr > F = 0.00000000

quietly xtreg to **fs logfb**,re

W0 = 18.054324	df(107, 16848)	Pr > F = 0.00000000
W50 = 17.480965	df(107, 16848)	Pr > F = 0.00000000
W10 = 17.982178	df(107, 16848)	Pr > F = 0.00000000

quietly xtreg to **fna logfb**,re

W0 = 18.002864	df(107, 16848)	Pr > F = 0.00000000
W50 = 17.425390	df(107, 16848)	Pr > F = 0.00000000
W10 = 17.929156	df(107, 16848)	Pr > F = 0.00000000

quietly xtreg to **fk logfb**,re

W0 = 17.998373	df(107, 16848)	Pr > F = 0.00000000
W50 = 17.411904	df(107, 16848)	Pr > F = 0.00000000
W10 = 17.924225	df(107, 16848)	Pr > F = 0.00000000

quietly xtreg to **tv tvd logfb**,re

W0 = 18.042366	df(107, 16848)	Pr > F = 0.00000000
W50 = 17.470590	df(107, 16848)	Pr > F = 0.00000000
W10 = 17.969586	df(107, 16848)	Pr > F = 0.00000000

quietly xtreg to **fna fnad logfb**,re

W0 = 17.981075	df(107, 16848)	Pr > F = 0.00000000
----------------	----------------	---------------------

W50 =	17.408261	df(107, 16848)	Pr > F = 0.00000000
W10 =	17.907811	df(107, 16848)	Pr > F = 0.00000000

```
quietly xtreg to pddd fs tv tvd fna fnad logfb, re
```

W0 =	18.172601	df(107, 16848)	Pr > F = 0.00000000
W50 =	17.611893	df(107, 16848)	Pr > F = 0.00000000
W10 =	18.093373	df(107, 16848)	Pr > F = 0.00000000

```
quietly xtreg to pddd fs tv tvd fk fkd logfb, re
```

W0 =	18.192807	df(107, 16848)	Pr > F = 0.00000000
W50 =	17.615170	df(107, 16848)	Pr > F = 0.00000000
W10 =	18.113791	df(107, 16848)	Pr > F = 0.00000000

```
quietly xtreg to pddd fs fna fnad fk fkd logfb, re
```

W0 =	18.135178	df(107, 16848)	Pr > F = 0.00000000
W50 =	17.561809	df(107, 16848)	Pr > F = 0.00000000
W10 =	18.054866	df(107, 16848)	Pr > F = 0.00000000

## EK 7 : RASSAL ETKİLER MODELİ DURBİN WATSON VE BALTAĞI WU OTOKORELASYON TEST SONUÇLARI

ar	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
logfb	.7359126	.009984	73.71	0.000	.7163443	.7554808
_cons	813.1773	16.89914	48.12	0.000	780.0556	846.299
rho_ar	.0176418	(estimated autocorrelation coefficient)				
sigma_u	60.878427					
sigma_e	1130.6847					
rho_fov	.00289059	(fraction of variance due to u_i)				
theta	.16647031					
modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.9649127						
Baltagi-Wu LBI = 1.9817187						
ar	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
fna	.0003031	.002399	0.13	0.899	-.0043989	.005005
_cons	1781.134	21.45939	83.00	0.000	1739.074	1823.193
rho_ar	.04984023	(estimated autocorrelation coefficient)				
sigma_u	55.139495					
sigma_e	1299.1753					
rho_fov	.00179808	(fraction of variance due to u_i)				
theta	.10753036					
modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.9003242						



Baltagi-Wu LBI = 1.9148283

ar	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
fk	.001455	.0024783	0.59	0.557	-.0034024	.0063124
_cons	1772.658	21.7568	81.48	0.000	1730.015	1815.3
rho_ar	.04984613	(estimated autocorrelation coefficient)				
sigma_u	55.28525					
sigma_e	1299.1579					
rho_fov	.00180763	(fraction of variance due to u_i)				
theta	.10801199					

modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.9003166  
Baltagi-Wu LBI = 1.9147845

fna	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
fnad	-7429.272	156.4221	-47.50	0.000	-7735.853	-7122.69
_cons	15697.85	202.2246	77.63	0.000	15301.5	16094.2
rho_ar	.63955083	(estimated autocorrelation coefficient)				
sigma_u	898.03952					
sigma_e	2726.0438					
rho_fov	.09789943	(fraction of variance due to u_i)				
theta	.44646571					

modified Bhargava et al. Durbin-Watson = .7210959  
Baltagi-Wu LBI = .73323812

ar	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
fnad	-.0008077	.0028176	-0.29	0.774	-.0063301	.0047148
fnad	-30.34535	40.28363	-0.75	0.451	-109.2998	48.60913
_cons	1823.057	59.6707	30.55	0.000	1706.105	1940.009
rho_ar	.04982847	(estimated autocorrelation coefficient)				
sigma_u	55.46012					
sigma_e	1299.1438					
rho_fov	.0018191	(fraction of variance due to u_i)				
theta	.10859429					

modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.9003536  
Baltagi-Wu LBI = 1.9148406

ar	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
fk	.0017326	.0036721	0.47	0.637	-.0054645	.0089298
fk	3.765095	36.69912	0.10	0.918	-68.16386	75.69405
_cons	1765.886	69.529	25.40	0.000	1629.611	1902.16
rho_ar	.04986135	(estimated autocorrelation coefficient)				
sigma_u	55.168186					
sigma_e	1299.1613					
rho_fov	.00179998	(fraction of variance due to u_i)				
theta	.10762281					

modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.9002973  
 Baltagi-Wu LBI = 1.9147613

ar	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
tv	.0015399	.0049959	0.31	0.758	-.0082519	.0113317
logfb	.7359886	.0099872	73.69	0.000	.7164141	.755563
_cons	810.9981	18.29718	44.32	0.000	775.1363	846.86
rho_ar	.01764238	(estimated autocorrelation coefficient)				
sigma_u	60.311485					
sigma_e	1130.7036					
rho_fov	.00283706	(fraction of variance due to u_i)				
theta	.16409762					

modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.9649117  
 Baltagi-Wu LBI = 1.9817044

ar	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
fs	.0168433	.0031018	5.43	0.000	.0107638	.0229227
logfb	.7334595	.0099865	73.45	0.000	.7138864	.7530326
_cons	733.3758	22.27449	32.92	0.000	689.7186	777.033
rho_ar	.0179948	(estimated autocorrelation coefficient)				
sigma_u	56.084688					
sigma_e	1129.8798					
rho_fov	.00245785	(fraction of variance due to u_i)				
theta	.14661464					

modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.9643096  
 Baltagi-Wu LBI = 1.9806124

ar	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
fna	-.0017503	.0020519	-0.85	0.394	-.005772	.0022714
logfb	.7360376	.0099851	73.71	0.000	.7164671	.7556081
_cons	826.1086	22.69213	36.41	0.000	781.6329	870.5844
rho_ar	.01760371	(estimated autocorrelation coefficient)				
sigma_u	60.149856					
sigma_e	1130.6874					
rho_fov	.002822	(fraction of variance due to u_i)				
theta	.16343625					

modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.9649908  
 Baltagi-Wu LBI = 1.9817775

ar	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
fk	.0011242	.0021272	0.53	0.597	-.003045	.0052934
logfb	.7359	.0099842	73.71	0.000	.7163314	.7554686
_cons	804.8936	23.06016	34.90	0.000	759.6965	850.0907
rho_ar	.01766043	(estimated autocorrelation coefficient)				

```

sigma_u |    61.09794
sigma_e |   1130.6683
rho_fov |    .0029115   (fraction of variance due to u_i)
theta |    .1673867

```

-----  
modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.9648783  
Baltagi-Wu LBI = 1.9816636

```

-----
ar |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-----+-----
fna |  -.0006589   .0024111   -0.27   0.785   - .0053846   .0040668
fnad |   29.5292    34.27571    0.86   0.389   -37.64997   96.70836
logfb |   .7362501   .009988    73.71   0.000    .716674    .7558263
_cons |   784.9532   52.87117   14.85   0.000   681.3276   888.5787
-----+-----
rho_ar |   .01752074   (estimated autocorrelation coefficient)
sigma_u |   60.247109
sigma_e |   1130.6587
rho_fov |   .00283125   (fraction of variance due to u_i)
theta |   .16386977

```

-----  
modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.9651578  
Baltagi-Wu LBI = 1.9819413

```

-----
ar |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-----+-----
fk |   .0021162   .0031446    0.67   0.501   - .0040472   .0082796
fkd |   13.4935    31.44968    0.43   0.668   -48.14674   75.13375
logfb |   .735919    .0099845   73.71   0.000    .7163497   .7554883
_cons |   780.6189   61.11788   12.77   0.000   660.83    900.4077
-----+-----
rho_ar |   .01765542   (estimated autocorrelation coefficient)
sigma_u |   60.878532
sigma_e |   1130.6702
rho_fov |   .00289067   (fraction of variance due to u_i)
theta |   .1664705

```

-----  
modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.9648895  
Baltagi-Wu LBI = 1.9816801

```

-----
so |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-----+-----
logfb |   3.965944   .0274926  144.25   0.000    3.91206    4.019829
_cons |  2793.104    50.0706   55.78   0.000  2694.967   2891.24
-----+-----
rho_ar |   .08413522   (estimated autocorrelation coefficient)
sigma_u |  234.83168
sigma_e |  3119.6764
rho_fov |   .00563431   (fraction of variance due to u_i)
theta |   .24343866

```

modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.8319862  
 Baltagi-Wu LBI = 1.8906023

so	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
pddd	.0237553	.0106214	2.24	0.025	.0029378	.0445729
_cons	7883.071	75.44002	104.49	0.000	7735.211	8030.931
rho_ar	.02809526	(estimated autocorrelation coefficient)				
sigma_u	204.3605					
sigma_e	4650.3455					
rho_fov	.00192746	(fraction of variance due to u_i)				
theta	.11835355					

modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.9448622  
 Baltagi-Wu LBI = 1.9638938

so	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
fs	.0008507	.0097153	0.09	0.930	-.018191	.0198924
logfb	3.965819	.027534	144.03	0.000	3.911854	4.019785
_cons	2789.069	67.95431	41.04	0.000	2655.881	2922.257
rho_ar	.0841857	(estimated autocorrelation coefficient)				
sigma_u	234.79699					
sigma_e	3119.6812					
rho_fov	.00563263	(fraction of variance due to u_i)				
theta	.24337266					

modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.8318823  
 Baltagi-Wu LBI = 1.8906271

to	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
tv	-.0227794	.0136174	-1.67	0.094	-.049469	.0039102
_cons	3904.297	51.13238	76.36	0.000	3804.079	4004.515
rho_ar	.04612613	(estimated autocorrelation coefficient)				
sigma_u	447.01044					
sigma_e	2565.3464					
rho_fov	.02946817	(fraction of variance due to u_i)				
theta	.56725872					

modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.9078283  
 Baltagi-Wu LBI = 1.9202255

to	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
fna	.0081331	.0049188	1.65	0.098	-.0015077	.0177739
_cons	3812.703	60.23707	63.29	0.000	3694.64	3930.765
rho_ar	.04568824	(estimated autocorrelation coefficient)				
sigma_u	446.7466					
sigma_e	2565.2694					
rho_fov	.02943613	(fraction of variance due to u_i)				

```

theta | .56722196
-----
modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.9086238
Baltagi-Wu LBI = 1.9209282

```

```

-----
to | Coef. Std. Err. z P>|z| [95% Conf. Interval]
-----+-----
fk | -.0008404 .0052397 -0.16 0.873 -.01111 .0094291
_cons | 3879.755 61.379 63.21 0.000 3759.455 4000.056
-----+-----
rho_ar | .04585543 (estimated autocorrelation coefficient)
sigma_u | 446.29434
sigma_e | 2565.4883
rho_fov | .02937344 (fraction of variance due to u_i)
theta | .56677438
-----
modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.9082949
Baltagi-Wu LBI = 1.9206496

```

```

-----
to | Coef. Std. Err. z P>|z| [95% Conf. Interval]
-----+-----
tv | -.0680175 .0200358 -3.39 0.001 -.107287 -.028748
tvd | -247.8662 80.59038 -3.08 0.002 -405.8204 -89.91191
_cons | 4351.022 154.0287 28.25 0.000 4049.131 4652.913
-----+-----
rho_ar | .04606231 (estimated autocorrelation coefficient)
sigma_u | 449.41078
sigma_e | 2564.6763
rho_fov | .02979114 (fraction of variance due to u_i)
theta | .569255
-----
modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.9079797
Baltagi-Wu LBI = 1.9203736

```

```

-----
to | Coef. Std. Err. z P>|z| [95% Conf. Interval]
-----+-----
fna | -.0011283 .005697 -0.20 0.843 -.0122942 .0100377
fnad | -264.0796 82.08669 -3.22 0.001 -424.9665 -103.1926
_cons | 4174.52 127.596 32.72 0.000 3924.437 4424.604
-----+-----
rho_ar | .0451635 (estimated autocorrelation coefficient)
sigma_u | 447.38526
sigma_e | 2564.4711
rho_fov | .0295357 (fraction of variance due to u_i)
theta | .56802554
-----
modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.9096756
Baltagi-Wu LBI = 1.9218896

```

```

-----
to | Coef. Std. Err. z P>|z| [95% Conf. Interval]
-----+-----
pddd | -.0065165 .0057193 -1.14 0.255 -.0177263 .0046932
logfb | 1.773601 .0181725 97.60 0.000 1.737983 1.809218
_cons | 1574.66 62.43034 25.22 0.000 1452.299 1697.022
-----+-----
rho_ar | .0457257 (estimated autocorrelation coefficient)
sigma_u | 470.29582

```

sigma_e		2048.2446				
rho_fov		.05008014	(fraction of variance due to u_i)			
theta		.65784821				
-----						
modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.9086098						
Baltagi-Wu LBI = 1.9296025						

to		Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
tv		.0081722	.0111637	0.73	0.464	-.0137082 .0300525
logfb		1.772183	.0181104	97.85	0.000	1.736687 1.807679
_cons		1526.91	56.16631	27.19	0.000	1416.826 1636.994
-----						
rho_ar		.04578677	(estimated autocorrelation coefficient)			
sigma_u		472.14554				
sigma_e		2048.1926				
rho_fov		.05045738	(fraction of variance due to u_i)			
theta		.65902106				
-----						
modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.9084902						
Baltagi-Wu LBI = 1.9295564						

to		Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
fs		.0148839	.0077097	1.93	0.054	-.0002268 .0299946
logfb		1.769572	.0181364	97.57	0.000	1.734025 1.805118
_cons		1467.995	65.0504	22.57	0.000	1340.499 1595.492
-----						
rho_ar		.04587193	(estimated autocorrelation coefficient)			
sigma_u		471.39863				
sigma_e		2048.0171				
rho_fov		.05031407	(fraction of variance due to u_i)			
theta		.65854283				
-----						
modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.9083108						
Baltagi-Wu LBI = 1.9295952						

to		Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
fna		.0030488	.0039478	0.77	0.440	-.0046889 .0107864
logfb		1.771591	.0181036	97.86	0.000	1.736109 1.807074
_cons		1515.911	61.33627	24.71	0.000	1395.694 1636.128
-----						
rho_ar		.04583119	(estimated autocorrelation coefficient)			
sigma_u		472.53677				
sigma_e		2048.1837				
rho_fov		.05053722	(fraction of variance due to u_i)			
theta		.65925795				
-----						
modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.9083835						
Baltagi-Wu LBI = 1.9294474						

to		Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
-----						

fk		-.0005601	.0042217	-0.13	0.894	-.0088345	.0077142
logfb		1.771774	.0181024	97.88	0.000	1.736294	1.807254
_cons		1542.615	62.26881	24.77	0.000	1420.571	1664.66
-----							
rho_ar		.04589432	(estimated autocorrelation coefficient)				
sigma_u		472.13396					
sigma_e		2048.2446					
rho_fov		.05045259	(fraction of variance due to u_i)				
theta		.65897226					
-----							
modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.9082715							
Baltagi-Wu LBI = 1.9293654							
-----							
to		Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
-----							
tv		-.0141439	.0162037	-0.87	0.383	-.0459025	.0176147
tvd		-124.6699	65.61354	-1.90	0.057	-253.2701	3.930291
logfb		1.771459	.0181131	97.80	0.000	1.735958	1.80696
_cons		1751.966	131.1038	13.36	0.000	1495.007	2008.924
-----							
rho_ar		.04569488	(estimated autocorrelation coefficient)				
sigma_u		472.52551					
sigma_e		2048.0979					
rho_fov		.05053895	(fraction of variance due to u_i)				
theta		.65930613					
-----							
modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.9086766							
Baltagi-Wu LBI = 1.9297386							

to		Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
-----							
fna		-.0003571	.0045663	-0.08	0.938	-.009307	.0085927
fnad		-97.78184	65.90211	-1.48	0.138	-226.9476	31.38393
logfb		1.770893	.0181093	97.79	0.000	1.735399	1.806386
_cons		1650.628	109.5671	15.06	0.000	1435.88	1865.375
-----							
rho_ar		.04572217	(estimated autocorrelation coefficient)				
sigma_u		472.36152					
sigma_e		2048.0552					
rho_fov		.05050765	(fraction of variance due to u_i)				
theta		.6591993					
-----							
modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.908598							
Baltagi-Wu LBI = 1.9296583							

to		Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
-----							
pddd		-.0142806	.0063519	-2.25	0.025	-.02673	-.0018312
fs		.0218564	.0086078	2.54	0.011	.0049854	.0387273
tv		-.0142268	.0163584	-0.87	0.384	-.0462887	.0178351
tvd		-114.4128	66.31321	-1.73	0.084	-244.3843	15.55871
fna		-.0005318	.0045885	-0.12	0.908	-.0095251	.0084614
fnad		-100.7689	65.95726	-1.53	0.127	-230.0427	28.50497
logfb		1.771292	.018194	97.36	0.000	1.735633	1.806952
_cons		1828.738	168.0103	10.88	0.000	1499.444	2158.032
-----							
rho_ar		.04510221	(estimated autocorrelation coefficient)				
sigma_u		467.81725					
sigma_e		2047.6105					
rho_fov		.04960896	(fraction of variance due to u_i)				
theta		.65653959					

modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.9098778  
 Baltagi-Wu LBI = 1.9309501

to	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
pddd	-.0139955	.0063557	-2.20	0.028	-.0264525	-.0015386
fs	.0211889	.0085831	2.47	0.014	.0043663	.0380114
tv	-.0136804	.0163025	-0.84	0.401	-.0456327	.0182719
tvd	-125.6883	66.87681	-1.88	0.060	-256.7645	5.387794
fk	.0032633	.0059408	0.55	0.583	-.0083804	.0149071
fkf	70.33585	62.47436	1.13	0.260	-52.11165	192.7834
logfb	1.772347	.0181857	97.46	0.000	1.736704	1.807991
_cons	1617.84	176.1663	9.18	0.000	1272.56	1963.12
rho_ar	.04522961	(estimated autocorrelation coefficient)				
sigma_u	461.7719					
sigma_e	2048.1526					
rho_fov	.04837238	(fraction of variance due to u_i)				
theta	.65246139					

modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.9096466  
 Baltagi-Wu LBI = 1.9307597

to	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
pddd	-.0136146	.0063484	-2.14	0.032	-.0260573	-.0011719
fs	.0236874	.0085409	2.77	0.006	.0069475	.0404272
fna	-.0009097	.0045749	-0.20	0.842	-.0098763	.0080569
fnad	-116.0876	66.829	-1.74	0.082	-247.07	14.89487
fk	.0031998	.0059396	0.54	0.590	-.0084417	.0148413
fkf	67.89914	62.37201	1.09	0.276	-54.34775	190.146
logfb	1.771141	.0181875	97.38	0.000	1.735494	1.806788
_cons	1529.75	155.919	9.81	0.000	1224.154	1835.345
rho_ar	.04524115	(estimated autocorrelation coefficient)				
sigma_u	462.02348					
sigma_e	2048.037					
rho_fov	.04842775	(fraction of variance due to u_i)				
theta	.65264136					

modified Bhargava et al. Durbin-Watson = 1.9096054  
 Baltagi-Wu LBI = 1.9307526



## ÖZGEÇMİŞ

### EĞİTİM

**2003** : Yüksek Lisans, Boğaziçi Üniversitesi İşletme ( MBA ), İstanbul

**1997** : Lisans,Boğaziçi Üniversitesi Siyaset Bilimi ve Uluslararası İlişkiler,İstanbul

**1993** : Lise, Özel Üsküdar Erkek Lisesi,İstanbul

### İŞ

**04/2015 -** TÜBİTAK ULAKBİM ( Başuzman )

**06/2012 – 04/2015** TÜBİTAK ( Özel Kalem Müdürü )

**09/2003 – 06/2012** Roitel Telekomünikasyon A.Ş. ( Finans Müdürü )

**08/1999 – 08/2003** Garanti Bankası ( Müfettiş )

**07/1997 – 07/1998** Seranit Seramik San. A.Ş. ( İhracat Bölge Müdürü )

### KİŞİSEL

**Doğum Yeri ve Tarih** : İstanbul,1975

**Medeni Durum** : Evli

**Yabancı Dil** : İngilizce