

T.C.
DOKUZ EYLÜL ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
İKTİSAT ANABİLİM DALI
FİNANSAL İKTİSAT VE BANKACILIK PROGRAMI
YÜKSEK LİSANS TEZİ

PIYASA ETKİNLİĞİ ANALİZİ: İMKB'DE HAFTANIN
GÜNÜ VE YILIN AYI ETKİSİ

Rukiye Şebnem DEMİRAL

Danışman
Doç. Dr. İsmail MAZGİT

İZMİR - 2013

YÜKSEK LİSANS
TEZ/ PROJE ONAY SAYFASI

2007800043

Üniversite : Dokuz Eylül Üniversitesi
Enstitü : Sosyal Bilimler Enstitüsü
Adı ve Soyadı : RUKİYE ŞEBNEM DEMİRAL
Tez Başlığı : Piyasa Etkinliği Analizi: İMKB'de Haftanın Günü ve Yılın Ayı Etkisi

Savunma Tarihi : 12.02.2013
Danışmanı : Doç.Dr.İsmail MAZGİT

JÜRİ ÜYELERİ

<u>Ünvanı, Adı, Soyadı</u>	<u>Üniversitesi</u>
Doç.Dr.İsmail MAZGİT	DOKUZ EYLÜL ÜNİVERSİTESİ
Doç.Dr.Mert URAL	DOKUZ EYLÜL ÜNİVERSİTESİ
Prof.Dr.M.Vedat PAZARLIOĞLU	DOKUZ EYLÜL ÜNİVERSİTESİ

İmza

Oybirliği ☒
Oy Çokluğu ()

RUKİYE ŞEBNEM DEMİRAL tarafından hazırlanmış ve sunulmuş "Piyasa Etkinliği Analizi: İMKB'de Haftanın Günü ve Yılın Ayı Etkisi" başlıklı Tezi ☒ / Projesi () kabul edilmiştir.

Prof.Dr. Utku UTKULU
Enstitü Müdürü

YEMİN METNİ

Yüksek Lisans Tezi olarak sunduğum “**Piyasa Etkinliği Analizi: İMKB’de Haftanın Günü ve Yılın Ayı Etkisi**” adlı çalışmanın, tarafımdan, akademik kurallara ve etik değerlere uygun olarak yazıldığını ve yararlandığım eserlerin kaynakçada gösterilenlerden oluştuğunu, bunlara atıf yapılarak yararlanılmış olduğunu belirtir ve bunu onurumla doğrularım.

..../..../...

Rukiye Şebnem DEMİRAL

ÖZET

Yüksek Lisans Tezi

Piyasa Etkinliği Analizi: İMKB’de Haftanın Günü ve Yılın Ayı Etkisi

Rukiye Şebnem DEMİRAL

Dokuz Eylül Üniversitesi

Sosyal Bilimler Enstitüsü

İktisat Anabilim Dalı

Finansal İktisat ve Bankacılık Programı

Çeşitli çalışmalarda, Etkin Piyasa Hipotezi’nin aksine piyasa anomalileri gözlemlenmiştir. Hisse senedi piyasalarında en çok araştırılan anomaliler ise haftanın günü ve yılın ayı etkisidir. Buna bağlı olarak bu çalışma, İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’nda haftanın günü ve yılın ayı etkisinin varlığını, 1995–2011 dönemindeki İMKB 100 Endeksi getirileri bazında araştırmaktadır. Çalışmada İMKB’de söz konusu etkileri analiz etmek için Kruskal Wallis testi ve GARCH modelleri kullanılmıştır.

1995–2011 döneminde haftanın günü etkisine ilişkin regresyon analizi sonuçlarına göre; Salı, Çarşamba ve Perşembe günlerine ait getiriler pozitif ve istatistiki olarak anlamlıdır. Ayrıca, Çarşamba gününe ait getiriler diğer günlerin getirilerinden yüksek bulunmuştur. Aynı şekilde, 1995–2007 dönemi için haftanın günü etkisi tespit edilmiştir. 2008–2011 döneminde ise Cuma gününe ait getiriler pozitif ve istatistiki olarak anlamlı bulunmuştur. Daha sonra 1995–2011 döneminde İMKB’de oluşan düşüş trendleri kukla değişken olarak modele eklenmiştir. Dolayısıyla, haftanın günü etkisi daha net ortaya çıkmış ve haftanın tüm günlerindeki getiriler pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Ayrıca, en yüksek ortalama getiri Çarşamba günü gözlenmiştir.

1995–2011 döneminde yılın ayı etkisinin regresyon analizi sonuçları; Mart, Nisan, Temmuz, Eylül, Ekim ve Aralık aylarına ait getirilerin pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir. Buna ek olarak, Ekim aylarının getirileri

diğer ayların getirilerine göre daha yüksektir. Sonuç olarak, tüm analiz sonuçları göstermektedir ki, gözlenen söz konusu anomaliler nedeniyle, İMKB zayıf formda etkin bir piyasa değildir.

Anahtar kelimeler: Piyasa Etkinliği, Etkin Piyasa Hipotezi, Piyasa Anomalileri, Haftanın Günü Etkisi, Yılın Ayı Etkisi.

ABSTRACT

Master's Thesis

Analysis of Market Efficiency: The Day of the Week and The Month of the Year Effect in ISE

Rukiye Şebnem DEMIRAL

Dokuz Eylül University

Graduate School of Social Sciences

Department of Economics

Financial Economics and Banking Program

The market anomalies were observed in several studies in contrast to Efficient Market Hypothesis. The day of week effect and the month of year effect are the anomalies that are investigated most in the stock markets. Depending on this fact, this study investigates the existence of the day of week effect and the month of year effect in Istanbul Stock Exchange (ISE) on the basis of ISE 100 Index returns over the period from 1995 to 2011. In this study, Kruskal Wallis test and GARCH models were used to analyze these effects in ISE.

The returns on Tuesdays, Wednesdays and Thursdays are positive and statistically meaningful according to the results of the regression analysis with respect to the day of week effect over the period from 1995 to 2011. Furthermore, the returns on Wednesdays were found to be higher than the returns of other days. Similarly, the day of week effect was detected over the period between 1995 and 2007. The returns on Friday were found positive and statistically meaningful for the period 2008–2011. Next, downward trends in ISE over the period between 1995 and 2011 were added on model as a dummy variable. Consequently, the day of week effect become visible more clearly and the returns of all days of the week were found positive and statistically meaningful. Moreover, the highest average returns were observed on Wednesday.

The results of the regression analysis of the month of year effect over the period between 1995 and 2011 indicate that the returns on March, April, July, September, October, and December are positive and statistically meaningful. Besides, the returns on October are higher than the returns of other months. Finally, depending on the observed anomalies, the results of all analysis show that ISE was not a weak form efficient.

Keywords: Market Efficiency, Efficient Market Hypothesis, Market Anomalies, The Day of the Week Effect, The Month of the Year Effect.

PIYASA ETKİNLİĞİ ANALİZİ: İMKB’DE HAFTANIN GÜNÜ VE YILIN AYI ETKİSİ

İÇİNDEKİLER

TEZ ONAY SAYFASI	ii
YEMİN METNİ	iii
ÖZET	iv
ABSTRACT	vi
İÇİNDEKİLER	viii
KISALTMALAR	xi
TABLolar LİSTESİ	xii
ŞEKİLLER LİSTESİ	xiii
 GİRİŞ	 1

BİRİNCİ BÖLÜM PIYASA ETKİNLİĞİ

1.1 PİYASA ETKİNLİĞİ	3
1.2 ETKİN PİYASA HİPOTEZİ	6
1.2.1 Bilgi Kümesine Göre Etkinlik Seviyeleri	8
1.2.1.1 Zayıf Formda Piyasa Etkinliği	9
1.2.1.2 Yarı Güçlü Formda Piyasa Etkinliği	9
1.2.1.3 Güçlü Formda Piyasa Etkinliği	10
1.2.2 Etkin Piyasa Testleri	10
1.2.2.1 Zayıf Etkinlik Testleri	10
1.2.2.2 Yarı Güçlü Etkinlik Testleri	16
1.2.2.3 Güçlü Etkinlik Testleri	17
1.3 İMKB’DE PİYASA ETKİNLİĞİ İLE İLGİLİ ÇALIŞMALAR	18

İKİNCİ BÖLÜM

PIYASA ANOMALİLERİ

2.1 PIYASA ANOMALİLERİ	26
2.1.1 Zamana Bağlı Anomaliler (Dönemsellikler)	28
2.1.1.1 Günlere İlişkin Anomaliler	28
2.1.1.1.1 Gün İçi Etkisi	29
2.1.1.1.2 Haftanın Günü Etkisi	30
2.1.1.2 Aylara İlişkin Anomaliler	34
2.1.1.2.1 Yılın Ayı Etkisi	34
2.1.1.2.2 Ay İçi Etkisi	35
2.1.1.2.3 Ay Dönümü Etkisi	37
2.1.1.2.4 Yıl Dönümü Etkisi	38
2.1.1.3 Tatillere İlişkin Anomaliler (Tatil Etkisi)	38
2.1.2 Diğer Anomaliler	39
2.1.2.1 Firma Büyüklüğü Etkisi	39
2.1.2.2 İhmal Edilmiş Firma Etkisi	41
2.1.2.3 Fiyat/Kazanç Oranı Etkisi	42
2.1.2.4 Piyasa Değeri/Defter Değeri Etkisi	44
2.1.2.5 Aşırı Tepki Anomalisi	45
2.1.2.6 Yetersiz Tepki Anomalisi	48

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

İMKB'DE HAFTANIN GÜNÜ VE YILIN AYI ETKİSİNİN ANALİZİ

3.1 HAFTANIN GÜNÜ ETKİSİ İLE İLGİLİ ÇALIŞMALAR	50
3.2 YILIN AYI ETKİSİ İLE İLGİLİ ÇALIŞMALAR	59
3.3 HAFTANIN GÜNÜ ETKİSİNİN İNCELENMESİ	64
3.3.1 Kullanılan Veriler	64

3.3.2 İzlenen Yöntem	65
3.3.3 Test Sonuçları	72
3.3.2.1 Getiri Serisinin Normal Dağılım Testi Sonucu	74
3.3.3.2 Getiri Serisinin Durağanlık Testi Sonucu	75
3.3.3.3 Tanımlayıcı İstatistikler	76
3.3.3.4 Kruskal Wallis Testi Sonucu	79
3.3.3.5 ARCH-LM Testi Sonucu	79
3.3.3.6 Model Seçimi ve Regresyon Analizi	80
3.3.4 Küresel Kriz Öncesinde ve Sonrasında Haftanın Günü Etkisi	83
3.3.4.1 1995–2007 Döneminde Haftanın Günü Etkisi	84
3.3.4.2 2008–2011 Döneminde Haftanın Günü Etkisi	89
3.3.5 Düşüş Trendlerinin Kukla Değişken Olarak Modele Eklenmesi	94
3.4 YILIN AYI ETKİSİNİN İNCELENMESİ	98
3.4.1 Veriler ve İzlenen Yöntem	98
3.4.2 Test Sonuçları	99
3.4.3 Model Seçimi ve Regresyon Analizi	105
SONUÇ	109
KAYNAKÇA	116

KISALTMALAR

ABD	Amerika Birleşik Devletleri
AC-ARCH	Asimetrik Bileşke ARCH (Asymmetric Component ARCH)
AC-GARCH	Asimetrik Bileşke GARCH (Asymmetric Component GARCH)
AIC	Akaike Bilgi Kriteri (Akaike Information Criterion)
ADF	Augmented Dickey Fuller
AMEX	Amerikan Menkul Kıymetler Borsası (American Stock Exchange)
ANOVA	Varyans Analizi (Analysis of Variance)
APARCH	Asimetrik Üslü ARCH (Asymmetric Power ARCH)
APGARCH	Asimetrik Üslü GARCH (Asymmetric Power GARCH)
ARCH	Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity)
ARMA	Otoregresif Hareketli Ortalama (Autoregressive Moving Average)
CRSP	Center for Research on Stock Prices
DJIA	Dow Jones Sanayi Endeksi (Dow Jones Industrial Average)
EGARCH	Üstel GARCH (Exponential GARCH)
EKK	En Küçük Kareler
F/K	Fiyat/Kazanç
GARCH	Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity)
GED	Genelleştirilmiş Hata Dağılımı (Generalized Error Distribution)
J-B	Jarque Bera
L-M	Lagrange Çarpanı (Lagrange Multiplier)
MIB	Milano Borsası (Milano Indice Borsa)
NASDAQ	National Association of Securities Dealers Automated Quotations
NYSE	New York Menkul Kıymetler Borsası
PD/DD	Piyasa Değeri / Defter Değeri
S&P 500	Standard and Poor's 500
SC	Schwarz Kriteri (Schwarz Criterion)

TABLÖLER LİSTESİ

Tablo 1: İMKB Hisse Senedi Piyasasında Günlük Getirilerin Dağılımı	s.72
Tablo 2: Pozitif veya Negatif Getirilerin Günlere Göre Dağılımı	s.73
Tablo 3: En Büyük 20 Yükseliş ve Düşüşün Günlere Göre Dağılımı	s.74
Tablo 4: ADF Birim Kök Testi (1995–2011)	s.76
Tablo 5: Günlere Ait Getirilerin Tanımlayıcı İstatistikleri (1995–2011)	s.77
Tablo 6: Günlere Ait Getirilerin (Ln) Tanımlayıcı İstatistikleri (1995–2011)	s.78
Tablo 7: Kruskal Wallis Testi (Haftanın Günü Etkisi)	s.79
Tablo 8: ARCH-LM Testi (Haftanın Günü Etkisi)	s.80
Tablo 9: Haftanın Günü Etkisi Model Seçim Kriterleri	s.81
Tablo 10: Haftanın Günü Etkisi Regresyon Analizi (1995–2011)	s.82
Tablo 11: ADF Birim Kök Testi (1995 – 2007)	s.85
Tablo 12: Günlere Ait Getirilerin Tanımlayıcı İstatistikleri (1995–2007)	s.86
Tablo 13: Haftanın Günü Etkisi Regresyon Analizi (1995–2007)	s.88
Tablo 14: ADF Birim Kök Testi (2008–2011)	s.91
Tablo 15: Günlere Ait Getirilerin Tanımlayıcı İstatistikleri (2008–2011)	s.91
Tablo 16: Haftanın Günü Etkisi Regresyon Analizi (2008–2011)	s.93
Tablo 17: Haftanın Günü Etkisi Regresyon Analizi (Düşüş Trendleri Dâhil Edilmiş)	s.96
Tablo 18: Aylara Ait Getirilerin Tanımlayıcı İstatistikleri	s.101
Tablo 19: Aylara Ait Getirilerin Tanımlayıcı İstatistikleri (Ln)	s.103
Tablo 20: Kruskal Wallis Testi (Yılın Ayı Etkisi)	s.104
Tablo 21: ARCH-LM Testi (Yılın Ayı Etkisi)	s.105
Tablo 22: Yılın Ayı Etkisi Model Seçim Kriterleri	s.106
Tablo 23: Yılın Ayı Etkisi Regresyon Analizi (1995–2011)	s.107

ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil 1: Haftanın Günlerine Ait Ortalama Getiriler (1995–2011)	s.73
Şekil 2: Getiri Serisine Ait Histogram (1995–2011)	s.75
Şekil 3: Getiri Serisine Ait Histogram (1995–2007)	s.84
Şekil 4: Getiri Serisine Ait Histogram (2008–2011)	s.90
Şekil 5: Yılın Aylarına Ait Ortalama Getiriler (1995–2011)	s.100

GİRİŞ

Finans teorisinde piyasa etkinliđi ve buna bađlı olarak anomaliler en fazla arařtırılan kavramlar arasında yer alırlar. Bu kavramlar özellikle yatırım stratejilerinin oluřturulması aısından nem tařımaktadır. Piyasa etkinliđinin sađlandığı yani anomalilerin zlenmediđi durumda, aktif portfy ynetimine dayalı stratejilerle istenilen sonulara ulařılamayacağı kabul edildiđinden pasif portfy ynetimine dayalı stratejilerin tercih edilmesi nerilmektedir. Bu nedenle literatrde, piyasa etkinliđine ve anomalilere ynelik ok sayıda alıřma yer almaktadır.

Piyasa etkinliđi arařtırılırken geliřtirilen Etkin Piyasa Hipotezi, kâr maksimizasyonunu hedefleyen ok sayıda rasyonel yatırımcının rekabet ettiđi ve mevcut bilginin tm katılımcılar iin neredeyse maliyetsiz olduđu bir piyasada; rassal olarak piyasaya ulařan bilgi tam olarak ve anında hisse senedi fiyatlarına yansıyacağından oluřan fiyatların rassal olacağını, bu nedenle herhangi bir model geliřtirerek o piyasayı yenmenin mmkn olmayacağını ileri srmektedir. Bu hipotez, sz konusu piyasanın etkin olduđunu ve piyasanın etkinlik seviyesinin fiyatlara yansıyan mevcut bilgiye bađlı olduđunu ifade etmektedir. Eđer bir piyasada fiyata tam olarak ve anında yansıyan bilgi; hisse senedinin gemiř fiyatlarına iliřkin bilgiler ise zayıf formda etkinlik, piyasaya ulařan halka aık tm bilgiler ise yarı gl formda etkinlik, firma ii zel bilgiler de dâhil menkul kıymet ile ilgili tm bilgiler ise gl formda etkinlik olarak tanımlanmaktadır.

Etkin Piyasa Hipotezine uymayan her bir bulgu, karřılařılan olađan dıřı herhangi bir davranıř anormali olarak tanımlanmaktadır. Literatrde hipotezin aksine zamana bađlı ve zamana bađlı olmayan anomalilere rastlanmıřtır. Zamana bađlı anomaliler (dnemsellikler), hipoteze aykırı olarak hisse senedi getirilerinin belirli zaman dilimlerinde diđer zaman dilimlerinden belirgin ve srekli olarak farklı bir davranıř sergilemesidir.

Dnemselliklerden haftanın gn etkisi, hisse senedi piyasasında haftanın belirli gn veya gnlerinde diđer gnlere gre srekli ve belirgin olarak daha dřk ya da yksek getiri sađlanması durumudur. Diđer bir dnemsellik olan yılın ayı etkisi ise yılın

herhangi bir ayında hisse senedi fiyatlarının diğer aylara göre devamlı olarak farklı hareket etmesi ve hisse senedi getirilerinin belirgin ve sürekli bir biçimde yüksek ya da düşük olması olarak adlandırılmaktadır.

Çalışmada piyasa etkinliğini incelemek için İMKB’de haftanın günü ve yılın ayı etkisinin araştırılmasının sebebi, bu etkilerin gözlemlendiği piyasada zayıf formda etkinlikten bahsedilemeyecek olmasıdır. Zayıf formda etkin olmayan herhangi bir piyasa ne yarı güçlü ne de güçlü formda etkin olamaz; dolayısıyla haftanın günü ve yılın ayı etkisine rastlanılan bir piyasada herhangi bir seviyede etkinlikten söz edilemez.

Çalışmanın amacı, İMKB’nin zayıf formda etkinliğini başlıca dönemselliklerden haftanın günü ve yılın ayı etkisinin varlığını araştırarak incelemektir. İMKB’de söz konusu dönemselliklerin mevcut olduğu tespit edilirse; fiyatların rassal olduğu ve mevcut bilginin tam olarak ve anında fiyatlara yansıdığı bu nedenle çeşitli zaman dilimlerinde getiri farklılıklarının olmadığı ileri sürülen, diğer bir deyişle dönemselliklerin var olmayacağı vurgulanan, zayıf formda etkinliğin bile olmadığı saptanmış olacaktır. Çalışmada haftanın günlerine ve yılın aylarına ait getirilerde anlamlı bir farklılık olup olmadığı kukla değişkenler vasıtasıyla regresyon modelleri (GARCH modelleri) ve medyanların eşitliğini test eden Kruskal Wallis testi kullanılarak araştırılmıştır.

Çalışmanın birinci bölümünde öncelikle piyasa etkinliği kavramı izah edilmiştir. Daha sonra etkin piyasa hipotezi, fiyat oluşum sürecini açıklayan modeller, bilgi kümesine göre etkinlik seviyeleri ve etkinlik seviyelerine ilişkin uygulanan testler açıklanmıştır. Daha sonra İMKB’de yapılmış piyasa etkinliğine ilişkin çalışmalara değinilmiştir. İkinci bölümde piyasa anomalilerine yer verilmiştir. Çalışmada zamana bağlı anomalilerden (dönemselliklerden) gün içi etkisi, haftanın günü etkisi, yılın ayı etkisi, ay içi etkisi, ay dönümü etkisi, yıl dönümü etkisi ve tatil etkisi açıklanmıştır. Zamana bağlı olmayan anomalilerden firma büyüklüğü etkisi, ihmal edilmiş firma etkisi, fiyat/kazanç oranı etkisi, piyasa değeri/defter değeri etkisi, aşırı tepki anomalisi ve yetersiz tepki anomalisi ele alınmıştır. Üçüncü bölümde ise haftanın günü ve yılın ayı etkisine ilişkin çalışmalara yer verilmiş ve İMKB’de söz konusu etkilerin varlığı analiz edilmiştir.

BİRİNCİ BÖLÜM

PIYASA ETKİNLİĞİ

Piyasa etkinliği finans teorisinde en fazla araştırılan kavramlardan birisidir. Finansal piyasaların gelişmesi bakımından önemli olmakla birlikte, yatırım stratejilerinin oluşturulması açısından da büyük önem taşımaktadır.

Piyasa etkinliği söz konusuysen kaynakların etkin olarak dağılımı sağlanmaktadır. Dolayısıyla, piyasa etkinliği finansal piyasaların gelişmesine ve derinleşmesine katkıda bulunmaktadır. Ayrıca, piyasa etkinliği sağlandığında, arzu edilen sonuçların elde edilebilmesi için aktif yerine pasif portföy yönetimine dayalı stratejiler kullanılması önerilmektedir. Bu sebeplerden dolayı, literatürde çok sayıda piyasa için etkinliğin sağlanıp sağlanmadığına ilişkin çalışma bulunmaktadır.

1.1 PIYASA ETKİNLİĞİ

Piyasa etkinliği ile ilgili birçok etkinlik kavramı olmakla birlikte bu çalışmada bilgi etkinliği kavramı ele alınmıştır. Öncelikle, sermaye piyasası açısından literatürde yapılmış etkinlik tanımlarına yer verilmiştir.

Barone etkinliği; enformasyon (bilgi) etkinliği, değerlendirme etkinliği, tam güvence etkinliği ve fonksiyonel etkinlik olarak tanımlanmaktadır¹. Enformasyon (Bilgi) etkinliği; menkul kıymet fiyatlarının mevcut tüm bilgileri tam olarak yansıtmasıdır². Fama'ya göre, etkin bir piyasadan söz edilebilmesi için söz konusu piyasadaki mevcut bilginin piyasada oluşan fiyatlara tam ve doğru olarak yansımış olması gerekmektedir. Ayrıca piyasadaki mevcut bilginin ne ölçüde fiyatlara yansıdığı söz konusu piyasanın etkinlik seviyesini belirlemektedir³. Etkinlik seviyeleri aşağıda ele alınacaktır.

¹ Emilio Barone, "The Italian Stock Market: Efficiency and Calendar Anomalies", 18.10.1989, http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=512503, (25.09.2012), pp. 1-25.

² Barone, p. 3.

³ Eugene F. Fama, "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work", Journal of Finance, Vol. 25, No. 2, May 1970, (Efficient Capital), p. 383.

Değerleme etkinliği; hisse senedi piyasalarının temel analiz çerçevesinde etkin olmasıdır. Hisse senetlerinin halka arz fiyatları, şirketin gelecekte elde edeceği nakit akışına ilişkin rasyonel beklentiler doğrultusunda belirlenecektir⁴.

Tam-güvence etkinliği; menkul kıymet piyasasının tam olması anlamındadır. Şöyle ki, piyasadaki yeni bir menkul kıymet getirisinin yapısı, piyasadaki menkul kıymet çokluğu sebebiyle, mevcut menkul kıymetlerden oluşan portföylerin getiri yapısına benzemektedir. Yeni menkul kıymetin getirisi, mevcut menkul kıymetler tarafından yeniden üretilebilir olması nedeniyle, yatırımcılar yeni menkul kıymetin piyasaya girmesinden bir fayda sağlayamamaktadır⁵.

Fonksiyonel etkinlik; menkul kıymet piyasalarının organize olması ve kaynakların verimli kullanım alanlarına doğru mümkün olan en düşük fiyata etkin bir biçimde aktarılmasıdır⁶.

Etkinlik ile ilgili diğer bir ayrım ise; enformasyon etkinliği, kaynak dağılımı etkinliği ve faaliyet etkinliği şeklindedir⁷. Daha önce de tanımlandığı gibi enformasyon (bilgi) etkinliği sağlandığında; menkul kıymete ait yeni bilgi menkul kıymetin fiyatına anında ve doğru olarak yansır, başka bir ifadeyle menkul kıymetin cari fiyatı mevcut tüm bilgiyi tam olarak yansıtır. Bu bilgiler kullanılarak piyasada ek bir kazanç sağlamak mümkün değildir⁸.

Dağılım etkinliği ise; finansal piyasanın aynı risk düzeyindeki yatırımlar için aynı düzeyde getiriyi sağlamasıdır⁹. Başka bir deyişle, kaynakların en verimli kullanılacak şekilde dağılımının sağlanmasıdır¹⁰. Faaliyet (İşlem) etkinliği ise; fonksiyonel etkinlikle aynı anlamdadır. Menkul kıymet alım satımlarının minimum

⁴ Barone, p. 3.

⁵ Barone, p. 5.

⁶ Barone, p. 5.

⁷ Ercan Balaban, “Informational Efficiency of the Istanbul Securities Exchange and Some Public Rationale for Public Regulation”, **The Central Bank of the Republic of Turkey Research Department Discussion Paper**, No: 9502, Şubat 1995, (Informational Efficiency), p. 43.

⁸ Fama, Efficient Capital, p. 383.

⁹ R. Yavuz Tezeller, **Türkiye Sermaye Piyasalarında Pazar Etkinliği**, İktisadi Araştırmalar Vakfı, İstanbul, Aralık 2005, s. 17.

¹⁰ Recep Bildik, **Hisse Senedi Piyasalarında Dönemsellikler Ve İMKB Üzerine Ampirik Bir Çalışma**, İMKB Yayını, İstanbul, Mayıs 2000, (Hisse Senedi) s. 5.

maliyetle gerçekleştirilmesidir. İşlem maliyetlerinin piyasa yapıcılara ekonomik kazanç sağlamadığı durumda faaliyet etkinliği söz konusudur¹¹.

Etkin bir piyasa, kâr maksimizasyonunu hedefleyen çok sayıdaki rasyonel yatırımcının rekabet ettiği ve önemli güncel bilginin tüm katılımcılar için neredeyse maliyetsiz olarak mevcut olduğu bir piyasa olarak tanımlanmaktadır¹². Bir piyasanın etkin olması, söz konusu piyasanın mükemmel bir piyasa olduğunu göstermez. Mükemmel sermaye piyasaları için gereken özellikler şöyle sıralanmaktadır¹³;

i) Piyasadaki tüm katılımcılar elde edilebilir tüm bilgilere maliyetsiz ulaşabilirler.

ii) Piyasada işlem maliyeti yoktur.

iii) Piyasada çok sayıda birbirleriyle rekabet eden yatırımcı vardır.

iv) Piyasa katılımcıları rasyonel davranır ve yatırım kararlarını beklenen getiri-risk dengesine göre alan kişilerdir. Katılımcılar yüksek getiriye düşük getiriye, düşük riski yüksek riske tercih ederler.

v) Tüm finansal varlıklar bölünebilir niteliktedir.

Piyasalarda söz konusu özelliklerin çoğu gerçekleşmemektedir. Genellikle bilginin üretilmesi ve bilgiye ulaşılması için bir maliyete katlanmak gereklidir, başka bir ifadeyle piyasalarda işlem maliyeti söz konusu olmaktadır.

Aşağıdaki özellikleri taşıyan piyasada herhangi bir zamanda oluşan fiyatların, menkul kıymet değerinin bulunmasına yarayan mevcut tüm bilgiyi tamamen yansıttığı öne sürülmektedir. Herhangi bir piyasanın etkin olabilmesi için¹⁴;

i) Bilgi ve veriler üzerinde tekelleşmenin bulunmamasının,

¹¹ Murat Kıyılar, **Etkin Pazar Kuramı ve Etkin Pazar Kuramının İMKB’de İrdelenmesi-Test Edilmesi**, SPK Yayın No:86, Ankara, Ağustos 1997, ss. 8-9’dan aktaran Sait Adalı, **Piyasa Etkinliği ve İMKB: Zayıf Formda Etkinliğe İlişkin Ekonometrik Bir Analiz**, (Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi), Kadir Has Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul, 2006, s. 6.

¹² Eugene F. Fama, “Random Walks in Stock Market Prices”, **Financial Analysts Journal**, Vol. 21, No. 5, September / October 1965, (Random Walks), p. 56.

¹³ Bill Rees, **Financial Analysis**, Prentice Hall International, 1990, p. 238’den aktaran Bildik, Hisse Senedi, s. 2.

¹⁴ Murat Kıyılar, **Etkin Pazar Kuramı ve Etkin Pazar Kuramının İMKB’de İrdelenmesi-Test Edilmesi**, SPK Yayın No:86, Ankara, Ağustos 1997, s. 6’dan aktaran M. Volkan Öztürkatalay, **Hisse Senedi Piyasalarında Görülen Kesitsel Anomaliler ve İMKB’ye Yönelik Bir Araştırma**, İMKB Yayınları, İstanbul, 2005, s. 4.

ii) Çeşitli komisyon, taahhüt ve işlem maliyetlerinin rekabetçi bir biçimde oluşmasının yeterli olduğu ileri sürülür.

1.2 ETKİN PİYASA HİPOTEZİ

“Etkin Piyasa Hipotezi”, Fama tarafından ileri sürülmüştür. Bu hipotez, mevcut bilginin hisse senedi fiyatlarına tam ve doğru olarak yansıdığını ve yatırımcıların herhangi bir model geliştirerek piyasanın normal getirisi üzerinde bir getiri elde edemeyeceklerini ifade etmektedir¹⁵.

Etkin piyasa hipotezine göre, fiyatların hızlı ayarlanması ve rassal hareket etmesi menkul kıymet fiyatlarının iki temel özelliğidir. Fiyatların ayarlanması piyasadaki bilgiye göre daha yavaş olduğunda, menkul kıymet fiyatları piyasadaki bilgiyi tam olarak yansıtmaz. Ayrıca, bu ayarlamalar, olması gerekenden az veya fazla olduğunda, birtakım yatırımcılar diğerlerine göre daha fazla getiri sağlamaktadır. Fiyatların rassal hareket etmemesi ve düzenli fiyat değişimlerinden bilgisi olan yatırımcıların normalden fazla getiri sağlaması piyasanın etkinliğini bozacaktır¹⁶.

Etkin bir piyasa, statik bir dengede değil, devamlı olarak değişen “sürekli denge” durumundadır. Piyasaya yeni bir haber geldiğinde, menkul kıymetin gerçek değeri değişmekte ve piyasa fiyatları bu yeni değerlere uyum sağlamaktadır. Söz konusu fiyat uyumu sürecinin hızı piyasanın etkinliğini göstermektedir. Tam etkin bir piyasa, sürekli denge durumundadır ve daima piyasa fiyatları gerçek değerlere eşittir. Herhangi bir dengesizlik olursa piyasa tam etkin değildir ve fiyatlar gerçek değerinden farklı olmaktadır¹⁷.

Etkin piyasa hipotezinin temel konusu olan “menkul kıymete ait bilgilerin fiyata tam olarak yansımaları” kavramının test edilebilmesi için fiyatların nasıl oluştuğunu gösteren aşağıdaki modeller oluşturulmuştur.

¹⁵ Fama, *Efficient Capital*, p. 383.

¹⁶ Sevtap Süngü, **Etkin Sermaye Piyasası Teorisi ve Menkul Kıymetler Piyasalarının Düzenlenmesi**, Sermaye Piyasası Kurulu Araştırma Raporu, 1994, s. 3’ten aktaran Ferhat Özçam, **Teknik Analiz ve İstanbul Menkul Kıymetler Borsası**, Sermaye Piyasası Kurulu, Yayın No:32, Nisan 1996, s. 115.

¹⁷ Özçam, s. 116.

- Rassal Yürüyüş Modeli (Random Walk Model)
- Beklenen Getiri Modeli (Fair Game Model)
- Submartingale Modeli

Fiyat oluşumunu açıklayan modellerden “Rassal Yürüyüş Modeli”, menkul kıymetin cari fiyatının piyasadaki mevcut bilgileri tam olarak yansıtması, başka bir ifadeyle ardışık fiyat değişimlerinin veya ardışık bir dönemlik getirilerin birbirinden bağımsız olduğu ve bu fiyat değişimlerinin veya getirilerin aynı şekilde dağıldığını ifade etmektedir¹⁸. Aşağıdaki şekilde gösterilmektedir;

$$f(r_{j,t+1} | \Phi_t) = f(r_{j,t+1})$$

Burada, $r_{j,t+1}$, j menkul kıymetinin bir dönemlik getirisini; Φ_t , t anındaki fiyata tam olarak yansıtacağı varsayılan bilgi kümesini göstermektedir. Bu modelle bağımsız rassal değişkenin koşullu ve marjinal olasılık dağılımlarının aynı olduğu belirtilmiştir. Buna ek olarak f yoğunluk fonksiyonu tüm t 'ler için aynı olduğu vurgulanmıştır¹⁹.

$$E(r_{j,t+1} | \Phi_t) = E(r_{j,t+1})$$

Burada ise $r_{j,t+1}$ 'nin dağılım ortalamasının $[E(r_{j,t+1})]$, Φ_t 'den (t anındaki mevcut bilgi kümesi) bağımsız olduğu ve dağılım ortalamasının zaman içinde sabit olduğu görülmektedir²⁰.

Fiyat oluşumunu açıklayan bir diğer model ise “Beklenen Getiri Modeli”dir. Aşağıdaki gösterim ile ifade edilmektedir;

$$E(P_{j,t+1} | \Phi_t) = [1 + E(r_{j,t+1} | \Phi_t)] P_{j,t}$$

Burada E , beklenen getiriyi; $P_{j,t}$, t anındaki j menkul kıymetinin fiyatını; $P_{j,t+1}$, $t+1$ anındaki j menkul kıymetinin fiyatını; $r_{j,t+1}$, j menkul kıymetinin bir dönemlik getirisini; Φ_t , t anındaki fiyata tam olarak yansıtacağı varsayılan bilgi kümesini göstermektedir. Ayrıca $P_{j,t+1}$ ve $r_{j,t+1}$ rassal değişkenler olarak ifade edilmiştir. Model, j menkul kıymetinin piyasadaki mevcut bilgi kümesini (Φ_t) tam olarak yansıtan $t+1$ anındaki fiyatı, t anındaki fiyatın ($P_{j,t}$), Φ_t bilgi kümesini yansıtan bir dönemlik beklenen getirisinin t anındaki fiyata katkısı olarak açıklanabilir²¹.

¹⁸ Fama, Efficient Capital, p. 386.

¹⁹ Fama, Efficient Capital, p. 386.

²⁰ Fama, Efficient Capital, p. 387.

²¹ Fama, Efficient Capital, p. 384.

Beklenen getiri modeline göre, oluşturulan herhangi bir alım satım kuralı ile herhangi bir zamanda piyasadaki mevcut bilgiler kullanılarak normalden fazla getiri elde edilmesi mümkün değildir²².

“Submartingale Modeli” ise fiyat oluşumunu açıklayan başka bir modeldir. Bu model “Beklenen Getiri Modeli”nin özel bir durumudur.

$$E(\tilde{P}_{j,t+1} | \Phi_t) \geq P_{j,t} \text{ veya } E(\tilde{r}_{j,t+1} | \Phi_t) \geq 0$$

Model, j menkul kıymetinin piyasadaki mevcut bilgi kümesini (Φ_t) yansıtacak t+1 anındaki fiyatına ilişkin beklenen değeri [$E(\tilde{P}_{j,t+1} | \Phi_t)$], cari fiyatına ($P_{j,t}$) eşit ya da ondan daha büyük olacağını göstermektedir.

Buradaki diğer gösterimde ise Φ_t 'ye bağlı beklenen getirilerin negatif olmaması ile piyasadaki mevcut bilgilere (Φ_t) göre yapılan işlem stratejilerinin, gelecek dönem boyunca yapılan “satın al–elde tut” stratejisine göre daha fazla beklenen kâr sağlayamayacağı anlatılmaktadır²³.

Piyasa etkinliği araştırılırken söz konusu modellerin fiyat oluşumunu açıkladığı varsayılır ve bu modeller ile birlikte farklı etkinlik seviyesine göre etkin piyasa hipotezi test edilir.

1.2.1 Bilgi Kümesine Göre Etkinlik Seviyeleri

Etkin piyasa hipotezi, menkul kıymet fiyatı üzerine yansıyan bilgiyi aşağıdaki gibi gruplandırarak piyasa etkinliğini üçe ayırır;²⁴

- i) Menkul kıymetin geçmiş fiyatlarına ilişkin bilgiler.
- ii) Piyasaya ulaşan halka açık tüm bilgiler (kâr payı, hisse senedi bölünmeleri, faiz oranı değişimleri, ekonomi politikalarındaki değişimler v.b).
- iii) Şirket içi özel bilgiler de dâhil menkul kıymet ile ilgili tüm bilgiler.

Hisse senedi piyasasında tam etkinlik için gereken özelliklerin tümü geçerli olmayıp piyasalarda tam etkinlik söz konusu olmasa da, farklı etkinlik seviyelerinden

²² Murat Kıyılar, “Etkin Pazar Kuramının İMKB’de Test Edilmesi”, **Yönetim Dergisi**, Yıl:9, Sayı:29, Ocak 1998, s. 35.

²³ Fama, Efficient Capital, p. 386.

²⁴ Kıyılar, s. 35.

söz edebilir. Etkin piyasa hipotezini geliştiren Fama, bilgi kümesine göre etkinlik seviyelerini; zayıf formda piyasa etkinliği, yarı güçlü formda piyasa etkinliği ve güçlü formda piyasa etkinliği şeklinde tanımlamıştır.²⁵

1.2.1.1 Zayıf Formda Piyasa Etkinliği

Etkin piyasa hipotezine göre, bilgi kümesi etkinlik seviyelerinden zayıf formda piyasa etkinliği; menkul kıymete ait geçmiş tüm bilginin fiyata yansımış olduğu durumdur. Zayıf etkin piyasalarda, yatırımcı geçmiş fiyat bilgileri ışığında menkul kıymetin gelecekteki değerini tahmin edemez ve menkul kıymetin geçmiş fiyat bilgilerine dayalı öngörü ile piyasadan daha fazla getiri sağlayamaz. Diğer bir deyişle, teknik analiz ve zaman serileri analizlerini kullanarak piyasayı yenmeye çalışmak söz konusu olamaz.

1.2.1.2 Yarı Güçlü Formda Piyasa Etkinliği

Bu piyasa etkinliği, halka açık tüm bilginin menkul kıymet fiyatına yansıdığı durumu ifade etmektedir. Menkul kıymetle ilgili halka açıklanan bu bilgilere yatırımcılar hızlı bir şekilde tepki verir, böylece bilgiler fiyata hemen yansır. Bir piyasada yarı güçlü formda etkinlik söz konusu ise; halka açıklanan bilgiler anında fiyata yansıdığı için fiyatlar gerçek değerine yakın bir düzeyde oluşur. Bu nedenle, yatırımcılar temel analiz ve teknik analiz kullanarak piyasa getirisi üzerinde bir getiri elde edemezler. Böyle bir durumda sadece firma içerisinden bilgi edinen kişilerin fazladan bir getiri sağlaması söz konusu olabilir.

Yarı güçlü formda etkin piyasa hipotezi, zayıf formda etkin piyasa hipotezini de kapsamaktadır. Zayıf formda etkin piyasa hipotezi, menkul kıymete ait tüm piyasa bilgilerini (hisse senedi fiyatları, getiri oranları, işlem hacmi) içerirken; yarı güçlü formda etkin piyasa hipotezi bu bilgilerin yanında piyasa dışı tüm bilgileri (kazanç ve kâr payı duyuruları, fiyat/kazanç oranları, defter değeri/piyasa değeri oranları, temettü

²⁵ Fama, Efficient Capital, p. 383.

verimi oranları, hisse senedi bölünmeleri, ekonomi ile ilgili yeni haberler ve politik haberler) içermektedir²⁶.

1.2.1.3 Güçlü Formda Piyasa Etkinliği

Güçlü formda piyasa etkinliği; menkul kıymete ait geçmiş fiyat bilgilerinin, kamuya açıklanmış ve kamuya açıklanmamış bilgilerin tümünün menkul kıymet fiyatına anında yansıdığı durumdur. Bu hipoteze göre, tam etkin bir piyasada, menkul kıymete ait içeriden öğrenilen özel bilgiler dâhil hiçbir bilgi ile piyasayı yenmek mümkün değildir. Yatırımcılar hiçbir analiz yöntemiyle piyasadan daha fazla bir getiri elde edemezler.

1.2.2 Etkin Piyasa Testleri

Sermaye piyasalarının etkinliği, etkinlik seviyelerine göre çeşitli testler uygulanarak araştırılmaktadır. Söz konusu etkinlik testleri çalışmanın bu kısmında açıklanmıştır.

1.2.2.1 Zayıf Etkinlik Testleri

Zayıf formda etkin piyasa hipotezi, menkul kıymetin geçmişine ilişkin rassal olarak piyasaya ulaşan tüm bilginin anında fiyata yansıdığını ve bu nedenle fiyat değişimlerinin tamamen rassal ve birbirinden bağımsız olduğunu ileri sürmektedir. Piyasadaki zayıf etkinlik araştırılırken fiyat değişimlerinin rassal yürüyüş modeline uygunluğu incelenmektedir. Bu modelin test edilmesiyle piyasadaki zayıf etkinlik saptanabilmektedir. Diğer bir deyişle zayıf formda etkin piyasa hipotezinin test edilmesi, rassal yürüyüş hipotezinin test edilmesiyle gerçekleştirilebilmektedir.

²⁶ Frank K. Reilly, **Investment Analysis and Portfolio Management**, The Dryden Press, Fourth Edition, 1994, p. 198.

Samuelson'a göre, sermaye piyasalarındaki rassallık, çoğu yatırımcının daha fazla getiri elde edebilmek için yaptıkları çabalar sonucunda oluşur. En küçük bir bilgiyi bile kullanarak getiri sağlamak amacıyla işlem yapan yatırımcılar, fiyatların hızla yeni bilgiye göre değişmesine neden olurlar. Sonuçta, rassal olarak piyasaya ulaşan bilgiler, fiyat değişimlerinin de rassal olarak oluşmasını sağlarlar²⁷.

Hisse senedi piyasasındaki fiyat değişimlerinin rassal olduğunu vurgulayan rassal yürüyüş hipotezi, hisse senedinin geçmiş fiyat bilgilerini göz önüne alan teknik analizle uyum göstermez. Söz konusu hipotez ardışık fiyat değişmelerinin bağımsız olduğunu ileri sürerken, teknik analizciler fiyat değişmelerinin bağımlı olduğu, bir başka deyişle geçmişteki fiyat hareketlerinin gelecekte de tekrarlanacağı görüşündedirler²⁸.

Menkul kıymet fiyat değişimlerinin birbirinden bağımsızlığının araştırılmasında Fama bir çalışmada üç istatistiki test kullanmıştır. Bu bağımsızlık testleri; serisel korelasyon, run ve filtre kuralı testidir²⁹.

Zayıf formda piyasa etkinliği araştırılırken, rassal yürüyüş hipotezinin test edilmesinde en çok serisel korelasyon testi kullanılmaktadır. Bu test, hisse senedi fiyat değişimlerinin pozitif veya negatif korelasyonunun istatistiki olarak anlamlılığını ölçer.

Serisel korelasyon testinde ilk olarak her "t" gününde hisse senedi fiyatındaki değişmeyi (ΔP_t) hesaplayarak o günün fiyat değişmesi ile bir önceki günün fiyat değişmesi (ΔP_{t-1}) arasındaki regresyon denkliği belirlenir³⁰.

$$\Delta P_t = a + b \Delta P_{t-1} + e_t$$

Burada,

a: Fiyattaki beklenen değişimdir ve daha önceki fiyat değişimlerinden bağımsızdır.

b: Bir önceki fiyat değişimleri ile bir sonraki fiyat değişimi arasındaki ilişkiyi gösterir.

²⁷ Tezeller, s. 23.

²⁸ Feride Hayırsever Baştürk, **F/K oranı ve Firma Büyüklüğü Anomalilerinin Bir arada Ele Alınarak Portföy Oluşturulması ve Bir Uygulama Örneği**, TC. Anadolu Üniversitesi Yayınları, No:1564, Eskişehir, 2004, s. 15.

²⁹ Eugene F. Fama, "The Behavior of Stock-Market Prices", **The Journal of Business**, Vol. 38, No. 1, Jan. 1965, (The Behavior), pp. 34-105.

³⁰ Gültekin Karaşin, **Sermaye Piyasası Analizleri**, İkinci Baskı, Ankara, 1987, s. 97'den aktaran Hayırsever Baştürk, s. 27.

e: Rassal bir sayıdır ve bir önceki fiyat değişimine bağlı olmaksızın o anki fiyat değişiminin değişkenliğini gösterir.

Söz konusu testte, daha sonra korelasyon katsayıları hesaplanarak, hipotez testleri ile bu katsayıların istatistiksel olarak anlamlı olup olmadıkları test edilir. Eğer serisel korelasyon istatistiksel olarak anlamsız çıkarsa piyasa zayıf formda etkindir. Bir başka deyişle, serisel korelasyon testlerinde bir önceki fiyat değişimlerinin gelecek dönemlerdeki fiyatlarla bir uygunluk gösterip göstermediği araştırılır, iki dönemdeki fiyatlar arasında bir bağlılık yoksa fiyat değişimlerinin rassal yürüyüş modeline uygun olarak hareket ettiğini ifade edebiliriz ³¹.

Zayıf etkinlik araştırılırken bağımsızlık testlerinde aşırı değerlerin yaratacağı sakıncaları ortadan kaldırmak amacıyla sıklıkla kullanılan parametrik olmayan analiz yöntemi run testidir. Aynı yönde devam eden her fiyat değişimi serisine “run” denilen bu testte, fiyat değişiminin büyüklüğü değil, yönü dikkate alınmaktadır³².

Serisel korelasyon testinde, bir ya da birkaç gözlemin, diğer gözlemlerden aşırı farklı olması, korelasyon katsayısına etki ederek testin güvenilirliğini olumsuz etkileyebilmektedir. Bu olumsuzluğu ortadan kaldırmak için “run” testi, hisse senedi fiyat serilerinde fiyatın değerini dikkate almayıp, değerler arasındaki farkın pozitif (+) ya da negatif (-) olmasını göz önüne almaktadır. Böylece gözlemlerden biri ya da birkaçının aşırı değerlerde olması testin sonucunu etkileyemez³³.

Run testi, fiyat değişimlerinde dönemlerin olup olmadığını araştırmada kullanılır. Birbirini izleyen en az iki veya daha fazla fiyat artış ve azalışları bir dönem olarak kabul edilir, başka bir ifadeyle ardışık iki değişim aynı işaretli ise bir run oluşur. Fiyat değişimleri farklı yönlerde olursa, örneğin negatif fiyat değişimini pozitif fiyat değişiminin izlemesi gibi, bu durumda bir run biter ve yeni bir run başlar³⁴.

Herhangi bir büyüklükteki tamamen rassal sayılar serisinde beklenen pozitif (+), negatif (-) ve sıfır olan dönemlerin (run) kaç tane olabileceği belirlenmektedir. Söz

³¹ Hayırsever Baştürk, ss. 27-29.

³² Tezeller, s. 89.

³³ Mehmet Baha Karan, **Yatırım Analizi ve Portföy Yönetimi**, Gazi Kitabevi, Ankara, Eylül 2004, (Yatırım Analizi), s. 275.

³⁴ Reilly, s. 199.

konusu hisse senedi fiyat değişimleri serisi, rassal sayılar serisinden beklenene göre çok fazla ya da çok az dönemler içeriyor ise fiyat hareketlerinin rassal olmadığını göstermekte ve dolayısıyla zayıf formda piyasa etkinliği reddedilmektedir. Ters durumda ise fiyat hareketleri rassaldır ve zayıf formda etkinlik geçerli olmaktadır³⁵. Rassal fiyat değişimleri için aranan şart, run sayısının yüksek olması ve birbirini sırayla takip etmemesidir³⁶.

Zayıf etkinlik araştırılırken uygulanan diğer bir test ise filtre kuralı testidir. Bu test, bir hisse senedinin fiyatı belirli bir oranda düşüp daha sonra yükselmeye başladığında hisse senedinin yükselme trendinde olduğu, ayrıca bir hisse senedinin fiyatı belirli bir oranda yükselip daha sonra düştüğünde ise hisse senedinin düşme trendinde olduğu mantığına dayanır³⁷. Bir hisse senedinin fiyatı % x yükseldiğinde satın alınır ve işlem gördüğü en yüksek seviyeden % x düşüncü satılır. Hisse senedi gördüğü en düşük seviyeden % x yükseldiğinde hisse senedi tekrar alınır. Bu sistemdeki % x'in değeri yatırımcıların tercihinine göre değişir. Burada x'ler değiştirilerek sonsuz sayıda filtre kuralı oluşturulabilir. Hisse senedi piyasasında işlem yapan bir yatırımcı bu kuralı uygulayarak normalden fazla bir getiri elde edebiliyorsa, bu piyasanın zayıf formda etkin olmadığını belirtmektedir³⁸.

Birçok çalışmada, çeşitli ülke borsalarının zayıf etkinliği söz konusu testler kullanılarak araştırılmıştır. Bu çalışmalardan bazılarında aşağıda yer verilmiştir.

Samuelson 1965 yılındaki çalışmasında, bilgisel etkin piyasalarda yatırımcı beklentilerinden dolayı fiyatların tahmin edilemez olduğunu ifade etmiştir. Gelecekteki fiyatların tahmin edilemez olmasının nedenini, piyasalardaki mevcut bilginin ve yatırımcı beklentilerinin fiyatlara yansımış olması olarak açıklamaktadır. Bu çalışmada sermaye piyasasındaki fiyat hareketlerini açıklamakta "Rassal Yürüyüş Modeli"ni kullanmıştır³⁹.

³⁵ Özçam, s. 118.

³⁶ Karan, Yatırım Analizi, s. 275.

³⁷ Jack Clark Francis, **Investments Analysis and Management**, Fifth Edition, Mc Graw-Hill International Editions, 1991, p. 545'ten aktaran Hayırsever Baştürk, s. 31.

³⁸ Karan, Yatırım Analizi, s. 276.

³⁹ Paul Samuelson, "Proof That Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly", **Industrial Management Review**, Vol. 6, No. 2, 1965, pp. 41-49.

Fama (1965a), “Rassal Yürüyüş Modeli”ni destekleyen birçok ampirik kanıt olduğunu ifade etmiştir. Ayrıca hisse senedi fiyatlarının rassal yürüyüş sergilemesinin, hem teknik analizcileri hem de temel analiz savunucuları için önemli bir sorun olduğunu vurgulamıştır⁴⁰.

Fama (1965b) bir çalışmasında, Dow Jones Endeksine ait 30 hisse senedi getirilerinden oluşan zaman serilerinin dağılımını ve bağımsızlığını serisel korelasyon, run ve filtre kuralı testlerini uygulayarak araştırmıştır. Çalışma sonunda, ABD hisse senedi fiyat hareketlerinde ardışık fiyat değişimlerinin birbirinden bağımsız olduğunu ve hisse senedi getirilerinin rassal yürüyüş izlediğini ifade etmiştir⁴¹.

Mandelbrot (1966), hisse senedi fiyat değişimlerinin rassal ve hisse senedi getirilerinin öngörülemez olduğunu ifade etmiştir⁴². Ayrıca, Mandelbrot (1967), hisse senedi fiyat değişimi dağılımının kısa dönemde sabit olduğunu belirtmiştir⁴³.

Fama 1970 tarihinde yaptığı çalışmada, “Etkin Piyasa Hipotezi”ni ortaya koyarak rassal yürüyüş modelini ayrıntılı olarak ele almıştır. Bu çalışmada, geçmiş bilgilerin gelecekteki fiyatlar üzerindeki etkisini test etmiş ve söz konusu piyasada zayıf formda etkinliğin geçerli olduğu sonucuna varmıştır⁴⁴.

Fama ve French, 1988’deki çalışmalarında, kısa dönemli pozitif serisel korelasyon ve uzun dönemde ortaya çıkan negatif serisel korelasyonu araştırmışlardır. Bu çalışmada, 1926–1985 döneminde NYSE’de işlem gören hisse senetlerinin aylık getirilerini kullanmış, çalışma sonunda çoğunlukla hisse senedi kazançlarının tahmin edilebilir bileşen olduğunu belirtmişlerdir⁴⁵.

Lo ve Mac Kinlay (1988), New York Borsası 6 Eylül 1962 ve 26 Aralık 1985 tarihleri arasındaki haftalık hisse senedi getirilerini kullanarak “Rassal Yürüyüş Hipotezi”ni test etmişlerdir. Bu çalışmada, söz konusu piyasada “Rassal Yürüyüş

⁴⁰ Fama, Random Walks, pp. 55-59.

⁴¹ Fama, The Behaviour, pp. 34-105.

⁴² Benoit Mandelbrot, “Forecasts of Future Prices, Unbiased Markets and Martingale Models”, **Journal of Business**, Vol. 39, No. 1, Jan. 1966, pp. 242-255.

⁴³ Benoit Mandelbrot, “The Variation of Some Other Speculative Prices”, **The Journal of Business**, Vol. 40, No. 4, Ekim 1967, pp. 393-413.

⁴⁴ Fama, Efficient Capital, pp. 383-417.

⁴⁵ Eugene F. Fama ve Kenneth R. French, “Permanent and Temporary Components of Stock Prices”, **Journal of Political Economy**, Vol. 96, Issue:2, April 1988, pp. 246-273.

Hipotezi”nin geçerli olmadığı sonucuna varılmıştır. Ayrıca bu sonuca göre hisse senedi fiyatlarının tahmin edilebilir olduğunu ama bunun o piyasanın etkin olmadığı anlamına gelmeyeceğini vurgulamışlardır⁴⁶.

Fama, 1991 yılında yaptığı çalışmada o zamana kadar yapılan tüm çalışmaları ele alarak etkinlik kavramlarını tekrar açıklamıştır. Zayıf etkinlik testlerini gelecekteki fiyatların tahmin edilip edilemeyeceğinin test edilmesi olarak yeniden tanımlamıştır. Ayrıca yarı güçlü etkinlik testleri olarak; olay çalışması ve güçlü etkinlik testleri için; özel bilgi testleri tanımlamaları kullanmıştır⁴⁷.

Lo (2007), “Etkin Piyasalar Hipotezi” adlı makalesinde geçmiş çalışmaları göz önüne alarak bu hipotezle ilgili kavramları ve tartışmaları yeniden ele almıştır. Lo, söz konusu tartışmaların muhtemelen devam edeceğini ifade etmiştir.⁴⁸

Torun ve Kurt (2007), Ocak 1999–Aralık 2006 dönemindeki menkul kıymet borsa endeksini, tüketici fiyat endeksini, Euro’nun satın alma gücü endeksini ve işsizlik değişkenlerini kullanarak Avrupa Parasal Birliği ülkelerinde menkul kıymet borsalarının zayıf ve yarı güçlü formda etkinliğini araştırmışlardır. Bu çalışmada zayıf formda etkinliği test etmek için panel birim kök, yarı güçlü formda etkinliği test etmek için ise nedensellik ve eş bütünleşme analizleri kullanılmıştır. Söz konusu çalışma sonucunda, Avrupa Parasal Birliği ülkeleri menkul kıymet borsalarının zayıf formda etkin olduğunu ve bazı parasal birlik ülkeleri borsalarının yarı güçlü formda etkin olmadığını ifade etmişlerdir⁴⁹.

⁴⁶ Andrew W. Lo ve A. Craig Mac Kinlay, “Stock Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test”, **The Review of Financial Studies**, Vol. 1, No. 1, 1988, pp. 41-66.

⁴⁷ Eugene F. Fama, “Efficient Capital Markets: II”, **The Journal of Finance**, Vol. 46, No. 5, Dec. 1991, pp. 1575-1617.

⁴⁸ Andrew W. Lo, “Efficient Markets Hypothesis”, **The New Palgrave: A Dictionary of Economics**, Ed. L. Blume ve S. Durlauf, Second Edition, Palgrave Macmillan Ltd., New York, 2007, pp. 1-28.

⁴⁹ Mustafa Torun ve Serdar Kurt, “Testing Weak and Semi-Strong Form Efficiency of Stock Exchanges in European Monetary Union Countries: Panel Data Causality and Co-Integration Analysis”, **Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi (International Journal of Economic and Administrative Studies)**, Cilt:1, Sayı:1, Yaz 2008, p. 67.

1.2.2.2 Yarı Güçlü Etkinlik Testleri

Yarı güçlü formda piyasa etkinliği test edilirken kamuya açıklanan mevcut tüm bilgiler karşısında piyasanın verdiği tepki ölçülmektedir. Bu etkinlik araştırılırken kullanılan bilgiler bilanço ve kâr payı açıklaması, hisse senedi bölünmeleri, satın alma ve birleşme, yeni hisse senedi çıkarma gibi haberlerdir.

Yarı güçlü etkinlik testleri ile kamuya açıklanan bilginin menkul kıymet fiyatı üzerinde nasıl bir değişime neden olduğu ve bu bilgiler ışığında yatırımcının fazladan bir getiri elde edip edemeyeceği araştırılmaktadır. Yarı güçlü etkin piyasalarda kamuya açıklanan haberlerin anında fiyatlara yansıdığı, dolayısıyla fiyatlarda hızlı bir değişime neden olduğu ileri sürülmektedir.

Piyasadaki yarı güçlü formda etkinliği ölçülmesinde en yaygın kullanılan yöntem olay çalışması (event studies) yöntemidir. Bu yöntemle mevcut haberin hisse senedi fiyatında yol açtığı anormal değişim ölçülmektedir. Burada hisse senedinin mevcut haber öncesi ve sonrası belirli bir dönemdeki kümülatif performans ortalamaları karşılaştırılmaktadır⁵⁰.

Yarı güçlü formda piyasa etkinliğini ölçmek için kullanılan testler ise; hisse senedi bölünmeleri testi, yıllık kazanç duyuruları testi ve aracı kurum önerileri testi olarak sıralanabilir⁵¹.

Hisse senedi bölünmeleri testine göre, bir firma hisse senetlerinin bölünme haberini verdiğinde yatırımcılar normalden daha fazla getiri elde edebiliyorsa, söz konusu piyasanın yarı güçlü formda etkin olmadığı ifade edilir⁵².

Yıllık kazanç duyuruları testi ile firmanın yaptığı yıllık kazanç duyurusundan sonra yatırımcının normalden daha fazla getiri sağlayıp sağlamadığı araştırılır ve yatırımcı ortalama üstü getiri sağlıyorsa, o piyasanın yarı güçlü formda etkin olmadığı belirtilir⁵³.

⁵⁰ Tezeller, s. 26

⁵¹ Karan, Yatırım Analizi, s. 277.

⁵² Karan, Yatırım Analizi, s. 277.

⁵³ Karan, Yatırım Analizi, s. 278.

Aracı kurumların araştırma geliştirme departmanlarının yaptığı analizler sonucu, yatırımcılarını yönlendirmektedir. Aracı kurum önerileri testinde, aracı kurumun önerdiği hisse senetlerinden yatırımcılarının ortalama üstü getiri sağlaması halinde, o piyasanın yarı güçlü formda etkin olmadığı söylenmektedir⁵⁴.

1.2.2.3 Güçlü Etkinlik Testleri

Menkul kıymete ait kamuya açıklanmış ve açıklanmamış tüm bilginin tam olarak fiyata yansımada kabul eden güçlü formda etkin piyasa hipotezini test ederken, yarı güçlü etkinlik testlerinde kullanılan kamuya açıklanmış haberin yol açtığı anormal getirinin değişimini ölçen yöntem kullanılabilir.

Şirkete ait kamuya açıklanan bir haber olmadığı durumda getirilerde oluşan anormal bir artma, piyasada kamuya henüz açıklanmamış özel bilgi ile işlem yapıldığını gösterebilir. Ancak tam etkin bir piyasayı incelemek üzere genel kabul görmüş bir test tekniği henüz geliştirilmemiştir. Güçlü etkinliği ölçmedeki zorluk, kamuya henüz açıklanmamış bilginin menkul kıymet fiyatı üzerinde nasıl bir etki yaptığını ölçmektir⁵⁵.

Piyasadaki güçlü etkinlik ile ilgili çalışmaların amacı, henüz fiyatlara yansımamış bilgileri kullanarak piyasada sürekli olarak normal-üstü getiri sağlayabilen herhangi bir ayrıcalıklı grup olup olmadığını araştırmaktır. Bu çalışmalarda güçlü etkinlik özellikle şu üç grup üzerinde test edilmiştir: İçerden öğrenenler, menkul kıymet analistleri ile borsa uzmanları ve profesyonel portföy yöneticileri⁵⁶.

İçerden öğrenenlerle ilgili olarak yapılan çeşitli çalışmalarda, içerden öğrenenlerin normal-üstü getiri elde ettikleri ve söz konusu piyasaların güçlü formda etkin olmadığı sonucuna varmışlardır⁵⁷.

Ayrıca bazı menkul kıymet analistleri ile menkul kıymet şirketlerinin de normal-üstü getiri elde edecek özel bilgilere sahip oldukları belirlenmiştir⁵⁸.

⁵⁴ Karan, Yatırım Analizi, s. 278.

⁵⁵ Tezeller, s. 26.

⁵⁶ Tahsin Özmen, **Dünya Borsalarında Gözlemlenen Dönemsel Anomaliler ve İMKB Üzerine Bir Deneme**, SPK Yayınları, Yayın No:61, 1997, s. 3.

⁵⁷ Ambachtsheer (1974), Jaffe (1974), Kerr (1980), Nunn, Madden ve Gombola (1982), Pratt ve DeVere (1978), Scholes (1972), Trivoli (1980)'den aktaran Özmen, s. 4.

Profesyonel portföy yöneticilerine ilişkin yapılan çalışmalarda ise bu tür yöneticilerin sahip olduğu özel bilginin olmadığı, dolayısıyla sürekli normal-üstü bir getiri sağlayamadığı ve sonuçların güçlü formda etkinlik kavramı ile tutarlı olduğu belirtilmiştir⁵⁹.

Zayıf formda etkin, yarı güçlü formda etkin ve güçlü formda etkin piyasaların birbirinden bağımsız olduğu söylenemez. Yarı güçlü formda etkin bir piyasanın zayıf formda da etkin olması gerekmektedir. Bunun nedeni, bütün fiyat hareketleri dikkatli bir yatırımcının fayda sağlayabileceği şekilde tahmin edilebilir olmasıdır. Güçlü formda etkin bir piyasanın da hem zayıf hem de yarı güçlü formda etkin olması gerekmektedir. Eğer bu durum söz konusu değil ise hisse senedi fiyatları ilgili tüm bilgileri içermemektedir⁶⁰.

1.3 İMKB'DE PİYASA ETKİNLİĞİ İLE İLGİLİ ÇALIŞMALAR

Türkiye’de yapılan ilk çalışma Bekçioğlu ve Ada tarafından 1985’de yapılmıştır. Bu çalışmada rassal yürüyüş hipotezi, serisel korelasyon analizi ve run testi kullanılarak test edilmiş, sonuçta ise Türkiye’de rassal yürüyüş hipotezi reddedilmiştir. Ayrıca Türkiye’de hisse senedi fiyatları değişiminin zamana göre bağımsız olarak hareket etmediği sonucuna varmışlardır⁶¹.

Cankurtaran (1989), İMKB’deki 19 hisse senedinin Nisan 1986 ve Haziran 1988 arasındaki verilerini kullanarak, zayıf formda ve yarı güçlü formda piyasa etkinliğini araştırmıştır. Serisel korelasyon testleri uygulayarak geçmiş fiyat değişimlerinin, gelecekteki fiyat değişimlerini açıklamadığı, diğer bir ifade ile piyasanın zayıf formda etkin olduğu sonucuna varmıştır. Hisse bölünmeleri testi ile yarı güçlü formda etkinliği

⁵⁸ Black (1973), Copeland ve Mayers (1982), Huberman ve Kandel (1987, 1990), Liu, Smith ve Syed (1990), Lloyd-Davis ve Canes (1978), Stickel (1985)’den aktaran Özmen, s.4.

⁵⁹ Becbower ve Dergstorm (1977), Berkowitz, Finney ve Logue (1988), Chang ve Lewellen (1984), Henriksson (1986), Ippolito (1989), Jensen (1968,1969), Munnell (1983), Reilly (1989)’den aktaran Özmen, s. 4.

⁶⁰ Karan, Yatırım Analizi, s. 273.

⁶¹ Gülcan Çağıl ve Mustafa Okur, “İMKB’nin Zayıf Formda Etkinliği’nin Test Edilmesi”, **Geleneksel Finans Sempozyumu-2004**, Marmara Üniversitesi, Bankacılık ve Sigortacılık Enstitüsü & Bankacılık ve Sigortacılık Yüksekokulu, İstanbul, 27-28 Mayıs 2004, s. 354.

test etmiş ve kamuya açıklanan bilgileri kullanarak piyasa ortalamasından fazla getiri sağlanabileceği, İMKB'nin yarı güçlü formda etkin olmadığı sonucuna varmıştır⁶².

Alparslan (1989), 15 hisse senedinin 10 Ocak 1986 ve 8 Ekim 1988 tarihleri arasındaki haftalık fiyat verilerine serisel korelasyon ve filtre testi uygulayarak, zayıf formda etkinliği araştırmış ve araştırmanın sonucunda bu hisse senetlerinin 1. haftadan 24. haftaya kadar gecikmeli fiyatları arasında korelasyon bulunmadığını ifade etmiştir⁶³.

Başçı 1989'daki bir çalışmasında, İMKB'nin hisse senedi getirilerinin dağılımsal ve zaman serisi özelliklerini araştırmış ve gözlenen dönem için ARMA tahmin modellerinin başarısız kalması nedeniyle piyasada zayıf formda etkinliğin reddedilemediğini ifade etmiştir⁶⁴.

Altun (1992), Ocak 1988–Aralık 1989 ve Ocak 1990–Ekim 1992 arasındaki iki dönemde İMKB'nin zayıf formda etkinliğini araştırdığı ampirik bir çalışma yapmış ve çalışma sonucunda ilk dönemde İMKB'nin zayıf etkin olduğunu, ikinci dönemde ise zayıf etkin olmadığını belirtmiştir⁶⁵.

Muradoğlu ve Önkol 1992'deki çalışmalarında mali değişken olarak bütçe açığını, parasal büyüklük olarak da para arzını kullanarak İMKB'nin yarı güçlü etkinliğini araştırmış ve bu değişkenlerin bir ve iki aylık gecikmeli değerlerinin hisse senedi getirilerini belirlediklerini bulmuşlardır. Sonuç olarak, İMKB'nin yarı güçlü etkin olmadığını ifade etmişlerdir⁶⁶.

Muradoğlu ve Oktay (1993), İMKB'de zayıf formda piyasa etkinliğini ve takvim anomalilerini araştırmışlar, sonuçta Türkiye'de hafta sonu ve yılbaşı etkisinin olduğunu ve dikkatli yatırımcıların bu nedenle normalin üzerinde getiriler elde edebileceklerini belirtmişlerdir. Ancak bu aşırı getirilerin çoğu yatırımcı tarafından fark edilmesi ile

⁶² Çağıl ve Okur, s. 355.

⁶³ Çağıl ve Okur, s. 355.

⁶⁴ Çağıl ve Okur, s. 355.

⁶⁵ Oğuz Altun, "Sermaye Piyasalarında Etkinlik: İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Üzerine Fiyat Etkinliği Testi", Yeterlik Etüdü, Sermaye Piyasası Kurulu Araştırma Dairesi Ankara, Aralık 1992, s. 73.

⁶⁶ Kıvılcım Metin, "İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Endeksi'ni Belirleyen Makro Büyüklükler ve Etkin Piyasalar Varsayımı", **Ekonomik Yaklaşım Dergisi**, Cilt:10, Sayı:34, Sonbahar 1999, ss. 89-96.

normalin üzerindeki getiri durumunun ortadan kalkabileceği ve İMKB'nin zayıf formda etkin bir piyasa konumuna gelebileceği sonucuna varmışlardır⁶⁷.

Öncel (1993) bir çalışmada, Ocak 1988 ve Şubat 1993 tarihleri arasındaki İMKB'de işlem gören 43 hisse senedine ait günlük kapanış fiyatlarına filtre testi uygulamış, İMKB'nin zayıf formda etkin bir piyasa olmadığı sonucuna varmıştır⁶⁸.

Köse'nin 1993'deki bir araştırmasında 1990–1991 yılları arasındaki İMKB'de işlem gören 45 hisse senedine filtre testi uygulamıştır, araştırmanın sonucunda zayıf formda piyasa etkinliğinin geçerli olmadığı bulunmuştur⁶⁹.

Balaban (1995) bir çalışmada, Ocak 1988 ve Ağustos 1994 arasındaki İMKB 100 endeksi verileri ile rassal yürüyüş hipotezini test ederek zayıf formda piyasa etkinliğini araştırmıştır. Çalışmanın sonucunda, araştırılan dönemlerin tümünde rassal yürüyüş hipotezini reddederek, İMKB'nin zayıf formda etkin olmadığını ifade etmiştir. Ayrıca bu çalışmada yarı güçlü formda piyasa etkinliği hipotezini test etmiş ve çalışmanın sonucunda bu hipotezi de reddetmiştir⁷⁰.

Balaban (1995) başka bir çalışmada, İMKB endeksinin Ocak 1986 ve Ağustos 1994 tarihleri arasındaki günlük ve haftalık getiri serisine parametrik ve parametrik olmayan testler uygulamış ve çalışma sonucunda rassal yürüyüş hipotezini reddetmiştir. Ayrıca, İMKB endeksinin Ocak 1986–Aralık 1994 dönemindeki aylık getiri serisine ile yaptığı testler sonucunda aylık getirilerin rassal yürüyüş izlediğini ifade etmiştir⁷¹.

Balaban, Candemir ve Kunter'in 1996'deki çalışmalarında, Ocak 1989 ve Temmuz 1995 arasındaki bankalar arası para piyasası gecelik faiz oranları, serbest piyasa döviz kurları ile parasal büyüklüklerden bankalar serbest imkanı, emisyon, M1 ve M2 para arzı tanımları, rezerv para, parasal taban ve Merkez Bankası Parası'na göre

⁶⁷ S. Canbaşı ve H. Doğanlı, **Finansal Pazarlar, Finansal Kurumlar ve Sermaye Piyasası Analizleri**, Dördüncü Basım, Karahan Kitabevi, Adana, ss. 584-586'dan aktaran Bahadır Ergün, **Piyasa Anomalileri ve Aşırı Tepki Hipotezi'nin İMKB'de Araştırılması**, (Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi), Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Adana, 2009, s. 7.

⁶⁸ Erhan Demireli, **Etkin Pazar Kuramı'ndan Sapmalar ve Ekonomik Faktörlere Dayalı Anomalilerin Hisse Senedi Getirilerine Etkileri (İMKB'de Bir Uygulama)**, (Yayınlanmamış Doktora Tezi), Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İzmir, 2007, (Ekonomik Faktörlere Dayalı), s. 27.

⁶⁹ Demireli, Ekonomik Faktörlere Dayalı, s. 27.

⁷⁰ Balaban, Informational Efficiency, pp. 39-67.

⁷¹ Ercan Balaban, "Some Empirics of the Turkish Stock Market", **The Central Bank of the Republic of Turkey Research Department Discussion Paper**, No: 9508, Nisan 1995, (Some Empirics), pp. 169-196.

İMKB'nin yarı güçlü formda etkinliğini araştırmışlardır. Bu çalışmanın sonunda İMKB'nin yarı güçlü formda etkin olmadığı sonucuna varmışlardır⁷².

Balaban ve Kunter (1996), Türkiye'de finansal piyasaların bilgisel etkinliğini test etmişlerdir. Ocak 1989–Temmuz 1995 dönemi için Granger Casuality testi ile hisse senedi, döviz ve bankalar arası piyasalarda yarı güçlü formda etkinlik araştırmışlar ve söz konusu piyasalarda etkin piyasa hipotezinden önemli sapmalara rastlanmıştır⁷³.

Kılıç (1997), İMKB 100 endeksi verilerine ve borsada farklı sektörlerde faaliyet gösteren firma hisse senetleri fiyatlarına birim kök testi uygulayarak rassal yürüyüş modelini araştırmıştır. Bu çalışmasında, geçmiş fiyatların gelecekteki fiyatları tahmin etme konusunda yanıltıcı olabileceğini ve İMKB'nin zayıf formda etkin olduğunu ifade etmiştir⁷⁴.

Kıyılar (1998), İMKB'deki 45 hisse senedine ait 1 Ocak 1988 ve 31 Aralık 1994 tarihleri arasındaki verileri kullanarak serisel korelasyon ve run testini uygulamıştır. Bu çalışma sonucunda, İMKB'nin zayıf formda etkin bir piyasa olmadığını vurgulamıştır⁷⁵.

Özmen (1997), İMKB 100 Endeksinin 4 Ocak 1988 ve 7 Haziran 1996 tarihleri arasındaki günlük verilerini kullanarak anomali testleri ile İMKB'nin zayıf formda etkin olup olmadığını araştırmıştır. Çalışma sonucunda, İMKB'de dönemselliklere rastlandığını ve dolayısıyla İMKB'nin zayıf formda etkin olmadığını ifade etmiştir⁷⁶.

Metin, Muradoğlu ve Yazıcı (1997) bir çalışmalarında, 4 Ocak 1988–27 Aralık 1996 dönemindeki verileri kullanarak İMKB'nin zayıf formda piyasa etkinliğini, rassal yürüyüş hipotezi ve haftanın günü etkisini araştırarak test etmişlerdir. Araştırmada rassal yürüyüş hipotezi reddedilmiş ve zayıf formda piyasa etkinliğinin geçerli olmadığı sonucuna varılmıştır⁷⁷.

⁷² Ercan Balaban, H. Baturalp Candemir ve Kürşat Kunter, "Stock Market Efficiency in a Developing Economy: Evidence From Turkey", **The Central Bank of the Republic of Turkey Research Department Discussion Paper**, No: 9612, Mart 1996, pp. 353-377.

⁷³ Ercan Balaban ve Kürşat Kunter, "Financial Market Efficiency in a Developing Economy: The Turkish Case", **The Central Bank of the Republic of Turkey Research Department Discussion Paper**, No: 9611, Mart 1996, pp. 333-352.

⁷⁴ Adalı, s. 26.

⁷⁵ Kıyılar, ss. 34-51.

⁷⁶ Özmen, s.131.

⁷⁷ Kıvılcım Metin, Gülnur Muradoğlu ve Bilgehan Yazıcı, "İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda Gün Etkilerinin İncelenmesi", **İMKB Dergisi**, Cilt:1, Sayı:4, Ekim/Aralık 1997, s. 15.

Özün (1999), 1987 ve 1998 yılları arasındaki İMKB 100 Endeksi günlük verileri ile piyasanın zayıf formda etkinliğini incelemiş, 1995 ve 1996 yılları hariç incelenen dönemler arasında İMKB'nin zayıf formda etkin olduğu sonucuna varmıştır⁷⁸.

Bakırtaş ve Karpuz (2000), İMKB endeksine etki edebilecek faktörleri ekonometrik olarak incelemiş ve İMKB'nin zayıf formda etkin olduğu sonucuna varmışlardır⁷⁹.

Aksoy ve Sağlam (2001), İMKB'nin zayıf formda etkin olmadığını sınıflayıcı sistem kullanarak göstermişlerdir. İMKB 100 Endeksinin değişik seviyeleri için 3 Temmuz 1987 ve 15 Ağustos 2001 tarihleri arasındaki beklenen getiriyi ve riski hesaplamışlar ve bir sınıflayıcı (classifier) sistem kullanarak, son 15 yıl içinde İMKB 100 Endeksinin kısa, orta ve uzun vadede en çok getiri sağlayan seviyesini bulmaya çalışmışlardır. Çalışma sonucunda, endeksin düşük seviyelerinde, yatırım süresinden bağımsız olarak, beklenen getirinin ve endekse duyulan güvenin daha yüksek olduğu gözlemlenmiştir. Ayrıca bu çalışmada yine sınıflayıcı sistem kullanılarak piyasa portföyünü optimal tutma süresi de hesaplanmıştır⁸⁰.

Çevik ve Yalçın 2003'deki çalışmalarında stokastik birim kök ve Kalman filtre yaklaşımı ile İMKB'de zayıf formda etkinliği araştırmışlardır. Bu çalışmanın sonucunda 1987 yılı hariç incelenen hiçbir dönemde İMKB zayıf formda etkin bulunamamıştır⁸¹.

Tezeller (2004), doktora tezinde İMKB 30 Endeksi şirketlerine ait hisse senedi fiyatlarını kullanarak piyasanın zayıf formda etkin olup olmadığını araştırmıştır. Bu çalışmada İMKB 30 Endeksi Haziran 1997 ve Mayıs 2004 tarihleri arasındaki günlük kapanış fiyatları veri olarak kullanılmıştır. Verilere regresyon, serisel korelasyon ve run testleri uygulanmıştır. Araştırma sonucunda İMKB'nin zayıf formda etkin olduğu ifade

⁷⁸ Alper Özün, "Kaos Teorisi, Hisse Senedi Getirilerindeki Doğrusal Olmayan Davranışlar, Zayıf İşlem ve Gelişen Piyasalarda Piyasa Etkinliği: İMKB Örneği", **İMKB Dergisi**, Cilt:3, Sayı:9, Ocak/Şubat/Mart 1999, ss. 41-71.

⁷⁹ Sibel Duman Atan, Zeynel Abidin Özdemir ve Murat Atan, "Hisse Senedi Piyasasında Zayıf Formda Etkinlik: İMKB Üzerine Ampirik Bir Çalışma", **Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, Cilt:24, Sayı:2, 2009, s. 37.

⁸⁰ Hakan Aksoy ve İsmail Sağlam, "Sınıflayıcı (Classifier) Sistem ile İMKB'de Yeni Bir Anomali Gözlemi", 2001, http://www.econ.boun.edu.tr/content/wp/ISS_EC_01_15.pdf, (24.06.2010).

⁸¹ Ferhan Çevik ve Yeliz Yalçın, "İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB) İçin Zayıf Etkinlik Sınaması: Stokastik Birim Kök ve Kalman Filtre Yaklaşımı", **Gazi Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi**, Sayı:1, 2003, ss. 21-36.

edilmektedir. Çalışmada ayrıca olay çalışması da yapılmış ve Ocak 2004–Mayıs 2004 döneminde İMKB’nin yarı güçlü formda etkin olduğu sonucuna da varılmıştır⁸².

Zengin ve Kurt (2004), Ocak 1987–Eylül 2002 döneminde İMKB 100 Endeksi ile makro ekonomik değişkenler arasındaki ilişkiyi araştırmış, İMKB’nin zayıf ve yarı güçlü formda etkinliğini test etmişlerdir. Bu çalışmanın sonucunda İMKB’nin zayıf formda etkin olduğunu ancak yarı güçlü formda etkin olmadığını tespit etmişlerdir⁸³.

Okur, Çağıl (2004), İMKB 100 ve İMKB 30 Endekslerinin 1988 ve 2004 yılları arasındaki kapanış fiyatı verilerini kullanarak zayıf formda etkinliği, rassal yürüyüş hipotezini test ederek araştırmışlardır. Bu çalışma sonunda, söz konusu dönemde rassal yürüyüş hipotezi reddedilememiş ve İMKB’nin zayıf formda etkin olduğu ifade edilmiştir⁸⁴.

Kılıç (2004), 23 Ekim 1987 ve 2 Kasım 2004 tarihleri arasında İMKB 100 Endeksine ait günlük getirilerin rassal yürüyüş gösterip göstermediğini Markov zincirleri yöntemi ile araştırmıştır. Araştırma sonucunda, İMKB’nin zayıf formda etkin olduğunu ifade etmiştir⁸⁵.

Kahraman ve Erkan (2005), 1 Ocak 1996 ve 27 Ekim 2004 tarihleri arasındaki üçer yıllık üç alt dönem İMKB 100 Endeksi kapanış fiyatlarının 1, 5, 9 ve 16 günlük değişimlerine serisel korelasyon testleri uygulayarak rassal yürüyüş hipotezini araştırmışlardır. Araştırma sonucunda, İMKB 100 Endeksi söz konusu dönemde rassal yürüyüş izlemediğini ve İMKB 100 kapanış fiyatlarındaki değişimler incelenerek bir yatırım stratejisinin oluşturulması ile kâr elde edilebileceğini ifade etmişlerdir⁸⁶.

Adalı (2006), Ağustos 1994–Temmuz 2005 dönemindeki çeşitli endekslerde işlem gören 10 hisse senedi verileri ile günlük, haftalık ve aylık seriler oluşturmuş ve geçmiş fiyat bilgileri ile bugünün getirileri arasında istatistiksel olarak anlamlılığı inceleyerek, İMKB’nin zayıf formda etkinliğini araştırmıştır. Bu çalışmanın sonucunda,

⁸² Tezeller, s. 127.

⁸³ Adalı, s. 28

⁸⁴ Çağıl ve Okur, ss. 352-359.

⁸⁵ Süleyman Bilgin Kılıç, “Test of The Weak Form Efficient Market Hypothesis for The Istanbul Stock Exchange By Markov Chains Methodology”, **Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitü Dergisi**, Cilt:14, Sayı:1, 2005, pp. 333-342.

⁸⁶ Derya Kahraman ve Mehmet Erkan, “İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’nda Tesadüfi Yürüyüş Testi”, **Celal Bayar Üniversitesi Yönetim ve Ekonomi Dergisi**, Cilt:12, Sayı:1, Manisa, 2005, s. 11.

günlük ve haftalık getiri serileriyle incelenen endeks ve hisse senetlerinden oluşan piyasada geçmiş fiyat bilgileri yardımıyla farklı bir getiri elde etmenin mümkün olmadığı ve bu endeks ve hisse senetlerinden oluşan piyasanın incelenen dönemde zayıf etkin bir piyasa olduğu vurgulanmıştır⁸⁷.

Atan, Özdemir ve Atan, 2006'daki çalışmalarında, 3 Ocak 2003 ve 30 Aralık 2005 tarihleri arasındaki 15 dakikalık ve seanslık frekansta veri kullanarak İMKB'nin etkinlik düzeyini araştırmışlar, uygulama sonucunda İMKB'nin zayıf formda etkin olduğunu belirtmişlerdir⁸⁸.

Yalama ve Çelik (2008), 2 Ocak 1990 ve 27 Haziran 2008 tarihleri arasındaki veriler ile hisse senedi, döviz ve bankalar arası piyasalarda yarı güçlü formda etkinlik araştırmışlardır. Türkiye'de para piyasalarının yarı güçlü formda etkin olduğunu ama sermaye piyasalarının yarı güçlü formda etkin olmadığını belirtmişlerdir⁸⁹.

Çevik ve Erdoğan (2009), bankacılık sektörüne ait hisse senetlerinin 2003–2007 yılları arasındaki haftalık kapanış fiyatlarını kullanarak zaman serisi analiz teknikleri ile bankacılık sektörünün zayıf formda etkinliğini araştırmışlardır. Bu çalışma sonunda, bankacılık sektörüne ait hisse senedi piyasası için zayıf formda etkinliğin geçerli olmadığını belirtmişlerdir⁹⁰.

Buraya kadar ele alınan İMKB'de yapılmış çalışmalarda piyasa etkinlik testleri kullanılarak İMKB'de piyasa etkinliğinin ne seviyede olduğu araştırılmıştır. İncelenen çalışmalarda görüldüğü üzere, çalışmaların bir kısmı etkin piyasa hipotezini destekleyici sonuçlara ulaşmışken diğer kısmı da hipotezin aksine İMKB'de piyasa etkinliğinin sağlanmadığına ilişkin bulgular elde etmiştir. İMKB'nin etkin piyasa hipotezine uygun olup olmadığına dair tam bir görüş birliği henüz sağlanamamıştır. Bununla birlikte denilebilir ki, İMKB'de ağırlıklı olarak araştırılmış olan zayıf formda etkinlik ile ilgili çalışmalarda farklı sonuçlara ulaşılmışken, İMKB'de az sayıda incelenmiş olan yarı

⁸⁷ Adalı, ss. 90-93.

⁸⁸ Atan, Özdemir ve Atan, s. 33.

⁸⁹ Abdullah Yalama ve Sibel Çelik, "Financial Market Efficiency in Turkey: Empirical Evidence from Toda Yamamoto Causality Test", **European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences**, Issue:13, 2008, pp. 88-93.

⁹⁰ Emrah İsmail Çevik ve Sedat Erdoğan, "Bankacılık Sektörü Hisse Senedi Piyasası'nın Etkinliği: Yapısal Kırılma ve Güçlü Hafıza", **Doğuş Üniversitesi Dergisi**, Cilt:10, Sayı:1, 2009, ss. 26-40.

güçlü etkinliğe ilişkin çalışmaların çoğunda yarı güçlü etkinliğin sağlanamadığı sonucuna varılmıştır. Ayrıca, zayıf formda etkinliğe ilişkin söz konusu çalışmalarda farklı sonuçlar bulunmasına rağmen, son dönemlerde yapılmış ilgili çalışmaların büyük çoğunluğunda İMKB'nin zayıf formda etkin olduğu saptanmıştır.

Herhangi bir piyasanın etkinliği, söz konusu piyasada etkin piyasa hipotezine aykırı bir durumun, diğer bir deyişle piyasa anomalilerinin mevcut olup olmadığı incelenerek de ele alınabilir. Bu çalışmada, hisse senedi piyasalarında en fazla araştırılan anomalilerden haftanın günü ve yılın ayı etkisi analiz edilmiştir. Bu anomalilerin gözlemlendiği bir piyasada, hisse senedine ait geçmiş bilgiler tam olarak ve anında hisse senedi fiyatlarına yansımamakta, böylece haftanın günleri ve yılın ayları arasında getiri farklılıkları gözlenmektedir. Dolayısıyla araştırılan bu piyasanın zayıf formda dahi etkin olmadığını söylemek mümkündür.

İKİNCİ BÖLÜM

PIYASA ANOMALİLERİ

Piyasa anomalileri, etkin piyasa hipotezinin aksine piyasalarda gerçekleşen olağandışı davranışlar olarak ifade edilmektedir. Çalışmanın bu bölümünde literatürde gözlenen başlıca anomalilere yer verilmiştir. Zamana bağlı anomalilerden gün içi etkisi, haftanın günü etkisi, yılın ayı etkisi, ay içi etkisi, ay dönümü etkisi, yıl dönümü etkisi ve tatil etkisi ele alınmıştır. Zamana bağlı olmayan anomalilerden ise firma büyüklüğü etkisi, ihmal edilmiş firma etkisi, fiyat/kazanç oranı etkisi, piyasa değeri/defter değeri etkisi, aşırı tepki anomalisi ve yetersiz tepki anomalisi açıklanmıştır.

2.1 PİYASA ANOMALİLERİ

Literatürde anomali kavramı, teoriye aykırı olan bir gözlem veya realite ve olağan dışı bir davranış olarak tanımlanmaktadır⁹¹. Anomalinin diğer bir tanımı ise genel kabul görmüş esas ve ilkelere aykırı olan “olağan dışı” bir davranış şekli, bir “paradoks” tur. Gözleme dayalı bir bulguyu teorik çerçevede değerlendirmek zor ise veya söz konusu bulgu makul olmayan varsayımlar yaparak açıklanabiliyorsa, bu bulgu anomali olarak değerlendirilir⁹². Piyasa etkinliği araştırılırken karşılaşılan olağandışı bir davranış, piyasada gözlemlenen etkin piyasa hipotezine uymayan her bir bulgu anomali olarak adlandırılmaktadır⁹³. Yapılan çeşitli çalışmalarda⁹⁴ hisse senedi piyasalarında hipotezin aksine zamana bağlı anomaliler (dönemsellikler) gözlemlendiği gibi, zamana bağlı olmayan anomaliler de gözlemlenmiştir.

Etkin piyasa hipotezine göre, hisse senedi getirileri zamandan bağımsız olarak değişmektedir, bu sebeple çeşitli zaman dilimlerinde getiri farklılıkları yoktur ve belli zaman dilimlerindeki getiri trendlerini inceleyerek gelecekteki getirileri tahmin edip aşırı

⁹¹ Richard H. Thaler, “Anomalies: The January Effect”, **The Journal of Economics Perspectives**, Vol. 1, No. 1, 1987, p. 198.

⁹² Özmen, s. 11.

⁹³ Erhan Demireli, “Etkin Pazar Kuramı’ndan Sapmalar: Finansal Anomalileri Etkileyen Makro Ekonomik Faktörler Üzerine Bir Araştırma”, **Ege Akademik Bakış**, Cilt:8, Sayı:1, 2008, s. 224.

⁹⁴ Bu çalışmalara söz konusu anomaliler açıklanırken değinilecektir.

kazanç sağlamak mümkün olmamaktadır. Buna karşın literatürde hisse senedi getirilerinin belirli zaman dilimlerinde diğer zaman dilimlerinden belirgin ve sürekli olarak farklı bir davranış sergilediği, diğer bir deyişle zamana bağlı anomalilerin (dönemselliklerin) varlığı gözlenmiştir. Farklı zaman dilimlerinde farklı hareket eden çeşitli dönemselliklerden yararlanarak gelecekteki getirileri tahmin etmenin ve normalin üstünde getiri sağlamanın mümkün olabileceği ileri sürülmektedir.

Etkin piyasa hipotezi ilkelerine aykırı olan ve hisse senedi piyasalarında gözlenen anomalilere ilişkin çalışmalar aynı zamanda zayıf formda etkinlik testlerinin de alt bölümünü oluşturmaktadır. Diğer bir deyişle, özellikle gelişmiş hisse senedi piyasalarında yapılan anomali çalışmaları zayıf formda etkinlik testlerinin bir sonucudur⁹⁵.

Hisse senedi piyasasında hipoteze aykırı olarak gözlenen anomalilerden belli başlıları şu şekilde sıralanabilir⁹⁶;

1) Zamana Bağlı Anomaliler (Dönemsellikler)

a) Günlere İlişkin Anomaliler

- Gün İçi Etkisi
- Haftanın Günü Etkisi

b) Aylara İlişkin Anomaliler

- Yılın Ayı Etkisi
- Ay İçi Etkisi
- Ay Dönümü Etkisi
- Yıl Dönümü Etkisi

c) Tatillere İlişkin Anomaliler (Tatil Etkisi)

2) Diğer Anomaliler

a) Firma Büyüklüğü Etkisi

b) İhmal Edilmiş Firma Etkisi

⁹⁵ Buket Pelin Keleş, **Etkin Pazar Kuramı ve İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nın Zayıf Formda Etkinliğinin Test Edilmesi**, (Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi), Marmara Üniversitesi Bankacılık Ve Sigortacılık Enstitüsü, Sermaye Piyasası Ve Borsa Anabilim Dalı, İstanbul, 2003, s. 39'den aktaran Demireli, Ekonomik Faktörlere Dayalı, s. 48

⁹⁶ Bildik, Hisse Senedi, s. 16.

- c) Fiyat/Kazanç Oranı Etkisi
- d) Piyasa Değeri/Defter Değeri Etkisi
- e) Aşırı Tepki Anomalisi
- f) Yetersiz Tepki Anomalisi

2.1.1 Zamana Bağlı Anomaliler (Dönemsellikler)

Zamana bağlı anomaliler (dönemsellikler), belirli bir zaman diliminde veya dönemde, hisse senedi getirilerinin diğer zaman aralıklarına göre sürekli olarak farklı hareket etmesi şeklinde tanımlanmaktadır.

Günümüze kadar yapılan çalışmalarda, birçok finansal piyasada mevsimsel etkiler ve trendler veya dönemsellikler ile ilgili bulgulara rastlanmıştır. Özellikle hisse senedi fiyatları belirli zaman dilimlerinde sürekli bir biçimde düşmekte, belirli zaman dilimlerinde ise sürekli bir biçimde yükselmektedir.

Hisse senedi piyasalarında gözlenen dönemsellikler, etkin piyasa hipotezine aykırı olarak, yatırımcının hisse senedinin geçmiş fiyatını kullanarak oluşturduğu stratejiler ile fazladan getiri elde etmesini sağlayabilmektedir. Zayıf formda etkin olmayan piyasalarda söz konusu dönemselliklere rastlanmaktadır.

2.1.1.1 Günlere İlişkin Anomaliler

Günlere ilişkin anomaliler, hisse senedinin yatırımcılara, haftanın belirli günlerinde diğer günlere göre ya da gün içindeki belirli bir zaman aralığında sürekli olarak daha yüksek ya da düşük getiri sağladığı durumda söz konusudur. Diğer bir deyişle, günlere ilişkin anomaliler hisse senedi getirisinin haftanın günleri arasında veya gün içinde farklılık gösterdiğini ifade etmektedir.

Bu anomaliler ile ilgili çalışmalar, etkin piyasa hipotezine aykırı olarak haftanın tüm günlerinde ortalama getirilerin veya getiri dağılımlarının aynı olmadığını ve belirli bazı günlerde getiri farklılıkları olduğunu ileri sürmektedir.

2.1.1.1.1 Gün İçi Etkisi

Gün içi etkisi, hisse senedi getirilerinin günün belirli bir zaman diliminde diğer zaman dilimine göre sürekli olarak daha yüksek ya da daha düşük olduğu durumdur. Buradaki zaman dilimi; dakika, saat ya da seans olabilir. Bu etkiyi araştıran çalışmalarda, günün belirli bir zamanında hisse senetlerinde belirli bir trend gözlenip gözlenmediği ve zaman dilimleri arasında bir getiri farkı olup olmadığı incelenir.

Harris (1986), 1 Aralık 1981 ve 31 Ocak 1983 tarihleri arasında New York Borsası'ndaki hisse senetleri fiyatlarında günün sonunda genel bir artış gözlemlemiştir. Bu çalışmada pazartesi günlerine ait hisse senedi fiyatları ilk 45 dakika düşmüş, diğer günlerde ise hisse senedi fiyatları ilk 45 dakika içerisinde artış göstermiştir⁹⁷.

Küçükkocaoğlu (2003), 2002 yılı verilerini kullanarak İMKB'deki 8 hisse senedinde kapanış fiyatı manipülasyonunu araştırmıştır. Araştırmada kullandığı yaklaşımla fiyat manipülasyonunun varlığını destekleyici zayıf kanıtlar bulmuştur⁹⁸.

Küçükkocaoğlu 2008'deki çalışmasında İMKB'de gün içi getirilerinin davranışlarını ve kapanış fiyatı manipülasyonunu araştırmıştır. Çalışmada, 1 Ocak 2000 ve 29 Mart 2002 tarihleri arasındaki İMKB 30 Endeksinde yer alan 23 şirkete ait hisse senedi getirilerini kullanmıştır. Hisse senedi fiyatlarının kapanış zamanına doğru sistematik olarak arttığını ve işlemlerin daha çok alım yönlü olduğunu belirtmiştir⁹⁹.

Gün içi anomalisi çerçevesinde, İMKB'de yatırımcılara piyasa portföyünden daha yüksek getiri sağlayabilecek aktif yatırım stratejileri aşağıdaki şekilde özetlenmektedir¹⁰⁰.

- Genellikle hisse senedi alımlarını ikinci seanslarda, satımlarını ise birinci seanslarda yapmak,

⁹⁷ Recep Bildik, "Intra-Day Seasonalities on Stock Returns: Evidence from the Turkish Stock Market", **Emerging Markets Review**, Vol. 2, No. 4, Aralık 2001, p. 2.

⁹⁸ Ali C. Akyol ve David Michayluk, "Is There Closing Price Manipulation on the Istanbul Stock Exchange?", 14.01.2008, http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1340278, (15.06.2010), p. 2.

⁹⁹ Güray Küçükkocaoğlu, "Intraday Stock Returns and Close End Price Manipulation in the Istanbul Stock Exchange", **Frontiers in Finance and Economics**, Vol. 5, No. 1, Nisan 2008, pp. 46-84.

¹⁰⁰ Fatih Temizel ve Ekrem Meriç, "İMKB'de Hisse Senedi Fiyatlarının Gün İçi Yapılarına Dayalı Alternatif Bir Yatırım Stratejisi Önerisi", **Muhasebe ve Finansman Dergisi**, Sayı:39, Temmuz 2008, ss. 134-135.

- Gün bazında işlem yapanlar için her günün ikinci seansında hisse senedini satın alıp, izleyen günün birinci seansında satmak,
- Hisse senedi alımlarını Pazartesi günleri ikinci seans yapmak, satımlarını ise Perşembe günleri birinci seans yapmak,
- Endeks birinci seans artmış ise hisse senedi satımlarını ikinci seans, düşmüş ise aynı seans içinde yapmak,
- Endeks birinci seans artmış ise hisse senedi alımlarını aynı seans içinde, düşmüş ise ikinci seans içinde yapmak,
- Endeks ikinci seans artmış ise hisse senedi alımlarını aynı seans içinde, satımları izleyen seans içinde yapmak,
- Endeks ikinci seans düşmüş ise hisse senedi alımlarını izleyen seans satımları aynı seans içinde yapmak.

Yukarıdaki aktif yatırım stratejilerinin en azından bir bölümünde, sürekli bir biçimde piyasa izlenerek hızlı karar almak ve uygulamak gerekmektedir. Bu da gelişmiş bir iletişim altyapısı, bilgi birikimi, uzman personel ve piyasaya yakın olmayı zorunlu kılmaktadır. Sonuç olarak, bu uygulamalar kurumsal yatırımcılar tarafından gerçekleştirilebilir, fakat bireysel yatırımcılar bu konuda çoğunlukla yetersiz kalmaktadır¹⁰¹.

2.1.1.1.2 Haftanın Günü Etkisi

Haftanın günü etkisi, haftanın tüm günlerinin ortalama getirilerinin veya getiri dağılımlarının aynı olmadığı ve belirli günlerde getiri farklılıklarının gerçekleştiği durum olarak tanımlanmaktadır. Söz konusu etki incelenirken, hisse senedi piyasasında haftanın belirli gün veya günlerinde diğer günlere göre sürekli ve belirgin olarak daha düşük ya da yüksek getiri elde edilip edilmediği araştırılmaktadır.

Haftanın günlerine ilişkin diğer bir anomali ise hafta sonu etkisidir. Bu anomali, hisse senetlerinden Pazartesi günleri negatif getiri ve Cuma günleri pozitif getiri elde

¹⁰¹ Temizel ve Meriç, s. 135.

edilmesi olarak ifade edilmektedir. Rogalski (1984), çalışmasında “hafta sonu etkisi” ve “haftanın günü etkisi” arasında fark olduğunu belirterek, Pazartesi günleri fiyatlarda gözlemlendiği düşüşün büyük kısmının hafta sonunda oluştuğunu ifade etmiştir¹⁰².

Haftanın belli günlerinde diğer günlere oranla daha düşük veya daha yüksek getiri sağlanması durumunda söz konusu olan haftanın günü etkisine neden olan genel kabul görmüş bir unsur henüz açıklanamamıştır. Buna rağmen, bu etkiyle ilgili çalışmalarda söz konusu etkiye neden olabilecek birtakım unsurlar yer almaktadır.

Haftanın günü etkisini açıklarken, French 1980 yılındaki makalesinde iki model kullanmıştır. Takvim zamanı hipotezine (calendar time hypothesis) göre, getiriler takvim zamanına göre oluşmaktadır, yani Pazartesi getirileri Cuma günü kapanıştan Pazartesi günü kapanışa kadar üç takvim günü yapılan yatırımdan kaynaklanırken, haftanın diğer günlerinde oluşan getiriler bir takvim gününde yapılan yatırımın sonucu ortaya çıkmaktadır. Dolayısıyla bu hipoteze göre, eğer beklenen getiri yatırım döneminin doğrusal bir fonksiyonu ise Pazartesi gününün ortalama getirisi, diğer günlerin ortalama getirisinin üç katı olmalıdır. İşlem zamanı hipotezine (trading time hypothesis) göre ise getiriler sadece borsanın işlem yapıldığı zamanlarında oluşmaktadır, yani haftanın beş gününe ait getiriler bir günlük yatırım sonucu oluşmaktadır. Dolayısıyla, haftanın tüm günlerinde aynı getiri sağlanmaktadır¹⁰³.

French, söz konusu çalışmasında, 1953 ve 1977 yılları arasında Standard and Poor’s Bileşik Endeksi günlük getirilerini ayırdığı beş dönemde de Pazartesi gününe ait ortalama getirilerin anlamlı derecede negatif, haftanın diğer dört gününe ait ortalama getirilerin pozitif olduğunu saptamıştır¹⁰⁴. Ayrıca, negatif getirilerin sistematik olarak sadece Pazartesi günleri mi oluştuğunu yoksa piyasaların kapalı olduğu günlerden (hafta sonu ve tatil günlerinden) sonraki işlem günlerinde mi ortaya çıktığını test etmiş ve sadece tatil sonrasındaki Salı günlerinin getirisini, tatil olmayan Salı günlerinden düşük

¹⁰² Bildik, Hisse Senedi, s. 17.

¹⁰³ Kenneth R French, “Stock Returns and The Weekend Effect”, **Journal of Financial Economics**, Vol. 8, 1980, pp. 55-56.

¹⁰⁴ French, p. 55.

bulmuştur. Sonuç olarak, bu negatif etkilerin kapalı piyasa etkisinden değil hafta sonu etkisinden kaynaklandığını ifade etmiştir¹⁰⁵.

Haftanın günü etkisine ilişkin yapılan çeşitli çalışmalarda¹⁰⁶, uygulanan takas süresinin günler arası getiri farklılıklarının ortaya çıkmasına etki edip etmediği çeşitli ülke borsalarında araştırılmıştır.

Ülkeden ülkeye farklılık gösteren takas süresi uygulaması, piyasadaki işlemlerden doğan para ve kıymet yükümlülüklerinin belirlenen süre içinde yerine getirilmesi zorunluluğudur. İMKB’de takas süresi, 6 Ekim 1990 tarihinde iki günden bir güne indirilmiş ve 14 Temmuz 1994 tarihinde bir günden iki güne çıkarılmıştır.

Takas süresi uygulamaları sonucunda, belirli günlere ait getiriler diğer günlere göre anlamlı derecede yüksek olursa, uygulanan takas süresi haftanın günü etkisinin sebeplerinden biri olabilmektedir. Özellikle yüksek reel faizlere sahip ülkelerde takas prosedürlerinin haftanın günü etkisine daha güçlü bir biçimde etki etmesi beklenmektedir.

Takas süresinin iki gün olduğu dönemde, özellikle faizlerin yüksek olduğu ülkelerde takas prosedürü bakımından Perşembe günleri yüksek getiriler sağlanması beklenmektedir. Eğer hisse senedi Perşembe günü alınıp Cuma günü satılırsa, alınan hisse senedinin nakit ödemesi Perşembe gününden iki işlem günü sonrası, yani Pazartesi günü yapılmaktadır. Ayrıca, satıştan kaynaklanan nakit alacak ise Salı günü tahsil edilecektir. Yatırımcılar Perşembe günü satış yapmaları halinde nakit alacaklarını iki işlem günü sonra tahsil edeceklerinden Perşembe günü düşük fiyatlardan satış yapmak istemeyeceklerdir. Perşembe günü hisse senedi alışı yapmaları halinde nakit ödemelerini hafta sonu tatilinden dolayı iki gün geç yapacaklarından alış emirlerinin fiyatını yükseltirler¹⁰⁷.

¹⁰⁵ French, p. 68.

¹⁰⁶ Bildik, Hisse senedi, s. 88.

J. Lakonishok ve M. Levy, “The Weekend Effects On Stock Returns: A Reply”, **Journal of Finance**, Vol. 40, 1985’den aktaran Bildik, Hisse senedi, pp. 20-21.

W.T. Ziemba, “Comment on Why a Weekend Effect”, **Journal of Portfolip Management**, Vol. 19, No. 2, 1993’den aktaran Bildik, Hisse senedi, p. 22.

¹⁰⁷ Bildik, Hisse Senedi, s. 21.

Ayrıca yatırımcılar elindeki nakdi repo yapabileceğinden Perşembe günlerinde alım yapma isteği artıp denge fiyatı üzerinde bir fiyattan talepte bulunabilmektedirler. Bu nedenlerden dolayı takas süresi iki gün olduğunda, Perşembe günü hisse senedi almanın haftanın diğer günlerine göre daha avantajlı olabileceği ve bunun da Perşembe gününe ait getirilerin yüksek olmasına yol açabileceği öne sürülmektedir. Söz konusu durum Cuma günleri için de kısmen geçerlidir¹⁰⁸.

Haftanın günü etkisine bireysel yatırımcı davranışlarının neden olabileceği bazı çalışmalarda ifade edilmiştir¹⁰⁹. Bireysel yatırımcıların alım-satım kararlarının Pazartesi gününde elde edilen negatif getirilerin sebeplerinden biri olduğu öne sürülmektedir. Miller (1988), ABD piyasalarında oluşan hafta sonu etkisinin bireysel yatırımcıların hafta sonlarında alış kararından daha çok satış kararı almaları ile açıklanabileceğini ifade etmiştir. Ayrıca Lakonishok ve Maberly'nin haftanın günü etkisini araştırdıkları 1990 yılındaki çalışmalarında ise işlem hacminin Pazartesi günleri haftanın en düşük seviyesinde olduğu, fakat bireyler tarafından yapılan alım-satımın özellikle satışların Pazartesi günleri en yüksek olduğu saptanmıştır¹¹⁰.

Lakonishok ve Maberly (1990), Enformasyon prosesi hipotezini ileri sürmüşlerdir. Bu hipoteze göre; tüm yatırımcılar için bilginin toplanması ve işlenmesi maliyetlidir ve söz konusu maliyet, hafta içi bireysel yatırımcıların farklı alanlardaki işlerde çalıştıkları saatlerde daha yüksektir. Bu sebeple bireysel yatırımcı için yatırım kararını hafta sonu vermek daha uygun olur ve hafta başında piyasalar açıldığında bireylerin daha aktif olması beklenir. Eğer bilgileri toplama ve işleme maliyeti bireylerin satış kararlarını hafta sonlarına ertelemelerine teşvik ediyorsa, hafta başında bireysel yatırımcılar satış ağırlıklı yatırıma yönelmektedirler¹¹¹.

Bireysel yatırımcıların kötü haberlere daha duyarlı olması nedeniyle, bireylerin hafta başı satış ağırlıklı emir vermesi beklenmektedir. Enformasyon Prosesi Hipotezi, özellikle Cuma günleri piyasa düşmüşse bireysel yatırımcıların genellikle Pazartesi

¹⁰⁸ Bildik, Hisse Senedi, s. 21.

¹⁰⁹ Abraham ve Ikenberry (1994), Dyl ve Holland (1990), Lakonishok ve Maberly (1990), Miller (1988) ve Osborn (1962)'den aktaran Özmen, s. 47.

¹¹⁰ Bildik, Hisse Senedi, s. 23.

¹¹¹ Bildik, Hisse Senedi, s. 23.

günleri seansın ilk saatlerinde daha agresif satıcılar olacaklarını ileri sürmektedir. Hafta başı enformasyon ve strateji eksikliği nedeniyle kurumsal yatırımcıların da işlemlerini yavaşlatacakları göz önüne alındığında Pazartesileri likidite düşük ve işlemler satış ağırlıklı olmaktadır¹¹².

2.1.1.2 Aylara İlişkin Anomaliler

Aylara ilişkin anomaliler yılın ayı etkisi, ay içi etkisi, ay dönüşü etkisi ve yıl dönüşü etkisi olarak incelenmektedir.

Hisse senedi piyasalarında yılın herhangi bir ayında diğer aylara göre daha düşük ya da yüksek getiri elde ediliyorsa, ayrıca ay içinde, ay dönüşünde ve yıl dönüşünde getiri farklılıkları gözleniyorsa aylara ilişkin anomaliler söz konusu olmaktadır. Diğer bir ifadeyle, yılın belirli aylarında, ay içi, ay dönüşü, yıl dönüşünde dönemsellikler gözlemleniyorsa aylara ilişkin anomaliler olduğu ifade edilmektedir.

2.1.1.2.1 Yılın Ayı Etkisi

Yılın herhangi bir ayında hisse senedi fiyatlarının diğer aylara göre devamlı olarak farklı hareket etmesi ve hisse senedi getirilerinin belirgin ve sürekli bir biçimde yüksek ya da düşük olması, diğer bir ifadeyle de aylar arasında getiri farklılıklarının oluşması “yılın ayı etkisi” olarak adlandırılmaktadır.

İlgili çalışmalarda, genellikle Ocak ayında yılın diğer aylarına göre hisse senedi fiyatlarının yüksek oluşması “Ocak ayı etkisi” olarak ifade edilmektedir. Finans literatüründe yılın ayı etkisine ilişkin olarak yapılan çalışmalarda, özellikle yüksek hisse senedi getirilerinin gözlemlendiği Ocak ayındaki anomali araştırılmıştır.

Ocak ayı etkisini açıklamak için yapılan çalışmalarda en çok “vergi-kayı satışları hipotezi” (Tax-loss selling hypothesis) test edilmektedir. Bu hipoteze göre, yatırımcılar Aralık ayında ellerindeki hisse senetlerini satarak fiyatların düşmesine neden olmakta ve söz konusu fiyat düşüşleri sebebiyle oluşan kayıplarını vergiden

¹¹² Bildik, Hisse Senedi, ss. 23-24.

düşmektedirler. Daha sonra yatırımcılar, yeni yılın başlaması ile birlikte hisse senedi alımına geçerek fiyatların artmasına neden olmaktadır¹¹³.

“Portföy yeniden ayarlama-dengeleme hipotezi (Portfolio rebalancing hypothesis)” olarak adlandırılan diğer bir hipotez ise Ocak ayı etkisine ilişkin birkaç çalışmada ileri sürülmüştür. Bu hipoteze göre, portföy yöneticileri bilançolarını süslemek için (window dressing) yıl sonuna birkaç gün kala portföylerindeki kötü performans göstermiş hisseleri satıp belli bir satış baskısı oluştururlar. Yılbaşı sonrasında ise yeniden spekülative firma hisselerine ve özellikle de küçük firmaların hisselerine yatırım yaparlar. Böylece, Ocak ayı etkisine neden olacakları ileri sürülmektedir¹¹⁴.

Özellikle kurumsal yatırımcıların riskli hisse senetlerini Aralık ayında satıp, bunları yeni yılın ilk günlerinde tekrar geri alarak portföylerini yeniden ayarladıkları öne sürülmektedir. Ayrıca, bireysel yatırımcıların vergi kaybı yaratmak amacıyla Aralık ayında sattıkları hisse senetlerinden elde ettikleri nakit akımlarını Ocak ayında tekrar hisse senedi alımına yönelttikleri ileri sürülmektedir¹¹⁵.

Yılın ayı etkisi, hisse senedi fiyatlarında zayıf formda etkin piyasa hipotezinin mükemmel bir şekilde gerçekleşmesini imkânsız hale getirir. Bu anomali kâr sağlanabilen herhangi bir stratejiye temel olamaz, ancak sınırlı da olsa ekonomik öneme sahiptir¹¹⁶.

2.1.1.2.2 Ay İçi Etkisi

Yılın herhangi bir ayının ilk ya da ikinci 15 günlük döneminde, ayın diğer yarısına göre hisse senedinden daha yüksek veya düşük getiri elde ediliyorsa, bu durum “ay içi etkisi” olarak adlandırılır. Diğer bir ifadeyle, ay içi etkisi ayın birinci ve ikinci yarısındaki dönemler arası oluşan hisse senedi getiri farklılıklarıdır.

¹¹³ Murat Çinko, “İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’nda Ocak Ayı Etkisi”, **Doğuş Üniversitesi Dergisi**, Cilt:9, Sayı:1, 2008, s. 48.

¹¹⁴ Özmen, s. 54.

¹¹⁵ Bildik, Hisse Senedi, s. 46.

¹¹⁶ Hayırsever ve Baştürk, s. 48.

Ariel, 1987'deki bir çalışmasında, New York Borsası'nın 1963 ve 1981 yılları arasındaki her ayın ilk ve son 9 gününün ortalama getirilerini karşılaştırmış ve ayın ilk yarısı ortalama getirilerin, ikinci yarısındaki ortalama getirilerden yüksek olduğunu gözlemlemiştir. Piyasadaki toplam getirinin hemen hemen tamamının ayın ilk yarısında olduğu, ayın ikinci yarısının toplam getiri katkısının sıfıra yakın olduğu sonucuna varmıştır. Ayrıca, Ariel'in bu çalışmada ay içi etkisinin Ocak ayı etkisinin bir yansıması olmadığı, bu etkinin analizden Ocak ayları çıkartıldığında kalan aylarda hala devam ettiği ifade edilmiştir. Ay içi etkisinin ayın son işlem günü ve takip eden ayın ilk dört işlem gününde güçlü olduğunu savunmuştur¹¹⁷.

Barone (1989), 2 Ocak 1975 ve 22 Ağustos 1989 tarihleri arasında Milano Borsası (MIB)'ni incelemiş ve ayın ilk ve ikinci yarısının arasında açık bir şekilde farklılık olduğunu belirtmiştir. Söz konusu çalışmada ayın ilk yarısı hisse senedi fiyatlarının düştüğünü ve daha sonra ikinci yarıda yükseldiğini ifade etmiştir¹¹⁸.

Boudreaux (1995), 4 Mart 1978 ve 30 Aralık 1992 tarihleri arasında yedi ülkede (Danimarka, Fransa, Almanya, Norveç, Singapur/ Malezya, İspanya ve İsviçre) ay içi etkisini araştırmıştır. Söz konusu çalışma sonucunda, Danimarka, Norveç ve Almanya'da ayın ilk günlerinin ortalama getirisinin, diğer günlerin ortalama getirisinden yüksek olduğunu, yani bu üç ülkede istatistiksel açıdan anlamlı ve pozitif ay içi etkisi gözlemlendiğini ifade etmiştir. Ayrıca, bu çalışmada Singapur/ Malezya'da negatif ay içi etkisine rastlanmıştır¹¹⁹.

Eken ve Üner (2012), 4 Ocak 1988 ve 31 Aralık 2007 tarihleri arasında İMKB 100 Endeksi verilerini kullanarak günlere ve aylara dayalı başlıca takvim etkilerinin varlığını sayısal olarak incelemişlerdir. Bu çalışmada, İMKB'de haftanın günü, ay içi, yılın ayı, ay dönüşü ve yıl dönüşü etkilerinin varlığını önemli ölçüde destekleyen sonuçlara ulaşılmıştır. Ayrıca, varlığı tespit edilen takvim etkilerine dayalı olarak oluşturulan yatırım stratejileri ile yine oldukça yüksek bir oranda piyasanın üzerinde

¹¹⁷ Robert A. Ariel, "A Monthly Effect in Stock Returns", **Journal of Financial Economics**, Vol. 18, No. 1, 1987, pp. 161-174.

¹¹⁸ Barone, p. 9.

¹¹⁹ Denis O. Boudreaux, "The Monthly Effect in International Stock Markets: Evidence and Implications", **Journal Of Financial And Strategic Decisions**, Vol. 8, No. 1, 1995, pp. 15-20.

getiri elde edilebildiği tespit edilmiştir. Sonuç olarak, İMKB'nin güçlü formda etkin olmadığı yorumunu yapmışlardır¹²⁰.

2.1.1.2.3 Ay Dönümü Etkisi

Yılın herhangi bir ayının son günü ve ardından gelen ayın ilk birkaç gününde ayın diğer günlerine göre hisse senetlerinden daha yüksek getiri elde edilmesi durumu “ay dönümü etkisi” olarak tanımlanmıştır.

Ayın ilk günlerinde yatırımcıların, hisse senedi alımı gerçekleştirirken, satışlarını ertelediklerini ve bunun nedeninin özellikle ayın son gününde başlayan dönemde getirilerin yüksek olması olarak belirtmiştir. Fosback (1976) bir çalışmada, ayın son günü ile ardından gelen ayın ilk dört gününde hisse senedi fiyatlarının yükseliş trendi gösterdiği ve söz konusu beş işlem gününde elde edilen getiri tüm aydaki toplam getirinin önemli bir kısmını oluşturduğunu ifade etmiştir¹²¹.

Agrawal ve Tandon 1994 yılındaki çalışmalarında, ABD ve 18 ülkede 1971–1987 döneminde ay dönümü etkisini araştırmıştır. Bu çalışmada söz konusu ülkelere ay dönümünden önce ve sonraki 4 günün, toplam 8 günün getiri oranlarını incelemişlerdir. Agrawal ve Tandon, ABD dışında 18 ülke borsasının 10'unda (Avustralya, Brezilya, Kanada, Danimarka, Almanya, İtalya, Japonya, Hollanda, Meksika ve İsveç) ayın son işlem günü büyük ve anlamlı derecede pozitif getiri gözlemlemişlerdir. Ayrıca ayın son gününün varyansı çoğu ülkede çok düşük çıkmıştır. Sonuç olarak çalışmadaki benzer bulgular ile çeşitli ülkelerde ay dönümü etkisi olduğunu ifade etmişlerdir¹²².

¹²⁰ Mehmet Hasan Eken ve Taylan Özgür Üner, “Hisse Senedi Piyasalarında Takvim Etkileri ve İstanbul Menkul Kıymetler Borsasına İlişkin Bir Uygulama”, **İMKB Dergisi**, Cilt:12, Sayı:45, 2012, ss. 61-120.

¹²¹ Bildik, Hisse Senedi, s. 58.

¹²² Anup Agrawal ve Kishore Tandon, “Anomalies or Illusions? Evidence From Stock Markets in Eighteen Countries”, **Journal of International Money and Finance**, Vol. 13, 1994, p. 96.

2.1.1.2.4 Yıl Dönümü Etkisi

Yılın son birkaç işlem günü ile ardından gelen yılın ilk birkaç işlem günü arasındaki dönemde, hisse senedinin diğer zamanlara oranla daha fazla getiri sağlaması “yıl dönümü etkisi” olarak tanımlanmaktadır. Ayrıca yıl dönümü etkisi, Aralık ayının son birkaç günü ile Ocak ayının ilk birkaç gününde hisse senedinden genel ortalamanın üzerinde bir getiri sağlanması şeklinde de ifade edilebilir. Yapılan çalışmalar, söz konusu dönemde hisse senedi getirilerinin bir trend izleyip izlemediğini saptamaya yöneliktir.

Keim (1983), Reinganum (1983) ve Roll (1983) bu etkiyi özellikle küçük firmaların hisse senetlerinden Aralık ayının son günü ile Ocak ayının ilk 5 gününde normalden yüksek getiri elde edildiğini vurgulamışlardır¹²³.

2.1.1.3 Tatillere İlişkin Anomaliler (Tatil Etkisi)

Tatillere ilişkin anomaliler, hisse senedi getirilerinin, tatillerden önce ve sonra normalden farklı hareket etmesi durumudur. Söz konusu etki, tatillerden önceki günlerde hisse senedi getirilerinin diğer işlem günlerine göre daha yüksek seviyede gerçekleşmesidir. Ayrıca söz konusu tatil öncesi ve sonrası dönem; resmi tatillerden önceki ve sonraki işlem gününü ifade etmektedir.

Tatil etkisine ilişkin ilk çalışma ABD piyasalarında Fields tarafından 1934 yılında yapılmıştır. Roll, Lakonishok ve Smidt yaptıkları çalışmalarda, Aralık ayının son günü ile Noel tatili öncesinde, hisse senedi getirilerinde olağandışı bir yükselme gözlemlemişlerdir¹²⁴.

Agrawal ve Tandon, 1971 ve 1987 yılları arasında ABD dışında 18 ülke borsasının 11’inde tatil öncesi getirilerin büyük ve anlamlı derecede pozitif olduğunu bulmuşlardır. Söz konusu getiriler bu ülkelerdeki günlük ortalama getirilerden daha yüksektir. Ayrıca, sekiz ülke borsasında (Avustralya, Belçika, Kanada, Danimarka,

¹²³ Özmen, s. 40.

¹²⁴ Demireli, Ekonomik Faktörlere Dayalı, s. 70.

Hong-Kong, Hollanda, İsveç ve İsviçre) tatil öncesi 2 günlük getirilerin, aylık ortalama getirilerin yüzde 70'inden daha fazla olduğunu ifade edilmiştir¹²⁵.

2.1.2 Diğer Anomaliler

Çalışmanın bu bölümünde, diğer anomalilerden firma büyüklüğü etkisi, ihmal edilmiş firma etkisi, fiyat/kazanç oranı etkisi, piyasa değeri/defter değeri oranı etkisi, aşırı tepki anomalisi ve yetersiz tepki anomalisi açıklanmıştır.

2.1.2.1 Firma Büyüklüğü Etkisi

Firma büyüklüğü etkisi, düşük piyasa değerli firma (küçük firma) hisse senetlerinin, yüksek piyasa değerli firma (büyük firma) hisse senetlerine göre piyasa ortalamasından daha yüksek getiri sağlaması durumudur.

Literatürde firma büyüklüğü, piyasa değeri olarak da tanımlanmaktadır. Firma büyüklüğü (piyasa değeri), firmanın hisse senedine ait fiyat ve hisse senedi sayısının çarpımı ile elde edilir¹²⁶. Dolayısıyla, küçük firma hisse senedi miktarı, hisse senedinin değeri (fiyat) ya da her ikisi de düşük olan firma olarak ifade edilir¹²⁷.

Bu etki ile ilgili yapılan çalışmalarda, hisse senedi getirileri üzerinde firma büyüklüğünün bir etkisi olup olmadığını araştırılmaktadır. Firma büyüklüğü etkisine yönelik bu çalışmalarda, düşük piyasa değerine sahip firmaların hisse senetleri, yüksek piyasa değerine sahip firmaların hisse senetlerine göre yatırımcılara daha fazla getiri sağladığı gözlenmiştir¹²⁸.

¹²⁵ Agrawal ve Tandon, p. 96-98.

¹²⁶ Hayırsever Baştürk, s. 46.

¹²⁷ Tuna Taner, Koray Kayalıdere, “1995–2000 Döneminde İMKB’de Anomali Araştırması”, **Yönetim ve Ekonomi Dergisi**, Cilt:9 Sayı:1-2, 2002, s. 8.

¹²⁸ Mukadder Horasan, “Firma Büyüklüğünün Hisse Senedi Getirilerine Etkisi”, **Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi**, Cilt:11, Sayı:1, 2008, (Firma Büyüklüğü), s. 327.

Banz (1981) bir çalışmasında, 1926–1975 yılları arasında NYSE’deki hisse senetlerinin getirisi ile firma büyüklüğü arasındaki ilişkiyi araştırmış ve küçük firmaların büyük firmalara göre daha fazla getiri sağladığını vurgulamıştır¹²⁹.

Reinganum (1982) bir çalışmasında; NYSE ve AMEX’de işlem gören hisse senetlerini günlük getirilerini, her bir firmanın öz kaynak piyasa değerine bağlı olarak oluşturduğu portföyler yardımıyla incelemiştir. Çalışma sonucuna göre küçük firmaların hisse senedi getirileri büyük firmaların getirilerinden daha fazladır¹³⁰.

Keim (1983), NYSE ve AMEX’te 1963 ve 1979 yılları arasında Ocak ayında en küçük ve en büyük firma aralıklarında bulunan firmaların günlük getirileri arasındaki ortalama %15 civarında fark olduğunu ve anormal getiriler ile büyüklük arasında negatif bir ilişki bularak Ocak ayı etkisinin özellikle küçük firmalar için geçerli olduğunu belirtmiştir¹³¹.

Horasan (2008), 2000–2006 döneminde İMKB’de işlem gören 118 firmayı ele alarak Ocak ayı etkisi ile firma büyüklüğü etkisini araştırmıştır. Çalışmada, Ocak aylarında firma büyüklüğü ve getiri arasında herhangi bir ilişki olmadığı ifade edilmiştir. Ayrıca küçük firmaların büyük firmalara oranla daha fazla getiri sağladığı belirtilmiştir¹³².

Canbaşı, Kandır ve Erişmiş (2010), Temmuz 1992–Haziran 2005 döneminde, İMKB şirketlerinin hisse senedi getirilerinde firma büyüklüğü ve defter değeri/piyasa değeri oranı etkisini incelemişlerdir. Hisse senedi getirilerinin açıklanmasında, Sermaye Varlıklarını Fiyatlandırma Modeli, pazar faktörü ve firma büyüklüğünü içeren iki faktörlü model, pazar faktörü ile birlikte DD/PD oranını da içeren iki faktörlü model ve üç faktörü de kapsayan Fama-French üç faktör modelini kullanmışlardır. Sonuç olarak, üç faktörün de hisse senedi getirilerini etkilediğini ve küçük firmaların, büyük firmalara göre daha yüksek getiri sağladığını belirtmişlerdir. Ayrıca, yüksek DD/PD oranına sahip firmaların, düşük DD/PD oranlı firmalara kıyasla daha yüksek getiri sağladığı

¹²⁹ Rolf W. Banz, “The Relationship Between Return and Market Value of Common Stock”, **Journal of Financial Economics**, Vol. 9, 1981, pp. 3-18.

¹³⁰ Horasan, Firma Büyüklüğü, s. 328.

¹³¹ H. Nejat Seyhun, “The January Effect and Aggregate Insider Trading”, **The Journal of Finance**, Vol. 43, No. 1, Mart 1988, p. 129.

¹³² Horasan, Firma Büyüklüğü, ss. 336-337.

saptanmıştır. Bu çalışmada, en fazla açıklayıcı güce sahip olan modelin Fama-French Üç Faktör Modeli olduğu belirlenmiştir¹³³.

2.1.2.2 İhmal Edilmiş Firma Etkisi

İhmal edilmiş firma etkisi, yatırımcı ve uzmanlar tarafından ihmal edilerek, daha az tavsiye edilmiş ve daha az işlem görmüş hisse senetlerinin diğer hisse senetlerine oranla daha yüksek getiri sağlaması olarak tanımlanmaktadır. Bu etki ile ilgili çalışmalarda, popüler olmayan hisse senetlerinin popüler hisse senetlerine oranla daha yüksek performans gösterdiği sonucuna varılmıştır¹³⁴.

Arbel ve Strabel (1982) ile Merton (1987), ihmal edilmiş firma etkisi ile ilgili kanıtlar bulmuşlardır ve ihmal edilmiş firmaların hisse senetlerinin piyasa ortalamasına göre daha fazla getiri sağladığını ifade etmişlerdir¹³⁵.

Karan 2000 yılında yaptığı bir çalışmada, Ocak 1996 ve Aralık 1998 tarihleri arasındaki verileri kullanarak İMKB’de ihmal edilmiş firma etkisini araştırmıştır. İhmal edilmiş ya da popüler hisse senetlerinin seçimi, İMKB aracı kurumlarının o hisse senedine ilişkin yaptığı ortalama işlem miktarına dayandırılmıştır. İMKB’de en fazla işlem yapan ve aylık işlemlerin yaklaşık %33’ünü sağlayan 10 aracı kurumun yaptığı tüm işlemler incelenmiş ve aylık alış ve satış ortalamalarına göre hisse senetleri sınıflandırılmıştır. Aracı kurumların en çok işlem yaptıkları hisse senetleri popüler, çok az işlem yaptıkları ise ihmal olarak adlandırılmıştır. Bu çalışmada, ihmal edilmiş senetlere yatırım yapan yatırımcıların diğerlerine göre daha fazla getiri sağlayıp sağlamadığı araştırılmıştır. Çalışma sonucunda ise söz konusu etkinin var olduğunu göstermiş ve bu etkinin firma büyüklüğü etkisinden daha önemli olduğunu vurgulamıştır¹³⁶.

¹³³ Serpil Canbaş Serkan Yılmaz Kandır ve Ahmet Erişmiş, “İMKB Şirketlerinde Büyüklük ve Defter Değeri/Piyasa Değeri Oranının Hisse Senedi Getirilerine Etkisinin Analizi”, **İMKB Dergisi**, Cilt:10, Sayı:39, 2010, ss. 1-16.

¹³⁴ Mehmet Baha Karan, “İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Anomalisi”, **Ege Ekonomik Bakış Dergisi**, Cilt: 1, Sayı: 2, 2001, (İstanbul Menkul), s. 86.

¹³⁵ Ergün, s. 31.

¹³⁶ Karan, İstanbul Menkul, ss. 83-94.

Hepşen ve Demirci'nin yaptıkları bir çalışmada, 2004 yılı içerisinde İMKB'de ihmal edilmiş hisse senedi etkisi anomalisinin varlığı araştırılmıştır. Bu çalışmada, ihmal edilme ölçütü olarak işlem hacmi ve firma büyüklüğü kullanılmıştır. İMKB'de işlem hacmi ve firma büyüklüğü açısından ihmal edilmiş hisse senedi etkisine rastlanmamıştır¹³⁷.

2.1.2.3 Fiyat/Kazanç Oranı Etkisi

Fiyat/Kazanç (F/K) oranı yaklaşımı, hisse senedinin gerçek değerini saptamaya yönelik değerlendirme yöntemlerinden biridir. F/K oranı, hisse senedi piyasa fiyatı ile hisse başına elde edilen kazanç arasındaki ilişkiyi belirtir¹³⁸:

$$\text{Fiyat/Kazanç Oranı} = \text{Piyasa Fiyatı/Hisse Başına Net Kâr}$$

F/K oranı, hisse başına her “1” birimlik kazanç için yatırımcıların ödemeye razı oldukları fiyatı gösterir¹³⁹. Bu oran, hisse senedine ödenen bedelin hisse başına kazancın kaç katı olduğunu göstermektedir. Özellikle büyüme potansiyeli yüksek, geleceği iyi görünen işletmelerin hisse başına düşen kârına, yatırımcılar daha fazla ödeme yapar ve böylece fiyat kazanç oranı yüksek olur¹⁴⁰.

Banka ve aracı kurumlardaki piyasa analistleri ve yatırımcılar, F/K oranını şirketlerin ve endüstri kollarının potansiyel kârlılıklarını karşılaştırmak için kullanmaktadırlar. Türkiye’de F/K oranı, aracı kurumların ve bankaların yaygın olarak kullandığı değerlendirme yöntemidir¹⁴¹.

¹³⁷ Ali Hepşen ve Ebru Demirci, “İhmal Edilmiş Hisse Senedi Anomalisi”, **11’nci Ulusal Finans Sempozyumu**, Zonguldak Kara Elmas Üniversitesi, 20-22 Ekim 2007, http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2013913, (25.09.2012).

¹³⁸ Öztin Akgüç, **Finansal Yönetim**, Avcıol Basım Yayın, 1989, s. 67.

¹³⁹ Mukadder Horasan, “Fiyat/Kazanç Oranının Hisse Senedi Getirilerine Etkisi: İMKB 30 Endeksi Üzerine Bir Uygulama”, **Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi**, Cilt:23, Sayı:1, 2009, s. 182.

¹⁴⁰ Ali Ceylan ve Turhan Korkmaz, **Sermaye Piyasası ve Menkul Değer Analizi**, Ekin Kitapevi, Bursa, 2000 s. 156.

¹⁴¹ M. Vatansever, **Hisse Senedi Değerlemesi ve Türkiye’den Bir Örnek**, (Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi), İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, 1994, s. 79’dan aktaran Başaran Öztürk, “Fiyat Kazanç Oranını Etkileyen Değişkenler Üzerine İMKB’de Ampirik bir Uygulama”, **Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi**, Sayı:23, 2007/2, s. 276.

Fiyat/Kazanç oranı etkisi ise düşük F/K oranlı hisse senetlerinin yüksek F/K oranlı hisse senetlerine göre daha fazla getiri sağlaması olarak adlandırılmaktadır.

Basu (1977), hisse senedi getirileri ile F/K oranı arasındaki ilişkiyi araştırmıştır. Bu çalışma sonunda, Nisan 1957 ve Mart 1971 tarihleri süresince, düşük F/K oranına sahip portföylerin, yüksek oranlılara göre daha fazla getiri sağlandığını ifade edilmiştir. Ayrıca, Basu, söz konusu 14 yıllık dönemde etkin piyasa hipotezinin geçerli olmadığını vurgulamıştır¹⁴².

Reinganum (1981), bir çalışmada firma büyüklüğü etkisinin, fiyat/kazanç oranı etkisini kapsamadığını ifade etmiştir¹⁴³.

Basu (1983), 1963–1980 yılları arasındaki NYSE hisse senetlerinde F/K oranı, firma büyüklüğü ve getiri ilişkisini araştırmıştır. Çalışma sonucunda, düşük F/K oranına sahip olan firmalara ait hisse senetlerinden, yüksek F/K oranına sahip firma hisse senetlerine göre daha yüksek getiri elde edilmiş ve firma büyüklüğü kontrol altında tutulduğunda da sonuçlar tutarlı olmuştur. Ayrıca, küçük NYSE firmaları büyük NYSE firmalarına göre daha fazla getiri sağlamışlardır. Ancak, getiriler, risk ve F/K oranına göre kontrol altına alındıklarında bu etki ortadan kalkmıştır¹⁴⁴.

Erdoğan ve Elmas (2010), 10 Eylül ile 5 Kasım 2009 tarihleri arasında İstanbul, Ankara, İzmir, Bursa, Antalya ve Erzurum'daki 410 bireysel yatırımcı üzerinde bazı anomaliler hakkında anket çalışması yapmışlardır. Ankete katılan yatırımcıların %62,4'ü hisse senetlerinin getirisinin F/K oranından etkilendiğini düşünürken, %8,6'sı bu düşüncede olmadıklarını, %29'u ise kararsız olduklarını ifade etmişlerdir¹⁴⁵.

¹⁴² Sanjoy Basu, "Investment Performance of Common Stocks in Relation to Their Price-Earnings Ratios: A Test of The Efficient Market Hypothesis", **Journal of Finance**, Vol. 32, No. 3, 1977, pp. 663-682.

¹⁴³ Marc R. Reinganum, "Misspecification of Capital Asset Pricing: Empirical Anomalies Based on Earnings Yields and Market Values", **Journal of Financial Economics**, Vol. 9, 1981, pp. 19-46.

¹⁴⁴ Canbaş, Kandır ve Erişmiş, s. 3.

¹⁴⁵ Muammer Erdoğan ve Bekir Elmas, "Hisse Senedi Piyasalarında Görülen Anomaliler ve Bireysel Yatırımcı Üzerine Bir Araştırma", **Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi**, Cilt:14, Sayı:2, 2010, ss. 1-22.

2.1.2.4 Piyasa Değeri/Defter Değeri Etkisi

Herhangi bir hisse senedinin defter değeri, özsermayenin piyasadaki toplam hisse senedi sayısına bölünmesi yoluyla bulunur¹⁴⁶. İşletmelerin hisse senedi bazında piyasa değeri ile defter değeri genellikle farklıdır, bunun nedeni defter değerinin muhasebe dışı faktörleri göz önüne almamasıdır¹⁴⁷.

Hisse senedinin gerçek değerini saptamaya yönelik değerlendirme yöntemlerinden bir diğeri de Piyasa Değeri/Defter Değeri (PD/DD) oranı yaklaşımıdır. Bu oran, firmanın hisse senedi fiyatının hisse başına defter değerine bölünmesi ile elde edilmektedir, söz konusu defter değeri firmanın özsermaye değeridir¹⁴⁸.

Piyasa Değeri/Defter Değeri (PD/DD) oranı = Piyasa Fiyatı/Hisse Başına Defter Değeri

Piyasa Değeri/Defter Değeri (PD/DD) etkisi ise düşük PD/DD oranına sahip firmaların hisse senetlerinin yüksek PD/DD oranına sahip firmaların hisse senetlerinden daha fazla getiri sağladıkları durumdur.

PD/DD etkisi ile ilgili ilk bulgular Fama ve French (1992,1995) tarafından ortaya konmuştur¹⁴⁹.

Fama ve French (1998), 13 gelişmiş piyasanın 12 tanesinde, 1975 ve 1995 yılları arasındaki değerli hisse senetlerinden oluşan global portföylerin büyüyen hisse senetlerinden oluşan portföylerine göre ortalama olarak yıllık % 7,68 oranında daha yüksek getiri sağladıklarını gösterdiler. Düşük PD/DD oranına sahip firmaların hisse senetlerinin yüksek PD/DD oranına sahip firmaların hisse senetlerinden daha fazla getiri elde edildiğini belirtmişlerdir¹⁵⁰.

¹⁴⁶ Süleyman Yükçü ve diğerleri, **Finansal Yönetim**, Vizyon Yayınları, İzmir, 1999, s. 1025.

¹⁴⁷ Yükçü ve diğerleri, s. 1035.

¹⁴⁸ Taner ve Kayalidere, s. 8.

¹⁴⁹ Eugene F. Fama ve Kenneth French, “Cross-Section of Expected Stock Returns”, **The Journal of Finance**, Vol. 47, No. 2, June 1992, pp. 427-465.

Eugene F. Fama ve Kenneth French, “Size and Book to Market Factors in Earnings and Returns”, **The Journal of Finance**, Vol. 50, No. 1, March 1995, pp. 131-155.

¹⁵⁰ Eugene F. Fama ve Kenneth French, “Value Versus Growth: The International Evidence”, **The Journal of Finance**, Vol. 53, No. 6, 1998, pp. 1975-1979.

Yıldırım 1997'deki çalışmasında 1990 ve 2002 yılları arasında İMKB'de firma büyüklüğü ve PD/DD etkilerinin mevcut olup olmadığını araştırmışlar ve çalışma sonunda, bu etkilerin var olduğunu belirtmişlerdir. Ayrıca, firmaya özgü özelliklerin örneğin, firma büyüklüğü, PD/DD ve kazanç/öz sermaye oranlarının borsanın yükseldiği yıllarda hisse senetleri getiri farklarını açıklamakta faydalı olduğunu ancak bu ilişkinin borsanın düştüğü yıllarda koptuğunu vurgulamışlardır. Diğer bir ifadeyle, firmaya özgü özellikler ve riskler iyi dönemlerde getirilerin belirlenmesinde daha etkin rol oynamaktadır¹⁵¹.

Demirkan (2009) bir çalışmasında, NYSE ve AMEX'in 1976 ve 1997 yılları arasındaki verileri kullanarak yatırımcıların görüş farklılıkları ile PD/DD etkisi arasındaki ilişkiyi test etmiş ve görüş farklılıkları ölçüsünün bu etkinin var olmasında katkısı olduğunu belirtmiştir¹⁵².

Erdoğan ve Elmas (2010), 10 Eylül ve 5 Kasım 2009 tarihleri arasında İstanbul, Ankara, İzmir, Bursa, Antalya ve Erzurum'daki 410 bireysel yatırımcı üzerinde bazı anomaliler hakkında anket çalışması yapmışlardır. Söz konusu bireysel yatırımcıların %54,5'i küçük PD/DD oranına sahip firma hisse senetlerinin yüksek PD/DD oranlı firma hisselerinden daha yüksek getiri sağladığı düşüncesine sahip olduklarını, ancak katılımcıların %45,5'i bu düşüncede olmadıklarını veya kararsız olduklarını belirtmişlerdir¹⁵³.

2.1.2.5 Aşırı Tepki Anomalisi

Uzun süre aynı yöne işaret eden devamlı ve tutarlı bilgilere hisse senedi fiyatlarının aşırı tepki göstermesi aşırı reaksiyon anomalisi olarak adlandırılmıştır. Hisse senedi piyasasında, uzun süre iyi haberler kaydeden menkul kıymetler aşırı fiyatlandırılma eğilimi taşımakta ve daha sonra düşük ortalama getirilere sahip

¹⁵¹ Nuri Yıldırım, "Firma Büyüklüğü ve Defter Değeri-Piyasa Değeri Etkileri: İMKB Örneği", **İMKB Dergisi**, Cilt:8, Sayı:31, 1997, ss. 12-13.

¹⁵² Sebahattin Demirkan, "Volume, Opinion Divergence and Book-to-Market Anomaly", 1 Haziran 2009, http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=930663, (05.06.2010).

¹⁵³ Erdoğan ve Elmas, s. 19.

olmaktadır. İyi performansla sahip menkul kıymetler, aşırı yüksek değerlendirilmekte ve bu değerlemeler uzun dönemde ortalamaya geri dönmektedir¹⁵⁴.

Hisse senedi fiyatlarındaki ortalamaya dönme eğilimi olarak tanımlanan aşırı tepki, birbirini izleyen birçok iyi haberden sonra oluşan ortalama getirinin, yine ardışık meydana gelen kötü haberlerin ardından oluşan getiriden daha düşük bir getirinin ortaya çıkması durumudur¹⁵⁵.

Aşırı tepki hipotezi çerçevesindeki yatırım stratejisi, önceki dönemde kaybettiren hisse senetlerini satın almak, kazandıran hisse senetlerini satmak şeklindedir. Böylece piyasanın ortalamasının üstünde getiri sağlanabilecektir. Geçmiş fiyat hareketleri ile aşırı getiri sağlanabileceğini belirten aşırı tepki hipotezi, etkin piyasa hipotezinden sapma olarak ifade edilebilir¹⁵⁶.

De Bondt ve Thaler, yatırımcıların çok iyi ya da çok kötü haberlere (özellikle kâr ilanlarıyla ilgili) aşırı tepki vermekte (olması gerektiğinden çok yüksek ya da çok düşük olarak değerlendirmekte) olduklarını ve bu aşırı tepkiyi ise çok uzun (3 ya da 5 yıl gibi) bir sürede düzelttiklerini ifade etmektedirler. Gözlenen anomaliyi de “aşırı tepki hipotezi” olarak adlandırmışlardır.¹⁵⁷

Eğer hisse senedi fiyatları sistematik olarak aşırıya kaçıyorsa; bunların geriye dönüşleri, kazanç gibi hiçbir muhasebe verisini kullanmadan, yalnız geçmiş getiriler göz önüne alınarak öngörülebilir. Özellikle iki hipotez önerilmektedir ve söz konusu hipotezlerin her ikisi de zayıf formda etkinliği bozma anlamına gelmektedir¹⁵⁸:

1. Hisse senedi fiyatlarındaki aşırı hareketler, daha sonraki ters yönlü fiyat hareketlerini takip eder.

¹⁵⁴ Osman Barak, **Hisse Senedi Piyasalarında Anomaliler ve Bunları Açıklamak Üzere Geliştirilen Davranışsal Finans Modelleri-İMKB'de Bir Uygulama**-, (Yayınlanmamış Doktora Tezi), Gazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ankara, 2006, (Hisse Senedi), s. 158.

¹⁵⁵ Osman Barak, “İMKB'de Aşırı Reaksiyon Anomalisi Ve Davranışsal Finans Modelleri Kapsamında Değerlendirilmesi”, **Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, Cilt:10, Sayı:1, 2008, s. 210.

¹⁵⁶ Şerafettin Sevim, Birol Yıldız ve Soner Akkoç, “Aşırı Tepki Verme Hipotezi ve İMKB Üzerine Ampirik Bir Çalışma”, **İMKB Dergisi**, Cilt:9, Sayı:35, s. 25.

¹⁵⁷ Werner De Bondt ve Richard Thaler, “Does the Stock Market Overreact?”, **The Journal of Finance**, Vol. 40, No. 3, Temmuz 1985, (Overreact) pp. 793-805.

Werner De Bondt ve Richard Thaler, “Further Evidence On Investor Overreaction and Stock Market Seasonality”, **The Journal of Finance**, Vol. 42, No. 3, 1987, (Further Evidence), pp. 557-581.

¹⁵⁸ De Bondt ve Thaler, Overreact, s. 795.

2. Baştaki fiyat hareketi ne kadar aşırı olursa, daha sonraki ayarlama o kadar büyük olur.

De Bondt ve Thaler (1985), New York Borsası’nda Ocak 1933–Aralık 1980 dönemindeki hisse senetlerini getirilerine göre sıralamış ve 3–5 yıllık portföy döneminde en çok kaybettiren ilk 35 hisse senetlerine “kaybettirenler”, en çok kazandıran 35 hisse senedine “kazandıranlar” olarak belirtmişlerdir. Ayrıca, önceki dönem getirilerine göre oluşturulan portföylerin sonraki dönemdeki getiri davranışları gözlemlenmiştir. Çalışma sonucunda, incelenen dönemde kaybettirenlerin kazandıranlardan daha iyi performans gösterdiği vurgulanmıştır¹⁵⁹.

De Bondt ve Thaler (1987) başka bir çalışmalarında, kaybettirenlerin anormal getirilerinin, uzun ya da kısa portföy oluşturma dönemlerindeki getiriyle ters orantılı olduğunu ve bunun en çok Ocak ayında ortaya çıktığını vurgulamışlardır. Çalışmada 1926 ve 1982 yılları arasındaki NYSE hisse senedi aylık getirilerini kullanmışlardır. Aşırı tepki hipotezinin öncelikle bir büyüklük etkisi olmadığını ve küçük firma etkisi düzeltildiğinde de yatırımcıların uzun dönemde aşırı tepki verdiklerini ifade etmişlerdir¹⁶⁰.

Barak ve Demireli (2006), Ocak 1992 ve Aralık 2004 tarihleri arasında aşırı reaksiyon anomalisinin İMKB’de var olup olmadığı araştırmışlardır. Bu çalışmada İMKB’nin fiyat davranışını hipotez testleri ile ampirik olarak analiz etmişlerdir. Ayrıca 5 yıllık kazanan/kaybettiren portföyleri oluşturmuş ve bu portföylerin takip eden 5 yıldaki performanslarını gözlemlemişlerdir. Çalışma sonucunda, İMKB’de aşırı reaksiyon anomalisinin geçerli olduğunu belirtmişlerdir¹⁶¹.

Yücel ve Taşkın (2007), Aralık 1991–Aralık 2005 dönemindeki aylık verileri kullanarak yaptıkları çalışmada, tüm portföy oluşturma ve takip dönemleri için aşırı tepki hipotezini destekler yönde fiyat dönüşümlerinin varlığını saptamış ve İMKB’nin zayıf formda etkin olmadığı sonucuna varmışlardır. Ayrıca, 1, 2 ve 3 yıllık portföy

¹⁵⁹ De Bondt ve Thaler, *Overreact*, pp. 793-805.

¹⁶⁰ De Bondt ve Thaler, *Further Evidence*, pp. 557-581.

¹⁶¹ Osman Barak ve Erhan Demireli, “İMKB’de Gözlemlenen Fiyat Anomalilerinin Davranışsal Finans Modelleri Kapsamında Değerlendirilmesi”, **10. Ulusal Finans Sempozyumu**, Dokuz Eylül Üniversitesi İİBF, Selçuk-İzmir, 01–04 Kasım 2006, ss. 1-39.

oluřturma ve takip dönemleri içinde arbitraj portföyünün, zıtlık stratejileri kullanılarak önemli kâr sağlanabileceęi bulunmuş ve 3 yıllık analiz dışında, kazanan portföyün getirilerinin mutlak değeri, kaybeden portföyün getirilerinden yüksek çıktığı belirtilmiştir. Bu durumun De Bont ve Thaler'in bulgularının tersi bir durum olduęu sonucuna varılmıştır¹⁶².

Erdoğan ve Elmas (2010), 10 Eylül ve 5 Kasım 2009 tarihleri arasında İstanbul, Ankara, İzmir, Bursa, Antalya ve Erzurum'daki 410 bireysel yatırımcı üzerinde bazı anomaliler hakkında anket çalışması yapmışlardır. Anket sonucunda, yatırımcıların %53,3'ü kısa vadeli yatırımlarda kazanan hisseleri alma ve kaybedenleri satma yönlü bir yatırım stratejisi izlemekle yüksek getiri elde edilebileceęi düşüncesinde iken, %37,3'ü bu konuda kararsız kalmıştır. Söz konusu yatırımcıların %72,7'si orta ve uzun vadede kaybeden hisseleri alma ve kazananları satma şeklinde ters yönlü bir işlem stratejisi ile normalüstü getiriler elde edilebileceğini düşünmektedir¹⁶³.

2.1.2.6 Yetersiz Tepki Anomalisi

"Yetersiz (Eksik) Tepki Hipotezi", yatırımcıların, hisse senetleri fiyatları ile ilgili bazı bilgi veya haberlere, 1–12 aylık dönemde, yetersiz ilgi gösterdiğini ortaya koymaktadır. Bu durumda, yeni haberler, fiyatlara yavaş etki ederek olumlu bir otokorelasyon oluşturmaktadırlar¹⁶⁴. Yetersiz tepki ile ilgili çalışmalarda, kazanç açıklamaları türünden haberlere hisse senedi fiyatlarının yetersiz tepki gösterdiğini belirtilmektedir¹⁶⁵.

Özel bilgiye veya analiz yeteneęine sahip olduęu düşünölen bir grup yatırımcının alımlarının (satımları) ardından, sonraki dönemlerde pozitif (negatif) ortalama üstü getiriler gözlemleniyorsa, bu durum o grubun işlemleriyle piyasaya yansıyan özel bilgiye yetersiz tepki gösterildiğini göstermektedir¹⁶⁶.

¹⁶² Erdoğan ve Elmas, s. 10.

¹⁶³ Erdoğan ve Elmas, s. 19.

¹⁶⁴ Barak ve Demireli, s. 3.

¹⁶⁵ Barak, Hisse Senedi, s. 152.

¹⁶⁶ Barak, Hisse Senedi, s. 152.

Jegadeesh ve Titman, 1965–1989 yılları arasındaki 6 aylık dönemlerde hisse senetlerinin getirilerinde pozitif otokorelasyon olduğunu belirtmişlerdir. Bu çalışmada, kazandıran ve kaybettiren portföy arasındaki getiri farkı %12.01 olduğu belirtilmiştir. Hisse senetlerini son 6–12 aylık getirilerine göre sıralandığında, kazandıranların gelecek 6–12 aylık dönemde kazandığını ve kaybettirenlerin ise gelecek 6–12 aylık dönemde de kaybettirdiğini ifade etmişlerdir. Burada hisse senedine verilen geç tepki yetersiz tepki olarak adlandırılmaktadır¹⁶⁷.

¹⁶⁷ Narasimhan Jegadeesh ve Sheridan Titman, “Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency”, **The Journal of Finance**, Vol. 48, No. 1, March 1993, pp. 65-91.

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

İMKB’DE HAFTANIN GÜNÜ VE YILIN AYI ETKİSİNİN ANALİZİ

Çalışmanın bu bölümünde, İMKB’de haftanın günü ve yılın ayı etkisinin mevcut olup olmadığı araştırılmıştır. Eğer bir hisse senedi piyasasında haftanın günü etkisi var ise söz konusu piyasa zayıf formda etkin değildir. Haftanın günlerine ait getirilerde istatistiki bakımdan anlamlı bir farklılığın saptanması, o piyasada dönerselliğin var olduğunun bir kanıtıdır. Dolayısıyla bir piyasada haftanın günü etkisine rastlanılmış ise bu piyasa, fiyat değişimlerinin tamamen rassal ve birbirinden bağımsız olduğunu ileri süren zayıf etkin piyasa hipotezine ters düşmektedir. Aynı durum yılın ayı etkisi için de geçerlidir. Bu çalışmanın amacı, İMKB’de sözü edilen anomalilerin var olup olmadığını araştırarak İMKB’nin zayıf formda etkinliğinin bir başka açıdan incelenmesidir.

Öncelikle söz konusu anomalilere ilişkin daha önce yapılmış çalışmalara yer verilmiştir. Daha sonra, bu anomalilerin varlığı ayrı başlıklar halinde incelenecektir.

3.1 HAFTANIN GÜNÜ ETKİSİ İLE İLGİLİ ÇALIŞMALAR

Yapılan birçok çalışmada, hisse senedi piyasasında haftanın belirli gün ya da günlerinde diğer günlere göre sürekli ve belirgin olarak daha düşük ya da yüksek getiri sağlandığı gözlemlenmiştir.

Cross (1973), Standard and Poor’s Endeksinde 1953–1970 yılları arasında, haftanın tüm günlerini ortalama getirileri açısından inceleyerek, hisse senedi getirilerinin Pazartesi günleri negatif, Cuma günleri ise pozitif olduğunu belirtmiştir. Bu çalışmada, endeks ortalama, Cuma günlerinin %62’sinde yükselirken, Pazartesi günleri sadece %39,5’inde yükselmiş ve Cuma günlerinin ortalama getirisi %0,12 iken, Pazartesi günlerinin ortalama getirisi %-0,18 olarak bulunmuştur¹⁶⁸.

French (1980), 1953–1977 yılları arasındaki Standard and Poor’s Bileşik Endeksi günlük getirilerini beş döneme ayırıp takvim zamanı ve işlem zamanı modellerini kullanarak haftanın günü etkisini araştırmıştır. Bu çalışma sonucunda, Pazartesi gününe

¹⁶⁸ Barak, Hisse Senedi, s. 127.

ait ortalama getiriler söz konusu tüm dönemlerde anlamlı derecede negatif iken, haftanın diğer dört gününe ait ortalama getirilerin pozitif olduğunu belirtmiştir¹⁶⁹.

Gibbons ve Hess (1981), hisse senedi getirilerinde haftanın günü etkisinin var olduğunu ve bunun firma büyüklüğü ile de ilgili olduğunu belirtmişlerdir. Ayrıca haftanın günü etkisini Hazine bonosu getirilerini kullanarak araştırmış ve Pazartesi günkü getirilerin haftanın diğer günlerinden daha düşük olduğunu saptamışlardır¹⁷⁰.

Rogalski (1984), Pazartesi günlerinin sürekli negatif getiri sağlamasına ilişkin anomalileri, haftanın günü etkisi-pazartesi etkisi olarak adlandırmış ve zamanlamasının belirlenmesi ve bu etkinin daha iyi kavranabilmesi için getirileri, Cuma kapanıştan Pazartesi açılışa -hafta sonu getirileri- ve Pazartesi açılıştan Pazartesi kapanışa -işlem zamanı getirileri- iki grup olarak incelemiştir. Her iki getiri grubunun karşılaştırılması sonucunda, işlem zamanı getirilerinin pozitif olduğu ve diğer günlerden farklı olmadığı, hafta sonu getirilerin ise negatif ve diğer günlerden istatistiki olarak farklı olduğu ifade edilmiştir. Ayrıca, Pazartesi negatif getirilerin hafta sonlarında oluştuğu belirtilmiştir¹⁷¹.

Theobald ve Price (1984), Londra Menkul Kıymetler Borsası'nda 1975–1981 yılları arasında haftanın günü etkisini araştırmış ve Pazartesi günlerine ait ortalama getirilerin negatif olduğunu, bunun da kısmi olarak takas sistemiyle açıklanabileceğini ifade etmişlerdir¹⁷².

Jaffe ve Westerfield (1985), ABD, Japonya, Kanada, İngiltere ve Avustralya'nın çeşitli endekslerinde haftanın günü etkisini incelemişler ve ABD (1962–1983), İngiltere (1950–1983) ve Kanada'da (1976–1983) en düşük getiri sağlayan günün Pazartesi, Avustralya (1973–1983) ve Japonya'da (1970–1983) Salı günü olduğunu belirtmişlerdir. Ayrıca, çalışmada haftanın en yüksek getiri sağlayan günü haftanın son işlem günü olan Cuma günü olduğu saptanmıştır¹⁷³. Söz konusu çalışmada, Avustralya ve İngiltere borsalarında diğer ülke borsalarına göre daha yüksek standart sapma gözlemlenmiştir.

¹⁶⁹ French, pp. 55-69.

¹⁷⁰ Barak, Hisse Senedi, s. 127.

¹⁷¹ Barak, Hisse Senedi, ss. 127-128.

¹⁷² Nuray Ergül, Veli Akel ve Sezai Dumanoglu, "İMKB'de Günlük Anomaliler", **Marmara Üniversitesi İİBF Dergisi**, Cilt: 25, Sayı: 2, 2008, ss. 601-629.

¹⁷³ Japonya için en yüksek getiri sağlayan gün Cumartesi günüdür.

Çalışmanın sonucunda, haftanın günlerine ait getirilerin eşitliği hipotezi de tüm ülkeler için %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir¹⁷⁴.

Smirlock ve Starks (1986), 1963–1983 yılları arasındaki Dow Jones Industrial Average (DJIA)’in saatlik getirilerini incelemişlerdir. Çalışmada farklı dönemlerde incelenen haftanın günü etkisinin zamana bağlı olarak değiştiğini vurgulamışlardır. Smirlock ve Starks, 1974–1983 yılları arasında çalışma sonucunun Rogalski (1984)’nin sonuçlarıyla uyuşmakta olduğunu belirtmektedirler. Ayrıca, Pazartesi negatif getirilerin hafta sonu etkisinden kaynaklandığını ve 1974 öncesi dönemde, hafta sonu etkisinin tamamen Pazartesi işlem saatlerinde gerçekleştiğini ifade etmişlerdir¹⁷⁵.

Condoyanni, O’Hanlon ve Ward (1987), Sidney, Toronto, Londra, Tokyo, Paris, Singapur ve Amerikan borsalarının getirilerini incelemişlerdir. Çalışma sonunda, günlerin getirilerinin eşit olmadığını saptamışlardır. Kanada’da Pazartesi günlerinin getirisinin negatif, Fransa, Avustralya, Singapur ve Japonya borsalarında ise Salı günlerinin getirisinin negatif ve sıfırdan farklı olduğunu ifade etmişlerdir¹⁷⁶.

Lakonishok ve Smidt (1988), 1897–1986 yılları arasındaki Dow Jones Sanayi Endeksinin 90 yıllık dönemine ait getiri davranışlarını iki döneme ayırarak incelemiş, hem alt dönemlerde hem de tüm dönemde haftanın ilk işlem günü olan Pazartesi günlerinin sistematik olarak negatif getiri sağladığını ifade etmişlerdir. Ayrıca bu çalışmada, haftanın son işlem günü olan Cuma (Cumartesi¹⁷⁷) gününün, sürekli pozitif ve en yüksek getiriyi sağlayan gün olduğu saptanmıştır. Söz konusu çalışmada, günlere ait standart sapmalar (oyunaklık-volatilite) hesaplanmış ve standart sapması en yüksek gün Pazartesi, en düşük gün Cuma olarak saptanmıştır¹⁷⁸.

Barone (1989), 2 Ocak 1975 ve 22 Ağustos 1989 tarihleri arasında Milano Borsası için yaptığı çalışmada, kukla değişkenleri kullanarak günlere ait katsayıların

¹⁷⁴ Jeffrey Jaffe ve Randolph Westerfield, “The Weekend Effect in Common Stock Returns: The International Evidence.”, *Journal of Finance*, Vol. 40, No. 2, 1985, pp. 433-454.

¹⁷⁵ Michael Smirlock ve Laura Starks, “Day of the Week and Intra Day Effects in Stock Returns”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 17, 1986, pp. 197-210.

¹⁷⁶ Duygu Öztin, **Dünya Borsalarında Gözlemlenen Dönemsel Anomaliler ve 1996–2006 Dönemi İçin İMKB’de Dönemsel Anomalilerin İncelenmesi**, (Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi), İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul, 2007, s. 26.

¹⁷⁷ 1897 yılından 1952 yılına kadar haftanın son işlem günü Cumartesi’dir.

¹⁷⁸ Özmen, ss. 20-21.

eşitliliği hipotezi ile haftanın günü etkisini araştırmıştır. Bu çalışma sonucunda, Pazartesi ortalama değişim oranlarının diğer günlerden anlamlı derecede farklı olduğunu belirtmiş ve söz konusu hipotezi reddetmiştir. Ayrıca Pazartesi ve Salı gününe ait ortalama değişim oranlarını negatif ve Cuma günlerininkini ise pozitif olarak saptamıştır¹⁷⁹.

Jaffe ve Westerfield (1989), ABD, Avustralya, İngiltere, Japonya ve Kanada borsalarında 1951–1986 dönemindeki aylık verileri kullanarak yaptıkları bir diğer araştırmada, piyasanın bir önceki hafta düşmüş olması durumunda Pazartesi günlerinin de düşüş göstereceği veya önceki hafta ortalamanın üzerinde bir getiri sağlaması durumunda Pazartesi günlerinin de yüksek getiriler sağlayacağını saptamışlardır¹⁸⁰.

Lakonishok ve Maberly (1990), kurumsal yatırımcıların işlem günleri içerisinde en az işlemi Pazartesi günü yaptıklarını ifade etmişlerdir. Ayrıca, bireysel yatırımcıların en fazla işlemi Pazartesi günü gerçekleştirdiklerini ve bireysel yatırımcıların Pazartesi günü alma eğiliminden daha çok satma eğiliminde olduklarını belirtmişlerdir¹⁸¹.

Chang, Pinegar ve Ravichandran (1993), 1 Ocak 1986 ve 30 Nisan 1992 tarihleri arasındaki Avrupa'dan 13, Amerika kıtasından 3, Asya-Pasifik'ten 6 ve Afrika'dan 1 ülkenin endekslerinin getirilerini incelemiş ve otokorelasyon, örnek büyüklüğü ve hata terimleri gibi bazı istatistiki düzeltmelerden sonra haftanın günü etkisinin giderek kaybolduğunu saptamışlardır¹⁸².

Agrawal ve Tandon (1994), 1971–1987 yılları arasındaki farklı dönemlerde 19 ülkenin borsa endekslerinin ortalama günlük getirilerini haftanın günü etkisine ilişkin olarak incelemişlerdir. F-testi sonuçlarına göre, ülkelerin tamamında %5 ve daha iyi önem derecesinde haftanın günlerine ait getirilerin eşitliği hipotezi reddedilmiştir. Bu çalışmada, hemen hemen tüm ülkelerde, yüksek ve istatistiksel olarak anlamlı pozitif getirinin Cuma günü gerçekleştiği, ayrıca Fransa ve Danimarka'da Cuma günü gerçekleşen yüksek getiriye ek olarak Çarşamba günü en yüksek getiri sağlandığı belirtilmiştir. Ayrıca, 14 ülkede Pazartesi günleri negatif getiri saptanmıştır, bu ülkelerin

¹⁷⁹ Barone, pp. 8-9.

¹⁸⁰ Ergün, ss. 23-24.

¹⁸¹ Ergül, Dumanoglu ve Akel, s. 603.

¹⁸² Öztin, s. 26.

ise 8'inde Pazartesi getirileri çeşitli önem seviyelerinde anlamlı bulunmuştur. Salı günlerinde ise 12 ülkede negatif getiri sağlanırken bunlardan 8'i istatistiksel olarak anlamlıdır ve Salı günlerindeki getiriler 8 ülkede Pazartesi günlerine göre daha düşüktür. Sonuçta, çalışmada çeşitli ülkelerde güçlü bir negatif Salı günü etkisi görülmektedir¹⁸³.

Abraham ve Ikenberry (1994), New York Borsası'nda hisse senetlerinin, Cuma günkü getirilerin pozitif olması durumunda, Pazartesi pozitif getiri sağlama olasılığının %56,4 ve Cuma günü ortalama getirilerin negatif olması durumunda bunu izleyen Pazartesi getirilerinin negatif olma olasılığının %77,3 olduğunu saptamışlardır. Hisse senedi getirileri Cuma günü pozitif ise Pazartesi de pozitif yönde oluşmakta, Cuma günü getiriler negatif ise Pazartesi de büyük olasılıkla negatif getiri sağlamaktadır¹⁸⁴.

Athanassakos ve Robinson (1994), Toronto Borsası'nda 1985–1989 dönemine ait verileri inceleyerek haftanın günü etkisinin Salı günü oluştuğunu saptamışlardır. Bu çalışma sonucunda, Kanada'da güçlü bir negatif Salı etkisinin var olduğunu ifade etmişlerdir¹⁸⁵.

Schwert (2002), 1885–1927 dönemi için Dow Jones Endeks verilerini, 1928–2002 dönemi için ise Standard and Poor's Bileşik Endeksi verilerini kullanarak hafta sonu etkisini araştırmıştır. Çalışma sonucunda, bu etkinin giderek kaybolduğunu ifade etmiştir¹⁸⁶.

Basher ve Sadorsky (2006) bir çalışmalarında, 1992–2003 yılları arasında şartlı ve şartlı olmayan beş farklı tahmin modeli geliştirerek, 21 gelişmekte olan ülkenin hisse senetlerinin günlük getirilerini kullanmış ve haftanın günü etkisinin geçerli olup olmadığını araştırmışlardır. Çalışma sonucunda, söz konusu 21 ülkenin büyük bir kısmı için haftanın günü etkisinin geçerli olmadığını ve bazı gelişmekte olan ülkeler için piyasa riski hesaba katıldıktan sonra bile haftanın günü etkisinin görüldüğünü ifade etmişlerdir¹⁸⁷.

¹⁸³ Agrawal ve Tandon, pp. 83-106.

¹⁸⁴ Barak, Hisse Senedi ss. 130-131.

¹⁸⁵ Barak, Hisse Senedi, s. 131.

¹⁸⁶ G. William Schwert, "Anomalies and Market Efficiency", **Simon School of Business Working Paper**, 2002, pp. 1-52.

¹⁸⁷ Ergül, Dumanoglu ve Akel, s. 604.

Haftanın günü etkisine ilişkin Türkiye’de de yapılmış birçok çalışma bulunmaktadır. Bu çalışmalardan biri Muradoğlu ve Oktay’ın 1993 yılında yaptıkları çalışmadır. Söz konusu çalışmada, 4 Ocak 1988 ve 31 Aralık 1992 tarihleri arasında İMKB 100 Endeksinin 5 yıllık dönemdeki günlük getirileri kullanılarak İMKB’de çeşitli takvim anomalileri araştırılmıştır. Çalışma sonucunda, İMKB’de Salı günleri negatif, Cuma günleri ise pozitif getirilerin gerçekleştiğini saptamışlardır. Ayrıca, takas süresinin 1 gün olduğu dönemde, takas süresinin haftanın günü üzerine etkisinin bulunduğunu, fakat takas süresinin 2 gün olduğu dönemde istatistiksel bakımdan anlamlı bir haftanın günü etkisinin olmadığını ifade etmişlerdir¹⁸⁸.

Balaban yaptığı çalışmalarda, Ocak 1988–Ağustos 1994 dönemindeki İMKB 100 Endeksinin günlük getirilerini kullanarak, İMKB’de haftanın günü etkisinin olup olmadığını araştırmıştır. Çalışmalar sonucunda, 1988–1994 döneminde, Salı günleri, istatistiksel olarak önemli olmamakla birlikte en düşük ve negatif getirilerin oluştuğunu saptamıştır. Ayrıca, 1989 ve 1993 yılları hariç Salı günleri ortalama getirilerin negatif olduğu gözlenmiştir. Söz konusu dönemde, %1 anlamlılık seviyesinde en yüksek ortalama getirinin Cuma günlerinde gerçekleştiği bulunmuştur. Çalışmalardaki başka bir bulgu ise risk açısından Cuma günlerinin en düşük, Pazartesi günlerinin ise en yüksek oynaklığa sahip olduğu belirtilmiştir¹⁸⁹.

Metin, Muradoğlu ve Yazıcı (1997), 4 Ocak 1988 ve 27 Aralık 1996 tarihleri arasında İMKB’de haftanın günü etkisini araştırmışlardır. Bu çalışma sonucunda, tüm dönem incelenmesinde negatif fakat istatistik bakımdan anlamlı olmayan Pazartesi günü

¹⁸⁸ Tülin Atakan, “İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’nda Haftanın Günü Etkisi ve Ocak Ayı Anomalileri’nin ARCH-GARCH Modelleri ile Test Edilmesi”, **İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi**, Cilt:37, Sayı:2, 2008, s. 101.

¹⁸⁹ Ercan Balaban, “Day of the Week Effects: New Evidence from an Emerging Stock Market”, **The Central Bank of the Republic of Turkey Research Department Discussion Paper**, No:9410, Kasım 1994, pp. 299-315.

Ercan Balaban, “Hisse Senedi Piyasasında Fiyat Ayrılıkları: Gelişen Bir Piyasadan Gün Etkisine Dair Yeni Betimsel Bulgular”, **Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Araştırma Genel Müdürlüğü Tartışma Tebliği**, No:9504, Şubat 1995, ss. 77-104.

Balaban, Some Empirics, pp. 169-196.

Balaban, Informational Efficiency, pp. 39-67.

etkisinin varlığını gözlemişlerdir. Ayrıca, incelenen tüm dönemlerde güçlü ve anlamlı bir Cuma günü etkisinin olduğunu saptamışlardır¹⁹⁰.

Özmen'in 1997 yılındaki çalışmasında, İMKB 100 Endeksinin günlük getirilerini kullanarak 4 Ocak 1988 ve 7 Haziran 1996 tarihleri arasında haftanın günü etkisi araştırılmıştır. Bu çalışmanın sonucunda, tüm dönemde Cuma günleri istatistiksel olarak anlamlı, pozitif ve en yüksek getiri elde edilmiş ve en yüksek getirinin gözlemlendiği ikinci gün Çarşamba günü olmuştur. Ayrıca, Salı günleri istatistiksel açıdan anlamlı olmamakla birlikte negatif getiri sağlanmıştır¹⁹¹.

Bildik (1998), gecelik faiz oranlarında haftanın günü etkisinin varlığını araştırmıştır. Çalışma sonucunda, gecelik faiz oranlarının Çarşamba günleri önemli ölçüde düştüğü ve Pazartesi günleri ise yükseldiği ifade edilmiştir¹⁹².

Bildik (2000), 1 Ocak 1988 ve 15 Ocak 1999 tarihleri arasında İMKB 100 Endeksinin günlük getirilerini kullanarak, İMKB'de haftanın günü etkisini araştırmıştır. Bu çalışmada haftanın en düşük ve negatif getiriye sahip tek günü Salı günleridir ve onu Pazartesi günü izlemektedir. Cuma günleri yüksek ve pozitif getirilerin istatistiksel bakımdan anlamlı olduğu gözlenmiştir. Ayrıca, Cuma günleri riskin en düşük, Pazartesi günleri ise riskin en yüksek olduğu saptanmıştır. Haftanın ikinci yarısındaki (Çarşambadan Cumaya) ortalama getiriler, haftanın birinci yarısındaki (Pazartesiden Salıya) ortalama getirilerden önemli ve farklı derecede yüksek bulunmuştur. Takas süresinin 1 gün olduğu dönemde Cuma günlerinin haftanın en yüksek getirisini sağladığı ve takas süresinin 2 gün olduğu dönemde Perşembe günlerinin en yüksek getiriye sahip olduğu belirtilmiştir¹⁹³.

Demirer ve Karan (2002), 1988–1996 döneminde İMKB'de haftanın günü etkisini analiz etmiş ve Cuma günü yüksek getiriler gözlenmesine rağmen, Pazartesi ve Salı günü etkisine rastlamadıklarını ifade etmişlerdir. Ayrıca, günlük getirilerin en çok bir gün önceki getirilerden etkilendiği ve haftanın başında endeks artarsa o haftanın

¹⁹⁰ Metin, Muradoğlu ve Yazıcı.

¹⁹¹ Özmen, s. 71.

¹⁹² Recep Bildik, "Gecelik Faiz Oranlarında Haftanın Günü Etkisi: Türk Para Piyasasından Örnekler", **İMKB Dergisi**, Cilt:2, Sayı:6, Nisan-Haziran 1998, ss. 49-80.

¹⁹³ Bildik, Hisse Senedi, s. 274.

ortalama getirisinin pozitif, endeks azalırsa o haftanın ortalama getirisinin negatif olduğu vurgulanmıştır. Bu yüzden bu etkiyi “hafta başı etkisi” olarak adlandırmayı tercih ettiklerini belirtmişlerdir¹⁹⁴.

Karan (2002) bir çalışmada, Ocak 1997 ve 13 Nisan 2001 tarihleri arasındaki dönemde sektör endeksleri ve sektör alt endekslerinde haftanın günü ve Ocak ayı etkilerini araştırmıştır. Söz konusu çalışmada, 1997 ve 2001 arasındaki dönemde Cuma günü getirilerinin pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu sonucunu elde etmiştir. Ayrıca, Pazartesi ve Salı günlerine ait getirilerin negatif ve istatistiksel olarak anlamsız olduğunu saptamıştır. Çalışma sonucunda, İMKB’de anlamlı bir hafta sonu etkisinin olmadığını, sektör alt endekslerinde tüm Cuma günlerinin getirileri pozitif ve anlamlı olduğunu ve ele aldığı 15 alt sektör endeksinden 6 tanesinde Cuma günü etkisi ile birlikte güçlü bir Perşembe günü etkisi olduğunu ifade etmiştir¹⁹⁵.

Kıyılar ve Karakaş (2005), İMKB’de 4 Ocak 1988 ve 2 Nisan 2003 tarihleri arasındaki Ulusal 100 Endeksi kapanış verilerini kullanarak haftanın günü etkisini araştırmış ve Perşembe ve Cuma günü diğer günlere göre istatistiksel açıdan anlamlı ve yüksek, Pazartesi günü ise düşük getiri sağlandığını gözlemişlerdir¹⁹⁶.

Öztin (2007), 1 Ocak 1996 ve 31 Aralık 2006 tarihleri arasındaki İMKB 100 Endeksi getirileri ile İMKB’de zamana bağlı (dönemsel) anomalilerin varlığını, parametrik ve parametrik olmayan istatistiki testler kullanarak araştırmıştır. Çalışmada, İMKB’de haftanın günü etkisinin var olduğu tespit edilmiştir. Haftanın günü etkisine ilişkin tahmini regresyon analizi sonucunda, Perşembe ve Cuma günlerine ait getirilerin İMKB 100 Endeksi getirisi üzerinde etkili olduğu ifade edilmiştir¹⁹⁷.

Atakan’ın 2008 yılında yaptığı çalışmada, GARCH modelleri kullanılarak İMKB 100 Endeksinin 3 Temmuz 1987 ve 18 Temmuz 2008 tarihleri arasındaki dönemde haftanın günü etkisinin gözlenip gözlenmediği araştırılmıştır. Söz konusu çalışmada,

¹⁹⁴ Rıza Demirer ve M. Baha Karan, “An Investigation of the Day-of-the-Week Effect on Stock Returns in Turkey”, **Emerging Markets Finance and Trade**, Vol. 38, No. 6, November-December 2002, pp. 47-77.

¹⁹⁵ Ahmet Kamil Tunçel, “Haftanın Günü Etkisi’ne Yeni bir Yaklaşım: İMKB Örneği”, **Trakya Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi**, Cilt:10, Sayı:2, Aralık 2008, (Haftanın Günü Etkisi), ss. 254-255.

¹⁹⁶ Atakan, s. 102.

¹⁹⁷ Öztin, ss. 162-163.

Cuma günü getirilerinin diğer günlere göre ortalamadan yüksek, Pazartesi günü getirilerinin ise düşük olduğu sonucuna varılmıştır¹⁹⁸.

Tunçel (2008), 1 Ocak 2005–31 Aralık 2007 dönemine ait İMKB 100 Endeksinin günlük getirilerinde haftanın günü etkisini araştırmıştır. Söz konusu çalışma sonucunda, portföy getirilerinde haftanın günü etkisinin varlığına dair kanıtlar elde edilmiş, fakat bu dönemde haftanın günlerinde elde edilen getiriler arasında anlamlı bir farklılık bulunamamıştır¹⁹⁹.

Erdoğan ve Elmas (2010), 10 Eylül ve 5 Kasım 2009 tarihleri arasında İstanbul, Ankara, İzmir, Bursa, Antalya ve Erzurum'daki 410 bireysel yatırımcı üzerinde bazı anomaliler hakkında anket çalışması yapmışlardır. Anket sonucunda, söz konusu yatırımcıların %41,2'si hisse senetlerinin Cuma günleri diğer günlere göre daha iyi getiri sağladığı düşüncesinde olmadıklarını söylerken, %40,2'si kararsız kalmış ve %16,6'sı ise bu ifadeye katıldığını belirtmiştir²⁰⁰.

Güneysu ve Yamak (2011), 1990 ve 2010 yılları arasında İMKB100 Endeksi verilerini kullanarak haftanın günü etkisini araştırmışlardır. Ayrıca, krizlerin piyasaları etkileyeceği düşüncesiyle, veri seti 1994, 2001 ve 2007 krizlerini kapsayacak şekilde 4 alt döneme ayrılmıştır. Sonuç olarak, tüm dönemler için yapılan analizde haftanın günü etkisinin varlığı yönünde bulgular elde edilirken 2007 krizi sonrasında piyasada bu etkinin bulunmadığı gözlemlenmiştir²⁰¹.

Farklı dönemlerde ve farklı ülkelerdeki hisse senedi piyasalarında yapılan haftanın günü etkisine ilişkin çalışmalarda görüldüğü üzere, çalışmaların büyük kısmında haftanın günü etkisinin varlığına dair bulgular elde edilmiştir. İncelenen çalışmalardan sadece birkaçı söz konusu etkiye ilişkin anlamlı sonuçlar bulamamıştır. İMKB'de yapılan bu çalışmalar sonucunda, özellikle Cuma gününde istatistiki olarak anlamlı ve pozitif getiriler gözlenmiştir. Ayrıca, son dönemlerde İMKB'de yapılmış

¹⁹⁸ Atakan, ss. 98-110.

¹⁹⁹ Tunçel, Haftanın Günü Etkisi, ss. 246-271.

²⁰⁰ Erdoğan ve Elmas, s. 19.

²⁰¹ Filiz Güneysu ve Nebiye Yamak, "İMKB'de Haftanın Günü Etkisinin Kriz Dönemleri İçin Araştırılması", **Finans Politik & Ekonomik Yorumlar**, Cilt:48, Sayı:560, 2011, ss. 33-44.

ilgili çalışmaların çoğunda hem Perşembe hem de Cuma günlerinde istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif getirilere rastlanmıştır.

3.2 YILIN AYI ETKİSİ İLE İLGİLİ ÇALIŞMALAR

Yapılan çeşitli çalışmalarda özellikle Ocak ayında diğer aylara göre daha fazla getiri elde edildiği sonucuna varılmış ve Ocak ayında hisse senetleri fiyatlarının yılın diğer aylarından farklı hareket etmesi ve yüksek getiri elde edilmesi “Ocak ayı etkisi” olarak ifade edilmiştir.

Ocak ayı etkisine ilişkin ilk çalışma Wachtel (1942) tarafından yapılmıştır. Bu çalışmada, ABD hisse senetleri piyasasında, Ocak aylarında diğer aylara oranla sistematik olarak daha yüksek getiri sağlandığı ve bu getirilerin piyasa değeri düşük olan hisse senetlerinde daha da yüksek olduğu vurgulanmıştır²⁰².

Officer (1975), Avustralya hisse senedi piyasasında Ocak ayı etkisini araştırmış ve Ocak ayında diğer aylara oranla hisse senetlerinin daha yüksek getiri sağladığı sonucuna varmıştır²⁰³.

Rozeff ve Kinney (1976), New York Borsası’nda 1904 ve 1974 yılları arasındaki dönemde Ocak ayının diğer aylara oranla çok daha yüksek getiri sağladığını ve Ocak ayının ortalama getirisi %3,48 iken diğer ayların %0,42 olduğunu saptamışlardır. Bu çalışmada, yıllık getirilerin yaklaşık üçte ikisinin Ocak ayında gerçekleştiği belirtilmiştir²⁰⁴.

Branch (1977) ve Dyl (1977) yaptıkları farklı çalışmalarda, Ocak aylarında hisse senetlerinin diğer aylara göre daha yüksek getiri elde edildiğini vurgulamışlardır. Ayrıca, küçük firmalarda bu getirinin daha yüksek olduğunu ve bunun da vergi etkisinden kaynaklanabileceğini ifade etmişlerdir²⁰⁵.

Gültekin ve Gültekin (1983), 17 ülke borsasında Ocak ayı etkisine ilişkin çalışmalarında, söz konusu ülkelerin 12’sinde (Almanya, Avustralya, Belçika,

²⁰² Özmen, ss. 32-33.

²⁰³ Barak, Hisse senedi, s. 136.

²⁰⁴ Barak, Hisse senedi, s. 136.

²⁰⁵ Barak, Hisse senedi, s. 136.

Danimarka, Hollanda, İngiltere, İspanya, İsveç, İsviçre, Japonya, Kanada ve Norveç) Ocak ayı etkisini saptamışlardır. Bu çalışmada, bu etkinin vergi etkisinden kaynaklanabileceğini ve firma büyüklüğü ile herhangi bir ilişkisinin olmadığını belirtmişlerdir. Ayrıca, Avusturya hariç tüm ülkelerde negatif getiri getiren ayın Eylül ayı olduğunu, bunu Ekim ayının takip ettiğini ve mutlak anlamda tüm ülkelerde pozitif getiri sağlayan ayın ise Ocak ayı olduğunu ifade etmişlerdir²⁰⁶.

Corhay, Hawawini ve Michel (1987), Londra, New York, Paris ve Brüksel borsalarını Ocak 1970 ve Aralık 1983 tarihleri arasındaki döneme ilişkin olarak incelemişler. Bu çalışma sonucunda, en yüksek getirinin Ocak ayında gerçekleştiğini saptamışlardır. Ayrıca, Fransa'da Ocak ayına ek olarak Temmuz, Belçika'da Şubat, Nisan, Haziran ve Temmuz ayları ve İngiltere'de Nisan aylarında da dönemselliklere rastlanmıştır²⁰⁷.

Barone (1989), 2 Ocak 1975 ve 22 Ağustos 1989 tarihleri arasında Milano Borsası (MIB) için yılın ayı etkisini araştırmış ve mevsimsel trendlere rastlandığını belirtmiştir. Söz konusu çalışmada, Ocak, Şubat, Mayıs ve Ağustos aylarına ait günlük hisse senedi fiyat değişimleri % 5 anlamlılık düzeyinde sıfırdan farklı ve pozitif bulunmuştur. Bu aylara ait günlük fiyat değişimleri ortalaması sırasıyla 0,33, 0,25, 0,12 ve 0,26 olarak saptanmıştır²⁰⁸.

Agrawal ve Tandon, 1994 yılında yaptıkları araştırmada, 19 farklı ülke borsasında, 12 ülke için 1971 ve 1987 yılları arasında, diğerleri için farklı dönemlerde yılın ayı etkisini araştırmışlardır. Bu çalışmada, parametrik olmayan Kruskal-Wallis test sonuçlarına göre, 10 ülkede ayların ortalama getirilerinin eşitliği hipotezi % 10 ve daha düşük anlamlılık düzeylerinde reddedilmiştir. Agrawal ve Tandon, Ocak ayı getirilerinin çoğu ülkede pozitif ve büyük olduğunu ifade etmişlerdir. Ayrıca, mutlak değer olarak en düşük getiri elde edilen ay ABD dâhil 15 ülkede Eylül ayı olarak saptanmıştır²⁰⁹.

Mehdian ve Perry (2002) 1964 ve 1998 yılları arasında Dow Jones, NYSE ve S&P 500 endekslerini incelemiş ve üç endekste de Ocak ayı katsayısının pozitif ve

²⁰⁶ Özmen, s. 34.

²⁰⁷ Özmen, s. 36.

²⁰⁸ Barone, pp. 1-25.

²⁰⁹ Agrawal ve Tandon, pp. 99-100.

istatistiksel olarak anlamlı olduğunu bulmuşlardır. Ayrıca, 1987 krizi öncesi ve sonrası olmak üzere veri setini ikiye bölmüşlerdir ve üç endeks içinde 1987 krizi öncesinde Ocak ayı etkisinin gerçekleştiğini belirtmişlerdir. Kriz sonrası dönemde ise Ocak ayı getirisi pozitif fakat anlamlı değildir²¹⁰.

Haug ve Hirschey (2006), Ocak ayı etkisini araştırırken 1802–2004 yılları arasındaki 202 yıla ait verileri kullanmıştır. Bu veriler, Schwert (1990)’ın araştırmasında kullandığı 1802–1926 dönemi verileri ile 1927–2004 dönemine ait CRSP (Center for Research on Stock Prices) değer ağırlıklı portföy getirilerinden oluşmuştur. Küçük firmalarda Ocak ayı etkisi, 1927–2004 dönemindeki CRSP’nin eşit ağırlıklı portföy getirileri kullanılarak araştırılmış ve bu etkinin var olduğu gözlemlenmiştir. Ayrıca, 1986 yılındaki Vergi Reformu Yasası’ndan sonrası dönemde de Ocak ayı etkisinin küçük firmalarda hala gözlemlendiği ifade edilmiştir. Söz konusu çalışmada, Ocak ayı etkisi, bireysel yatırımcıların yıl dönüşlerindeki alım-satım ile ilgili anormal davranışlarına bağlanmıştır.²¹¹

Yılın ayı etkisine yönelik İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’nda da birçok çalışma yapılmıştır. Balaban (1995), İMKB’de Ocak 1988 ve Aralık 1993 tarihleri arasındaki hisse senetlerinden Ocak, Haziran ve Eylül aylarında diğer aylara göre daha yüksek getiri sağlandığını ve en yüksek günlük getirilerin Ocak ayına ait olduğunu ifade etmiştir. Ayrıca bu etkinin, yatırımcılar arasındaki, asimetrik bilgidan kaynaklandığını vurgulamıştır²¹².

Balaban, Candemir ve Kunter (1996), İMKB’de aylık fiyat dalgalanmalarını otoregresif hareketli ortalama modelleri (ARMA) ile açıklamak için yaptıkları çalışmada, Ocak 1988–Temmuz 1995 dönemine ait İMKB 100 Endeks verilerini

²¹⁰ Çinko, s. 49.

²¹¹ Mark Haug ve Mark Hirschey, “The January Effect”, **Financial Analysts Journal**, Vol. 62, No. 5 Eylül/Ekim 2006, pp. 78-88.

²¹² Ercan Balaban, “January Effect, Yes! What About Mark Twain Effect?”, **The Central Bank of the Republic of Turkey Research Department Discussion Paper**, No: 9509, Mayıs 1995, pp. 199-214.

Ercan Balaban, “İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Ocak Ayı Etkisi, Ömer Hayyam Etkisi ve Ümit Yaşar Etkisi”, **Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Araştırma Genel Müdürlüğü Tartışma Tebliği**, No: 9511, Mayıs 1995, ss. 231-252.

kullanmışlardır. Söz konusu çalışmada, incelenen dönem için İMKB’de Ocak ayı fiyat dalgalanmalarının diğer aylara göre daha yüksek olduğu sonucuna varılmıştır²¹³.

Özmen (1997), Ocak 1988 ve Mayıs 1996 tarihlerinde İMKB’de 101 aylık dönemi hisse senedi getirilerini aylara göre karşılaştırmalı olarak incelemiştir. Bu çalışmada, Ocak ayında en yüksek pozitif getiri sağlandığı ve sadece Ekim ayında negatif getiri elde edildiği belirtilmiştir²¹⁴.

Bildik (2000), 1 Ocak 1988–31 Aralık 1998 döneminde İMKB’de yılın ayı etkisini endeksin günlük değişim oranları ile aylık olarak incelemeye tabi tutmuştur. Bildik, günlük ortalama getirilerin en yüksek olduğu ayı Ocak ayı olarak saptamıştır. Ocak ayını sırası ile Haziran, Eylül ve Aralık ayı izlemiştir. Ayrıca, günlük ortalama getirilerin en düşük olduğu ayın Ağustos ayı olduğunu; bunu sırasıyla, Ekim, Temmuz ve Mart aylarının izlediğini ifade etmiştir²¹⁵.

Öztin (2007), İMKB 100 Endeksi getirilerini kullanarak 1 Ocak 1996 ve 31 Aralık 2006 tarihleri arasında İMKB’de zamana bağlı (dönemsel) anomalilerin varlığını, parametrik ve parametrik olmayan istatistiki testlerle araştırmıştır. Çalışmada, yılın ayı etkisinin İMKB’de var olduğu saptanmıştır. Yılın ayı etkisine ilişkin tahmini regresyon denklemi sonucunda, Ocak, Nisan, Ekim ve Aralık ayı getirilerinin İMKB 100 Endeksi üzerinde anlamlı şekilde etkili oldukları belirtilmiştir²¹⁶.

Atakan (2008), 3 Temmuz 1987 ve 18 Temmuz 2008 tarihleri arasında İMKB 100 Endeksinin toplam 5157 günlük verilerini kullanarak Ocak ayı etkisini araştırmıştır. Çalışma sonucunda, İMKB’nin Ocak ayı getirilerinde, diğer aylara göre istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde herhangi bir farklılaşmanın olmadığı vurgulanmıştır²¹⁷.

Çinko (2008), İMKB’de Ocak ayı etkisini araştırdığı çalışmasında, Ocak 1989–Aralık 2006 dönemindeki 215 adet aylık getiri incelenmiş ve parametrik olmayan Mann-Whitney U testini kullanarak Aralık ve Ocak ayı getirileri karşılaştırmış ve getirilerin

²¹³ Ercan Balaban, H.Batualp Candemir ve Kürşat Kunter, “İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’nda Aylık Dalgalanma Tahmini”, **Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Araştırma Genel Müdürlüğü Tartışma Tebliği**, No: 9609, Şubat 1996, ss. 265-281.

²¹⁴ Özmen, s. 135.

²¹⁵ Bildik, Hisse Senedi, s. 275.

²¹⁶ Öztin, ss. 163-164.

²¹⁷ Atakan, ss.98-110.

farklı olmadığı bulunmuştur. Bu çalışmanın sonucunda İMKB’de Ocak ayı etkisi bulunamamıştır²¹⁸.

Erdoğan ve Elmas (2010), 10 Eylül ve 5 Kasım 2009 tarihleri arasında İstanbul, Ankara, İzmir, Bursa, Antalya ve Erzurum’daki 410 bireysel yatırımcı üzerinde bazı anomaliler hakkında anket çalışması yapmışlardır. Anket sonucunda, katılımcıların %60,7’sinin Ocak aylarının diğer aylara göre daha iyi getiri sağladığı düşüncesinde olduğunu, %13,9’unun bu düşüncede olmadığını ve %25,4’ünün ise kararsız olduğunu saptamışlardır²¹⁹.

Küçüksille (2012), XU100 (1988–2010), XGIDA (1997–2010), XUMAL (1991–2010), XHOLD (1997–2010) ve XUSIN (1991–2010) endekslerinde²²⁰ Ocak ayı etkisi görülüp görülmediğini araştırmıştır. Yapılan araştırmaya göre, XU100 ve XUSIN endekslerinde Ocak ayı etkisi görülürken, XGIDA, XUMAL ve XHOLD endekslerinde Ocak ayı etkisi görülmemiştir²²¹.

Tunçel (2012), İMKB 100 Endeksinin günlük logaritmik getirilerini kullanarak 2000–2010 döneminde İMKB’de yılın ayı etkisinin olup olmadığını araştırmıştır. Araştırılan dönemi 2000–2005 ve 2006–2010 alt dönemlerine ayırmıştır. Çalışma sonucunda, İMKB’de yılın ayı etkisinin varlığına ilişkin herhangi bir kanıt bulamamıştır²²².

Çeşitli ülkelerdeki hisse senedi piyasalarında yapılan yılın ayı etkisiyle ilgili çalışmaların büyük kısmı Ocak ayı etkisi üzerinde durmuştur. Yukarıda görüldüğü üzere, hem diğer ülkelerdeki hisse senedi piyasalarında hem de İMKB’de yılın ayı etkisinin varlığına ilişkin yapılan çalışmaların çoğunda yılın ayı etkisine, özellikle de istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif Ocak ayı etkisine rastlanılmıştır. Yapılan birkaç çalışmada ise yılın ayı etkisi gözlenmemiştir.

²¹⁸ Çinko, ss. 47-54.

²¹⁹ Erdoğan ve Elmas, ss. 18-19.

²²⁰ XU100: İMKB 100; XGIDA: İMKB GIDA, İÇECEK; XUMAL: İMKB MALİ; XHOLD: İMKB HOLDİNG VE YATIRIM; XUSIN: İMKB SİNAİ.

²²¹ Engin Küçüksille, “İMKB Endekslerinde Ocak Ayı Etkisinin Test Edilmesi”, **Muhasebe ve Finansman Dergisi**, Ocak 2012, ss.129-138.

²²² Ahmet Kamil Tunçel, “İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Yılın Ayı Etkisi”, **Yönetim Bilimleri Dergisi**, Cilt:10, Sayı:19, 2012, (Yılın Ayı Etkisi), ss. 1-30.

3.3 HAFTANIN GÜNÜ ETKİSİNİN İNCELENMESİ

Haftanın günü etkisi, etkin piyasa hipotezine aykırı olarak, haftanın tüm günlerinde ortalama getirilerin veya getiri dağılımlarının aynı olmadığı ve belirli günlerde getiri farklılıklarının gerçekleştiği durumdur. Çalışmanın bu bölümünde söz konusu etkinin İMKB 100 Endeksindeki varlığı, haftanın belirli gün veya günlerinde diğer günlere göre sürekli ve belirgin olarak daha düşük ya da yüksek getiri elde edilip edilmediği araştırılmıştır.

3.3.1 Kullanılan Veriler

Çalışmada, İMKB 100 Endeksinin 2 Ocak 1995 ve 30 Aralık 2011 tarihleri arasındaki 4236 adet günlük kapanış değeri ile hesaplanan 4235 adet getiri ile işlemler yapılmıştır. Veri setinin 1995 yılından itibaren oluşturulmasının nedenleri; İMKB’de Temmuz 1994 tarihinde çift seans uygulamasına geçilmesi ve uygulanan takas süresinin iki güne çıkarılması, ayrıca Kasım 1994’ten itibaren hisse senetlerinin tümünün bilgisayar ortamında alım satımına başlanması olarak sıralanabilir. Böylece veri setinde uygulama açısından bir farklılık olmaması sağlanmaya çalışılmıştır. Kullanılan veri seti, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası web sitesinde istatistiki veriler linkindeki İMKB 100 Endeks günlük kapanış değerlerinden oluşturulmuştur. Analizlerin bilgisayar ortamında gerçekleştirilmesinde EViews-5 ve Excel programları kullanılmıştır.

İMKB 100 Endeksinin günlük getiri değerleri, endeksin gün sonu kapanış değerlerinden hareketle aşağıdaki formül yardımıyla hesaplanmıştır:

$$R_t = (P_t - P_{t-1}) / P_{t-1}$$

R_t = Endeksin t günündeki değişim oranı (piyasa getirisi),

P_t = Endeksin t günündeki değeri,

P_{t-1} = Endeksin t-1 günündeki değeri.

Çalışmada regresyon analizi yapılırken veri setindeki uç değerlerin olumsuz etkisini azaltmak için İMKB 100 logaritmik fark getiri serisi kullanılmıştır. İMKB 100

Endeksinin günlük getiri değerleri, endeksin gün sonu kapanış değerlerinden hareketle aşağıdaki formül yardımıyla hesaplanmıştır:

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

R_t = Endeksin t günündeki değişim oranı (piyasa getirisi),

P_t = Endeksin t günündeki değeri,

P_{t-1} = Endeksin t-1 günündeki değeri.

3.3.2 İzlenen Yöntem

Çalışmada öncelikle 1995–2011 dönemindeki günlük getirilerin dağılımı ve haftanın günlerine ait ortalama getiriler incelenmiştir. Daha sonra günlere ait pozitif veya negatif getirilerin günlere göre dağılımı ve İMKB 100 Endeksindeki en büyük 20 yükseliş ve düşüşün günlere göre dağılımı hesaplanmıştır.

Söz konusu getiri serisinin normal dağılıma uygun olup olmadığını test etmek için Jarque-Bera (J-B) normallik testi uygulanmıştır. J-B testinde hipotezler;

H0: Hata terimleri normal dağılmaktadır.

H1: Hata terimleri normal dağılmamaktadır.

şeklinde kurulmaktadır. Teste göre, *H0* hipotezi reddedilirse serinin normal dağılıma uymadığı ileri sürülmektedir.

Çalışmada kullanılan veri seti zaman serisi olduğundan analize geçmeden, öncelikle ele alınan dönem içerisinde İMKB 100 Endeksi getiri serisinin durağan olup olmadığının incelenmesi gerekmektedir. Durağanlık testleri için yaygın olarak birim kök testleri kullanılmaktadır. Bu çalışmada, kullanılan getiri serisinin birim kök içerip içermediği Genişletilmiş Dickey-Fuller (Augmented Dickey-Fuller, ADF) testi kullanılarak incelenmiştir. ADF test istatistiklerine ait hipotezler;

H0: Seri birim kök içerir.

H1: Seri birim kök içermez.

olarak kurulmaktadır. *H0* hipotezi serinin durağan olmadığını, *H1* hipotezi ise serinin durağan olduğunu göstermektedir.

Haftanın günlerine ait getirilerin tanımlayıcı istatistikleri incelenen dönem kapsamında hesaplanmıştır. Ayrıca logaritmik fark getiri serisinin tanımlayıcı istatistikleri de bulunmuştur.

Getirilerin haftanın günleri arasındaki dağılımının farklı olup olmadığını araştırmak için parametrik ve parametrik olmayan testler uygulanmıştır. (Kukla değişkenler vasıtasıyla yapılan regresyon analizi ve Kruskal Wallis testi)

Haftanın günü etkisini araştırırken ilk olarak parametrik olmayan Kruskal Wallis testi uygulanmıştır. Bu test, ikiden daha fazla sayıdaki serilere ait medyanların birbirine eşit olup olmadığını araştırmada kullanılmaktadır. Gruplar arası tek yönlü varyans analizinin (Tek Yönlü ANOVA) parametrik olmayan alternatifidir. Haftanın günlerine ait medyanların eşitliğini test etmek için kurulan hipotezler;

H0: Günlere ait medyanlar birbirine eşittir.

H1: Günlere ait medyanlardan en az biri diğerlerinden farklıdır.

şeklinde kurulmaktadır. *H0* hipotezi reddedilirse günlere ait medyanlardan en az birinin diğerlerinden farklı olduğu ifade edilmektedir.

İMKB 100 Endeksi günlük getirilerinin haftanın günlerine göre dağılımının istatistiksel olarak anlamlılığını ölçmek için kukla değişkenler kullanılarak çoklu regresyon modeli kurulmuştur;

$$R_t = b_1 D_{1t} + b_2 D_{2t} + b_3 D_{3t} + b_4 D_{4t} + b_5 D_{5t} + e_t$$

Eşitlikte;

R_t : Endekste “t” gününde oluşan günlük logaritmik değişim.

$b_1..b_5$: Regresyon katsayıları, haftanın günleri için beklenen günlük ortalama değişimler.

$D_{1t}..D_{5t}$: Sırasıyla Pazartesi, Salı, ..., Cuma günlerini temsil eden kukla değişkenleri (Eğer t günü Pazartesi ise $D_{1t}=1$, aksi takdirde $D_{1t}=0$, diğer günler de aynı şekilde değer almışlardır).

e_t : Hata terimi.

Pazartesi günlerinin ortalama getirisi b_1 ile, kalan günlerin ise sırasıyla b_2 , b_3 , b_4 ve b_5 ile gösterilmiştir. İMKB 100 Endeksi ortalama getirilerinin haftanın günlerine göre dağılımında istatistiksel olarak anlamlı bir farklılık olup olmadığını araştırmak için kurulan sıfır hipotezi,

$$H0: b_1 = b_2 = b_3 = b_4 = b_5$$

şeklinde olacaktır. $H0$ hipotezinin reddedilmesi, günlerin ortalama getirileri arasında farklılığın olduğu anlamına gelecektir.

Haftanın günlerine ait getirilerde istatistiksel açıdan farklılık olup olmadığını araştırmak için kukla değişkenler kullanılarak En Küçük Kareler (EKK) yöntemiyle regresyon modeli kurulmuş ve ARCH etkisinin olup olmadığı ARCH-LM testi ile incelenmiştir.

ARCH-LM testini, Engle (1982) zaman serilerinde ARCH (Otoregresif Koşullu Değişen Varyans) etkisinin varlığını araştırmak için geliştirmiştir²²³. Söz konusu test, modelin hata terimlerinde ARCH etkisini araştıran bir Lagrange çarpanı testidir. ARCH etkilerinin araştırılmasının sebebi, birçok finansal zaman serilerinde gözlemlenen cari hata terimi ile yakın geçmişe ait hata terimlerinin, daha önceki dönemlere ait hata terimlerinden daha çok birbiri ile ilişkili olması durumunun ihmal edilmesi halinde tahminlerin etkinliğinin azalmasına neden olabilmesidir²²⁴.

ARCH-LM testinde hipotezler,

$H0: E\text{şvaryanslılık vardır (homoscedasticity, } \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_n = 0).$

$H1: E\text{şvaryanslılık yoktur.}$

şeklinde kurulur.

Yapılan test sonucunda, belirlenen anlamlılık düzeyinde sıfır hipotezinin reddedilmesi ARCH etkisinin varlığını göstermektedir. Çalışmada yapılan test sonucunda ARCH etkisine rastlanmıştır ve etkiyi yok etmek için GARCH modelleri kurulmuştur. Çalışmada GARCH modeli ile birlikte asimetrik etkiyi göz önüne alan

²²³ Robert F. Engle, "Auto Regressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of The Variance of United Kingdom Inflation", **Econometrica**, Vol. 50, No. 4, Jul. 1982, pp. 999-1000.

²²⁴ Murat Mazıbaşı, "İMKB Piyasalarında Volatilitenin Modellenmesi ve Öngörülmesi: Asimetrik GARCH Modelleri İle Bir Uygulama", **Bankacılık Düzenleme ve Denetleme Kurumu**, 2004, www.ekonometridernegi.org/bildiriler/o16s3.pdf, (05.05.2010), s. 12.

EGARCH, APGARCH ve AC-GARCH modelleri kullanılmıştır. ARCH/GARCH modelleri teorik olarak kısaca aşağıda açıklanmıştır.

Geleneksel zaman serisi modellerinde varyansın zaman içinde değişmediği varsayılırken, Engle (1982) tarafından öne sürülen Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH) modelinde, varyans önceki dönem hata terimlerinin karelerinin bir fonksiyonu olarak belirlenmiştir. ARCH (q) şeklinde ifade edilen modelde, “q” gecikme değerini ifade etmektedir²²⁵.

ARCH (q) modeli uygulanırken gecikme sayısı çoğaldıkça daha çok parametre tahmin edilmesi gerekmektedir. Ayrıca ARCH modelindeki katsayılar çok katı kısıtlara tabi tutulmaktadır. Bollerslev 1986 yılında, ARCH modelinin eksikliklerini gidermek amacıyla daha fazla geçmiş bilgiye dayanan ve daha esnek bir gecikme yapısına izin veren Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) modelini geliştirmiştir²²⁶.

GARCH modellerinde koşullu varyans, kendi geçmiş değerlerinin ve hata terimlerinin geçmiş değerlerinin bir fonksiyonu olarak modellenmektedir. GARCH (p,q) modelinde otoregresif kısmının gecikme uzunluğu p ve hata karelerinin gecikme uzunluğu da q ile ifade edilmektedir²²⁷.

Söz konusu ARCH ve GARCH modellerinde önceki döneme ait değerlerin kareleri alındığından, pozitif ve negatif şokların varyans üzerindeki etkisinin simetrik olduğu varsayılmıştır. Ayrıca, ARCH ve GARCH modellenirken koşullu varyans denklemi yazıldıktan sonra tahmin edilen modelin parametrelerinde iki koşul aranmaktadır. İlk koşul, varyansın pozitif olabilmesi için koşullu varyans denkleminin sağındaki sabit katsayının sıfırdan büyük ve diğer değişkenlerin katsayılarının sıfıra eşit ya da büyük olması olarak açıklanan negatif olmama koşuludur. İkinci koşul ise otoregresif modellerle ilgili durağanlık koşuludur. Bu koşulun sağlanabilmesi için

²²⁵ Engle, pp. 987-1007.

²²⁶Tim Bollerslev, “Generalized AutoRegressive Conditional Heteroscedasticity”, **Journal of Econometrics**, Vol. 31, 1986, pp. 307-327.

²²⁷ Atilla Gökçe, “İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Getirilerindeki Volatilitenin ARCH Teknikleri ile Ölçülmesi”, **Gazi Üniversitesi İ.İ.B.F Dergisi**, Cilt:3, Sayı:1, 2001, ss. 39-40.

koşullu varyans denkleminin sağında bulunan sabit dışındaki diğer tüm parametrelerin toplamının birden küçük çıkması gerekmektedir²²⁸.

GARCH modellerinin önemli kısıtlarından birisi pozitif ve negatif şokların simetrik tepki vermesidir²²⁹. Ancak volatilitenin pozitif veya negatif şoklara karşı asimetrik tepki verdiği durumlar da söz konusu olabilmektedir. Nelson (1991) oynaklık yapısındaki asimetriyi göz önüne alarak Üssel GARCH (EGARCH) modelini geliştirmiştir²³⁰.

EGARCH modelinde koşullu varyans için logaritmik dönüşüm kullanıldığından negatif olmama koşuluna gerek kalmamıştır. Koşullu varyanstaki pozitiflik parametrelerde negatif olmama koşulunun varlığı aranmaksızın gerçekleşmiştir²³¹. ARCH ve GARCH modellerinde koşullu varyans, geçmiş hata terimlerinin sadece büyüklüğüne bağlı iken, EGARCH modelinde hem büyüklüğüne hem de işaretine bağlıdır.

PARCH modeli, Taylor (1986) ve Schwert (1989) tarafından geliştirilmiştir. Koşullu standart sapmayı, hata terimlerinin gecikmeli mutlak değerlerinin bir dağılımı olarak modellemiştir. Söz konusu model, Ding, Granger ve Engle (1993) tarafından Üslü ARCH (Power ARCH/PARCH) olarak genelleştirilmiştir²³². PARCH modeli, klasik modellerdeki zaman serisi verilerinin mutlak değeri veya karesini almak yerine, verilerin dönüşümünün verinin kaçınıcı kuvveti ile olduğunu analiz etmektedir²³³.

Asimetrik PARCH (APARCH) modelinde ise pozitif veya negatif şokların volatilité üzerindeki asimetrik etkisi PARCH modeline asimetri parametresi eklenerek araştırılmaktadır. Hesaplanan parametre istatistiksel bakımdan anlamlı ve sıfırdan büyük

²²⁸ Ünal H. Özden, “İMKB Bileşik 100 Endeksi Getiri Volatilitésinin Analizi”, **İstanbul Ticaret Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi**, Yıl:7, Sayı:13, 2008, s. 343.

²²⁹ Chris Brooks, **Introductory Econometrics for Finance**, Cambridge University Press, Cambridge, UK. 2002’den aktaran Mazıbaşı, s. 7.

²³⁰ Daniel B. Nelson, “Conditional Heteroscedasticity in Asset Returns: A New Approach”, **Econometrica**, Vol. 59, No. 2, March 1991, pp. 347-370.

²³¹ H.Altan Çabuk, Mehmet Özmen ve Arzu Kökcen, “Koşullu Varyans Modelleri: İmkb Serileri Üzerine Bir Uygulama”, **Çukurova Üniversitesi İİBF Dergisi**, Cilt:15, Sayı:2, Aralık 2011, s. 7

²³² Hüseyin Songül, **Otoregresif Koşullu Değişen Varyans Modelleri: Döviz Kurları Üzerine Uygulama**, (Uzmanlık Yeterlilik Tezi), Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Araştırma ve Para Politikası Genel Müdürlüğü, Ankara, Ocak 2010, s. 19

²³³ Erdinç Telatar ve H. Soner Binay, “İMKB Endeksinin PARCH Modellemesi”, **Akdeniz İ.İ.B.F. Dergisi**, Cilt:2, Sayı:3, 2002, s. 117.

ise kaldıraç etkisinin var olduğu, dolayısıyla negatif şokların pozitif şoklara göre daha büyük bir volatiliteye sahip olduğu ifade edilmektedir. Söz konusu parametre istatistiki olarak anlamsız bulunursa asimetri veya kaldıraç etkisinin olmadığı anlamına gelmektedir.

Koşullu varyansın sabit terimini, zaman-değişken ve sabit olarak iki parçada ifade eden Bileşke GARCH (Component GARCH/C-GARCH) modeli ise kısa ve uzun dönem varyansını ve ayrıca kısa dönem varyansından, uzun dönem varyansına nasıl vardığını ifade etmektedir²³⁴.

Asimetrik Bileşke GARCH (AC-GARCH) modelinde ise C-GARCH modeline asimetrik etkiyi gösteren kukla değişken eklenmektedir. Eklenen değişken negatif şokları gösteren kukla değişkenidir. Bu değişkenin parametresinin aldığı değer kaldıraç etkisinin olup olmadığını göstermektedir. Eğer söz konusu değişkenin parametresi istatistiki olarak anlamlı ve sıfırdan büyük bulunursa, kurulan modelde geçici kaldıraç etkisinin mevcut olduğu ifade edilir.

Çalışmada haftanın günü etkisi araştırılırken 2008–2011 dönemi hariç Asimetrik Bileşke GARCH(1,1) modeli uygulanmıştır. Bu modeldeki koşullu varyans denklemi şu şekildedir:

$$q_t = \omega + \rho(q_{t-1} - \omega) + \phi(u_{t-1}^2 - h_{t-1}) + \theta_1 z_{1t}$$

$$h_t - q_t = \alpha(u_{t-1}^2 - q_{t-1}) + \gamma(u_{t-1}^2 - q_{t-1})d_{t-1} + \beta(h_{t-1} - q_{t-1}) + \theta_2 z_{2t}$$

İlk denklemde yer alan q_t , zaman içinde değişen uzun dönem volatilité; ω , varyans sabiti; ρ , q_t 'nin ω 'ye varma hızı; h_t , oynaklık ve ϕ , ARCH-GARCH'ın kalıcı bileşik etkisi olarak tanımlanmaktadır. ρ genelde 0,99 ile 1 arasında değer almaktadır. Bu sebeple q_t 'nin ω 'ye yaklaşması oldukça yavaş gerçekleşmektedir.

İkinci denklemde α , ARCH parametresini; β , GARCH parametresini; z , denklemlere ilave edilebilen dışsal değişkenleri; d ise negatif şokları gösteren kukla değişkenini göstermektedir. Negatif şokları gösteren değişkenin parametresi olan γ 'nin

²³⁴ Sabri Serkan Kızılsu, Sezgin Aksoy ve Reşat Kasap, “Bazı Makro Ekonomik Zaman Dizilerinde Değişen Varyanslılığın İncelenmesi”, **Gazi Üniversitesi İ.İ.B.F Dergisi**, Cilt:3, Sayı:1, 2001, s. 7.

aldığı değer kaldıraç etkisinin var olup olmadığını göstermektedir. $\gamma > 0$ ise koşullu varyans modelinde geçici kaldıraç etkisi söz konusudur.

2008–2011 döneminde ise Asimetrik PGARCH modeli kullanılmıştır. Söz konusu modeldeki koşullu varyans denklemi şu şekildedir:

$$\sigma_t^\delta = \omega_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i (|u_{t-i}| - \gamma_i u_{t-i})^\delta + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^\delta$$

Bu denklemde, α_i ve β_j standart ARCH/GARCH parametrelerini, γ_i kaldıraç parametresini ve δ kuvvet parametresini göstermektedir. Modelin asimetrik hale dönüştürülebilmesi için asimetri parametresi olan γ 'nın sıfırdan farklı olması gerekmektedir.

Zaman serilerindeki kalın kuyruk özelliğinden dolayı hata terimlerinin koşullu dağılımında normal dağılımın yerine Student's t ve Genelleştirilmiş hata dağılımı (GED) kullanılmaktadır. Student's t dağılımı, normal dağılıma benzer biçimde simetrik bir dağılım iken, GED serilerdeki asimetrik özellikleri dikkate almaktadır. Model seçimi yapılırken bu dağılımlar da göz önüne alınarak kıyaslama yapılmıştır.

En iyi model seçimi için, kurulan modellerdeki Akaike bilgi kriteri (AIC), Schwarz kriteri (SC) ve Log olasılık değerleri kıyaslanacaktır. AIC ve SC kriterleri için istenilen mümkün olan en küçük değerlerdir ve sıfırdan küçük (negatif) olabilirler. Model karşılaştırmalarında en düşük AIC ve SC değerini veren model tercih edilir. Ayrıca Log olasılık değeri büyük olan model daha iyi bir modeldir.

Son olarak, geçtiğimiz yıllarda gerçekleşmiş olan küresel krizden sonra İMKB 100 Endeksinde haftanın günü anomalisi bakımından farklılık oluşup oluşmadığını araştırmak için, çalışmadaki dönem 1995–2007 ve 2008–2011 olmak üzere ikiye ayrılarak incelenmiştir. Ayrıca, 1995–2011 döneminde İMKB'de göze çarpan düşüş trendleri belirlenmiş ve kukla değişkeni olarak modele eklenmiştir. Böylece, söz konusu dönemde gerçekleşmiş krizleri de içeren düşüş trendlerinin haftanın günü anomalisi üzerindeki etkisi ayrıştırılmaya ve söz konusu anomali daha net ortaya konmaya çalışılmıştır.

3.3.3 Test Sonuçları

Çalışmanın bu kısmında, 1995–2011 dönemindeki günlük getirilerin dağılımı, haftanın günlerine ait ortalama getiriler, günlere ait pozitif veya negatif getirilerin günlere göre dağılımı ve İMKB 100 Endeksindeki en büyük 20 yükseliş ve düşüşün günlere göre dağılımı ele alınmıştır. Ayrıca, J-B normallik ve ADF birim kök testi sonuçlarına yer verilmiş ve haftanın günlerine ilişkin tanımlayıcı istatistikler incelenmiştir. Son olarak, Kruskal Wallis ve ARCH-LM testi sonucu, haftanın günü etkisine ilişkin model seçimi ve regresyon analizi bu kısımda verilmiştir.

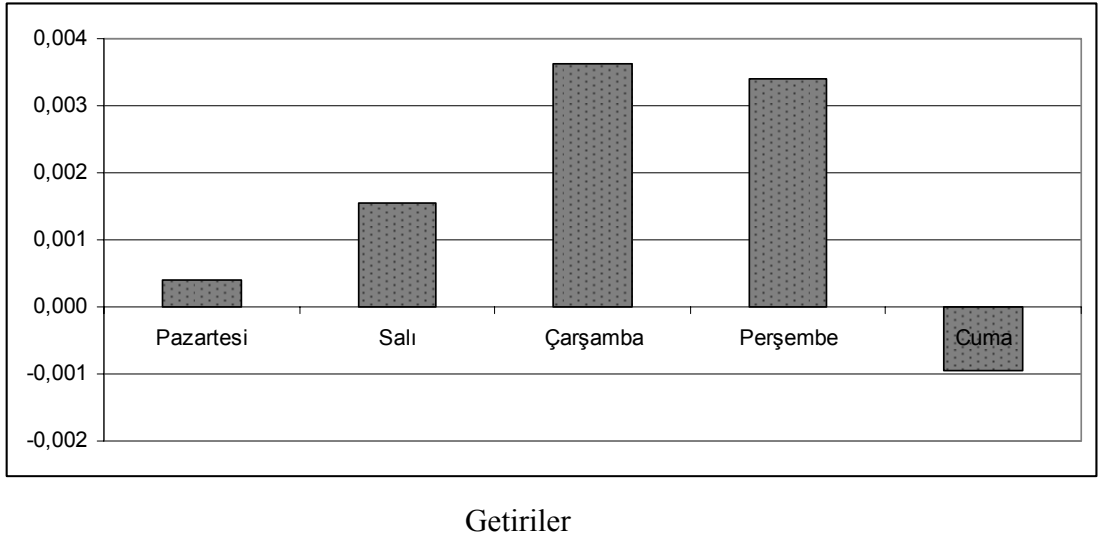
Tablo 1: İMKB Hisse Senedi Piyasasında Günlük Getirilerin Dağılımı

Getiri Aralığı	Gözlem	Pay	Kümülatif Getiriler (%)				
$-0,15 < r$	1	0,0002					
$-0,15 \leq r < -0,10$	9	0,0021					
$-0,10 \leq r < -0,05$	111	0,0262					
$-0,05 \leq r < -0,04$	80	0,0189					
$-0,04 \leq r < -0,03$	141	0,0333					
$-0,03 \leq r < -0,02$	317	0,0749					
$-0,02 \leq r < -0,01$	547	0,1292					
$-0,01 \leq r < 0$	789	0,1863					
$r = 0$	3	0,0007	38,72	66,02	81,7	93,98	99,32
$0 < r \leq 0,01$	848	0,2002					100,00
$0,01 < r \leq 0,02$	609	0,1438					
$0,02 < r \leq 0,03$	347	0,0819					
$0,03 < r \leq 0,04$	189	0,0446					
$0,04 < r \leq 0,05$	110	0,0260					
$0,05 < r \leq 0,10$	115	0,0272					
$0,10 < r \leq 0,15$	15	0,0035					
$r > 0,15$	4	0,0009					

1995–2011 döneminde İMKB 100 Endeksi günlük getirilerin %39'luk kısmının -0,01 ile 0,01 değerleri arasında olduğu ve yaklaşık dörtte üçünün (%66) -0,02 ile 0,02

aralığında olduğu saptanmıştır. Söz konusu getirilerin % 82'si -0,03 ile 0,03 arasında iken %94'ünün -0,05 ile 0,05 aralığında olduğu gözlenmiştir. Getirilerde pozitif değerlere (2237) negatif değerlerden (1995) daha fazla rastlanmıştır. Ayrıca, pozitif uç değerlerin negatif uç değerlere göre daha fazla olduğu bulunmuştur.

Şekil 1: Haftanın Günlerine Ait Ortalama Getiriler (1995–2011)



1995–2011 dönemindeki günlere ait ortalama getirilerin grafiğinden de görüldüğü üzere, haftanın en yüksek getirisi Çarşamba gününe aitken Perşembe günü ikinci en yüksek getiriye sahip gündür. Haftanın tek negatif getirisi Cuma gününe aittir.

Tablo 2: Pozitif veya Negatif Getirilerin Günlere Göre Dağılımı

	Pazartesi	Salı	Çarşamba	Perşembe	Cuma	Toplam
Pozitif Getirili Gün Sayısı	409	451	481	484	412	2237
Payı(%)	48,46	53,18	56,84	56,87	49,05	52,89
Negatif Getirili Gün Sayısı	435	398	366	367	429	1995
Payı (%)	51,54	46,82	43,16	43,13	50,95	47,11

Tabloya göre,

- Salı, Çarşamba ve Perşembe günlerinin pozitif getiri sağlama olasılığı negatif getiri olasılığından yüksektir.
- Salı, Çarşamba ve Perşembe günlerinin pozitif getiri sağlama olasılığı, Pazartesi ve Cuma günlerinin pozitif getiri sağlama olasılığından yüksektir.
- Haftanın günleri içinde pozitif olma olasılığı en yüksek günler Çarşamba ve Perşembe günleridir.

Tablo 3: En Büyük 20 Yükseliş ve Düşüşün Günlere Göre Dağılımı

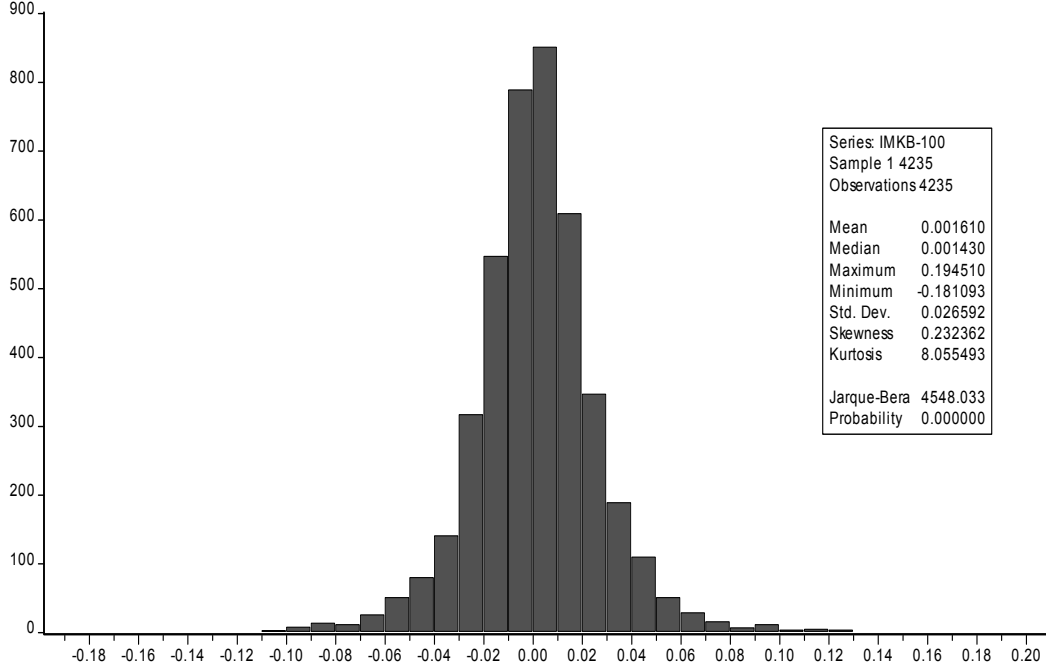
1995–2011		Pazartesi	Salı	Çarşamba	Perşembe	Cuma	Toplam
En Büyük 20 Yükseliş	Gün Sayısı	4	3	2	6	5	20
	Payı(%)	20	15	10	30	25	100
En Büyük 20 Düşüş	Gün Sayısı	4	3	2	2	9	20
	Payı(%)	20	15	10	10	45	100

İMKB 100 Endeksindeki önemli yükseliş ve düşüşlerin günlere göre dağılımı incelendiğinde; en büyük yükselişlerin çoğunluğunun Perşembe günü, en büyük düşüşlerin büyük kısmının ise Cuma günü gerçekleştiği görülmektedir.

3.3.2.1 Getiri Serisinin Normal Dağılım Testi Sonucu

Çalışmada İMKB 100 getiri serisinin normal dağılıma uygun olup olmadığını test etmek için Jarque-Bera (J-B) normallik testi uygulanmıştır.

Şekil 2: Getiri Serisine Ait Histogram (1995–2011)



İMKB 100 Endeksi getiri serisinin, basıklık katsayısı ($8,055493^{235}$) 3'ten büyük olduğu için leptokurtik (kalın kuyruk) ve çarpıklık katsayısı (0,232362) sıfırdan büyük olduğundan sağa çarpık dağılıma sahip olduğu saptanmıştır.

Jarque-Bera test istatistiği olasılık değeri 0,05'ten (%5 hata payından) küçük olduğu için, hata terimlerinin normal dağıldığını ifade eden H_0 hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde reddedilir. Dolayısıyla, İMKB 100 Endeksinin getiri serisinin normal dağılım göstermediği saptanmıştır.

3.3.3.2 Getiri Serisinin Durağanlık Testi Sonucu

Araştırılan dönemde İMKB 100 Endeksi getiri serisinin birim kök içerip içermediği, başka bir deyişle serinin durağan olup olmadığı test edilmiştir.

²³⁵ Çalışmada getiri serilerine ait histogramlar Eviews programı yardımıyla oluşturulmuştur. Söz konusu basıklık değeri Eviews programı ile hesaplanmıştır. Eviews programında normal dağılımın basıklık değeri “3” olarak kabul edilmektedir.

Durağanlık testi için, serinin birinci farkı bağımlı değişken olmak üzere, eşitliğin sağ tarafında serinin değerleri sabitli, sabitli ve trendli, sabitsiz ve trendsiz olmak üzere 3 farklı regresyon denklemi kurulmuştur.

Tablo 4: ADF Birim Kök Testi (1995–2011)

	Sabitsiz ve trendsiz	Sabitli	Sabitli ve trendli
ADF test istatistiği	-62,95507	-63,16873	-63,26058
Olasılık Değeri*	0,0001	0,0001	0,0000
1% kritik değeri	-2,565508	-3,43171	-3,960206
5% kritik değeri	-1,940899	-2,862026	-3,410866
10% kritik değeri	-1,616649	-2,567072	-3,127234

*MacKinnon (1996) tek yönlü olasılık değeri

*Dikkate alınan maksimum gecikme sayısı 30'dur.

Analizler sonucunda, elde edilen ADF test istatistiği değerleri hem sabitsiz ve trendsiz, hem sabitli, hem de sabitli ve trendli modellerde MacKinnon kritik değerlerinden daha negatif çıkmış, dolayısıyla serinin birim kök içerdiğini ileri süren H_0 hipotezi reddedilmiştir. Seri verilen anlamlılık düzeylerinin hepsinde (%1, %5, %10) durağan bulunmuş ve serinin analize uygun olduğu saptanmıştır.

3.3.3.3 Tanımlayıcı İstatistikler

Araştırılan dönemdeki İMKB 100 Endeksi getiri serisine ait tanımlayıcı istatistikler Tablo 5'te gösterilmiştir.

Tablo 5: Günlere Ait Getirilerin Tanımlayıcı İstatistikleri (1995–2011)

	Pazartesi	Salı	Çarşamba	Perşembe	Cuma	Tüm
Ortalama	0,000388	0,001544	0,003630	0,003408	-0,000950	0,001610
Medyan	-0,000939	0,001276	0,003208	0,002819	-0,000666	0,001430
Maksimum	0,194510	0,186412	0,125177	0,169322	0,131071	0,194510
Minimum	-0,103845	-0,181093	-0,131207	-0,113370	-0,146171	-0,181093
Std. Sapma	0,025023	0,026845	0,026868	0,024655	0,029121	0,026592
Varyans	0,000626	0,000721	0,000722	0,000608	0,000848	0,000707
Çarpıklık	0,598507	0,064632	-0,006335	0,718570	0,075699	0,232445
Basıklık	6,236525	7,549270	2,335589	6,380320	3,738586	5,062885 ²³⁶
Getiri/Risk	0,015487	0,057516	0,135088	0,138224	-0,032635	0,060535
Jarque-Bera	1398,7770	1991,6380	189,3297	1496,3850	483,5085	4548,0330
J-B Olasılık	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000
Gözlem	844	850	848	851	842	4235

Tablo 5’e göre, İMKB 100 Endeksi getiri serisinin 0,001610 ortalama, 0,026592 standart sapma ile -0,18 minimum değişme ve 0,19 maksimum değişme arasında olduğu saptanmıştır.

İMKB 100 Endeks getirisinin tanımlayıcı istatistiklerine bakıldığında, getirinin en fazla olduğu gün “0,003630” ile Çarşamba günüdür. En yüksek ikinci pozitif getirili gün Perşembe (0,003408) günüdür, bu günü ise sırasıyla Salı (0,001544) ve Pazartesi (0,000388) günleri izlemektedir. En az getirinin ise “-0,000950” ile Cuma günü olduğu gözlenmiştir. Haftanın tek negatif getirisi Cuma günü elde edilmiştir.

Riskin göstergesi olan varyanslar dikkate alındığında, en az riskli gün “0,000608” varyans değeri ile Perşembe ve en yüksek riske sahip gün ise “0,000848” varyans değeri ile Cuma günüdür. Haftanın günlerine ait getirilerin hesaplanan J-B test istatistiği olasılık değerleri 0,05’ten küçük olduğundan, günlere ait getiri serileri %5 anlamlılıkla normal dağılıma uygun düşmemektedir. Pazartesi, Salı, Perşembe ve Cuma

²³⁶ Çalışmada tanımlayıcı istatistikler Excel programı yardımıyla hesaplanmıştır. Excel programında normal dağılımın basıklık değeri “0” olarak kabul edilir. EvIEWS ve Excel programları ile hesaplanan basıklık değerleri arasında “3” birim fark vardır.

günlerine ait getiriler sağa çarpık görünüme sahipken, yalnızca Çarşamba gününe ait getiriler sola çarpık olarak gözlenmiştir.

İMKB 100 logaritmik fark getiri serisi kullanılarak hesaplanan günlere ait getirilerin tanımlayıcı istatistikleri aşağıda verilmiştir.

Tablo 6: Günlere Ait Getirilerin (Ln) Tanımlayıcı İstatistikleri (1995–2011)

	Pazartesi	Salı	Çarşamba	Perşembe	Cuma	Tüm
Ortalama	0,000077	0,001183	0,003264	0,003084	-0,001376	0,001265
Medyan	-0,000940	0,001275	0,003203	0,002771	-0,000666	0,001429
Maksimum	0,177736	0,170934	0,117940	0,156424	0,123165	0,177736
Minimum	-0,109642	-0,199785	-0,140650	-0,120327	-0,158025	-0,199785
Std.Sapma	0,024886	0,026872	0,026818	0,024413	0,029190	0,026529
Varyans	0,000619	0,000722	0,000719	0,000596	0,000852	0,000704
Çarpıklık	0,325455	-0,325261	-0,181993	0,443451	-0,176185	-0,043412
Basıklık	5,125560	8,041539	2,463536	5,647958	3,856089	4,972220
Getiri/Risk	0,003104	0,044027	0,121722	0,126317	-0,047129	0,047682
Jarque-Bera	925,2843	2274,4470	215,3547	1142,8420	517,9145	4351,2150
J-B Olasılık	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
Gözlem	844	850	848	851	842	4235

Tablo 6’da görüldüğü üzere, logaritmik fark getiri serisi 0,001265 ortalama ve 0,026529 standart sapmaya sahiptir. Ayrıca, -0,20 minimum değişme ile 0,18 maksimum değişme arasında olduğu gözlenmiştir.

Getirinin en fazla olduğu gün “0,003264” ortalama ile Çarşamba günüdür. En yüksek pozitif getirili gün olan Çarşamba gününü sırasıyla Perşembe, Salı ve Pazartesi günleri izlemektedir. En az getiri ise “-0,001376” ortalama ile Cuma günü olduğu gözlenmiştir. Tek negatif getiriye sahip gün Cuma günüdür.

Riskin göstergesi olan varyanslar dikkate alındığında, en az riskli gün “0,000596” varyansa sahip Perşembe günüdür. En yüksek riski olan gün ise “0,000852” varyans ile Cuma günüdür. Günlük getirilerin risk göstergesi olarak standart sapmalarına

veya varyanslarına bakıldığında, en çok riske sahip günün Cuma olduğu ve bu günü sırasıyla Salı, Çarşamba, Pazartesi ve Perşembe günlerinin takip ettiği görülmektedir.

Haftanın tüm günlerinde elde edilen getiriler J-B normallik testine göre, %5 anlamlılık seviyesinde normal dağılıma uygun düşmemektedir. Getiri serilerinin Pazartesi ve Perşembe günleri sağa ve Salı, Çarşamba ve Cuma günleri ise sola çarpık olarak dağıldığı gözlenmiştir. Getiri serisi logaritmik farklar alınarak oluşturulduğunda, Salı ve Cuma günlerine ait getirilerin dağılımlarının ve tüm serinin sola çarpık olarak değiştiği görülmektedir.

3.3.3.4 Kruskal Wallis Testi Sonucu

Haftanın günü etkisi incelenirken günlere ait medyanların birbirine eşit olup olmadığı parametrik olmayan bir test olan Kruskal Wallis testi ile araştırılmıştır.

Tablo 7: Kruskal Wallis Testi (Haftanın Günü Etkisi)

	Serbestlik Derecesi	Ki-Kare Değeri	Olasılık Değeri
Kruskal-Wallis	4	23,49719	0,0001

Kruskal-Wallis testi sonucu, tahmin edilen test istatistiği olasılık değeri (0,0001), 0,05'ten (%5 hata payından) küçük olduğu için günlere ait medyanların birbirine eşit olduğunu ifade eden H_0 hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde reddedilir. Günlere ait medyanlardan en az birinin diğerlerinden farklı olduğu saptanmıştır.

3.3.3.5 ARCH-LM Testi Sonucu

Kukla değişkenler vasıtasıyla EKK yöntemiyle regresyon modeli kurulmuş ve ARCH etkisinin olup olmadığı ARCH-LM testi ile incelenmiştir. ARCH-LM testi sonucu Tablo 8'de sunulmaktadır.

Tablo 8: ARCH-LM Testi (Haftanın Günü Etkisi)

F-istatistiği	348,8619	Olasılık Değeri	0,000000
n*R-kare	322,4461	Olasılık Değeri	0,000000

Tablo 8’de görüldüğü gibi hesaplanan n*R-kare değerinin olasılık değeri, 0,05’ten küçük olduğu için eşvaryanslılığın var olduğunu ileri süren H_0 hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde reddedilir. Dolayısıyla araştırılan modelde ARCH etkisi olduğu saptanmıştır. Bu nedenle çalışmada, bu etkiyi kaldıracak olan Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) modelleri kullanılacaktır.

3.3.3.6 Model Seçimi ve Regresyon Analizi

GARCH modelleri arasından model seçim kriterleri (Akaike bilgi kriteri, Schwarz kriteri ve Log olasılık değeri) doğrultusunda en iyi olan model seçilerek, incelenen dönem için haftanın günü etkisinin analizi yapılmıştır.

Tablo 9: Haftanın Günü Etkisi Model Seçim Kriterleri

Dağılım	Model	Akaike Bilgi Kriteri	Schwarz Kriteri	Log Olasılığı
Normal Dağılım	GARCH(1,1)	-4,696488	-4,684491	9952,814
	EGARCH (1,1)	-4,694345	-4,680848	9949,276
	APGARCH (1,1)	-4,696947	-4,68195	9955,786
	AC-GARCH (1,1)	-4,710484	-4,693988	9985,451
Student's t Dağılımı	GARCH(1,1)	-4,738067	-4,724569	10041,86
	EGARCH (1,1)	-4,738687	-4,72369	10044,17
	APGARCH (1,1)	-4,739735	-4,723238	10047,39
	AC-GARCH (1,1)	-4,746341	-4,728344	10062,38
GED Dağılımı	GARCH(1,1)	-4,732509	-4,719012	10030,09
	EGARCH (1,1)	-4,731749	-4,716752	10029,48
	APGARCH (1,1)	-4,733302	-4,716806	10033,77
	AC-GARCH (1,1)	-4,741357	-4,723361	10051,82

ARCH etkisine rastlanılan modelde etkiyi kaldırmak için, kurulan GARCH modelleri arasından en düşük Akaike bilgi ve Schwarz kriteri değerlerine, ayrıca en yüksek Log olasılık değerine sahip olan “Asimetrik Bileşke GARCH (1,1) Modeli” ve “Student’s t dağılımı” seçilmiştir.

Kurulan Asimetrik Bileşke GARCH (1,1) modelinde ARCH etkisinin yok olup olmadığı araştırılmıştır. ARCH-LM testi sonucunda hesaplanan $n \cdot R$ -kare değerinin (3,761520 [0,052445]) olasılık değeri, 0,05’ten büyük olduğu için ARCH etkisinin kalktığı saptanmıştır.

Tablo 10: Haftanın Günü Etkisi Regresyon Analizi (1995–2011)

Bağımlı Değişken: İMKB 100

Yöntem: ML – ARCH (Marquardt) – T Dağılımı

Gözlem Sayısı: 4235

$Q = C(6) + C(7)*(Q(-1) - C(6)) + C(8)*(RESID(-1)^2 - GARCH(-1))$

$GARCH = Q + (C(9) + C(10)*(RESID(-1)<0))*(RESID(-1)^2 - Q(-1)) + C(11)*(GARCH(-1) - Q(-1))$

Değişken	Katsayı	Std. Hata	z-İstatistiği	Olasılık Değeri
D1	0.000602	0.000663	0.907701	0.3640
D2	0.001322	0.000220	6.014019	0.0000
D3	0.003508	0.000514	6.827522	0.0000
D4	0.002033	0.000380	5.355853	0.0000
D5	0.000081	0.000451	0.179649	0.8574
Varyans Denklemi				
C(6)	0.000555	0.000205	2.702315	0.0069
C(7)	0.997558	0.001361	733.2136	0.0000
C(8)	0.024435	0.006271	3.896624	0.0001
C(9)	0.074452	0.017950	4.147622	0.0000
C(10)	0.058446	0.023793	2.456424	0.0140
C(11)	0.773489	0.035320	21.89951	0.0000
T Dağılımı				
Serbestlik Derecesi	7.426604	0.789844	9.402615	0.0000
R-Kare	0.003446	Bağ. Değ. Ort.		0.001256
Düzeltilmiş R-Kare	0.000850	Bağ. Değ. Std. Sapma		0.026533
Reg. Std. Hata	0.026522	Akaike Bilgi Kriteri		4.746341
Hata Kareleri Top.	2.970465	Schwarz Kriteri		4.728344
Log Olasılığı	10062.38	D-W İst.		1.944591

C(6): Varyans sabiti.

C(7): Q_t 'nin C(6)'ya varma hızı.

C(8): ARCH-GARCH'ın kalıcı bileşik etkisi.

C(9): Geçici ARCH etkisi.

C(10): Negatif şokları gösteren değişkenin parametresi.

C(11): Geçici GARCH etkisi.

Yapılan regresyon analizinde, araştırılan dönem için, %1 anlamlılık düzeyinde Salı, Çarşamba ve Perşembe günlerine ait katsayılar istatistik bakımından anlamlı bulunmuştur. Bu değişkenlere ait katsayılar pozitif bulunmuştur. Pazartesi ve Cuma günlerine ait katsayılar ise istatistiki olarak anlamsızdır, bu nedenle bu günlere ait katsayılar yorumlanmamıştır.

Haftanın en yüksek getirisi Çarşamba günü (% 0,35) sağlanmaktadır. En yüksek getiri elde edilen ikinci gün ise Perşembe günleridir (% 0,20). Anlamlı bulunan üçüncü getiri ise Salı gününe (% 13) aittir.

Haftanın en yüksek riske sahip günü Çarşamba iken, en düşük riskler sırasıyla Salı ve Perşembe günleri olarak saptanmıştır.

Kurulan AC-GARCH modelinde C(10), negatif şokları gösteren değişkenin parametresidir. Hesaplanan bu parametre %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel bakımdan anlamlı ve sıfırdan büyük olduğu için kaldıraç etkisi saptanmıştır. Dolayısıyla aynı büyüklükte gerçekleşen pozitif şoka kıyasla, negatif şok sonrası oluşan oynaklığın daha fazla olduğu sonucuna varılmaktadır.

Yapılan çalışmaya göre, belirli günlere ait katsayılar istatistiksel açıdan anlamlı bulunduğundan haftanın günlerine ait katsayı eşitliği hipotezi reddedilebilir. Dolayısıyla günlere ait ortalama getiriler arasında farklılık saptanmış ve İMKB 100 Endeksi getirilerinde haftanın günü etkisine rastlanmıştır.

3.3.4 Küresel Kriz Öncesinde ve Sonrasında Haftanın Günü Etkisi

Çalışmada haftanın günü etkisi incelenirken, geçtiğimiz yıllarda gerçekleşen küresel krizden sonra söz konusu anomali açısından bir farklılık olup olmadığını araştırmak için veri seti 1995–2007 ve 2008–2011 olmak üzere iki döneme ayrılmıştır.

Dönemler incelenirken her iki dönemde sırasıyla, hesaplanan günlük getirilerin sıklık dağılımı ve haftanın günlerine ait tanımlayıcı istatistikler hesaplanmıştır. Araştırılan dönemlerde İMKB 100 Endeksi getiri serisinin birim kök içerip içermediği, dolayısıyla serinin durağan olup olmadığı test edilmiştir.

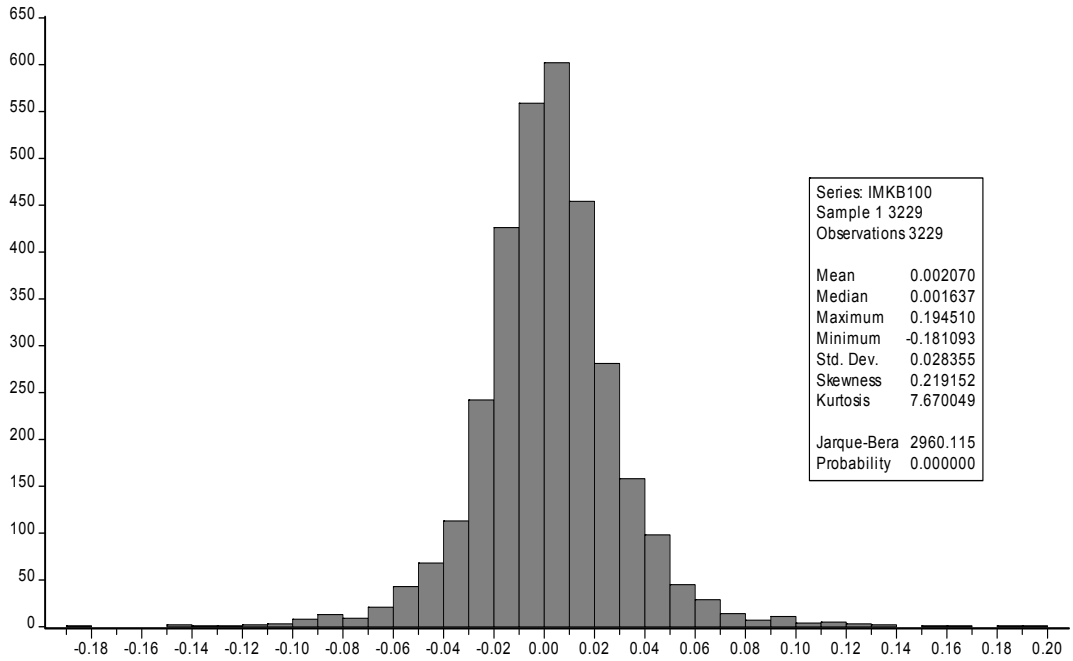
Söz konusu dönemlerde haftanın günlerine ait getirilerin farklı olup olmadığını araştırmak için Kruskal Wallis testi ve kukla değişkenler vasıtasıyla yapılan regresyon analizi uygulanmıştır.

Her iki dönem için de haftanın günü etkisi araştırılırken kukla değişkenler vasıtasıyla En Küçük Kareler (EKK) yöntemiyle regresyon modeli kurulmuş ve ARCH etkisinin olup olmadığı ARCH-LM testi ile incelenmiştir. Dönemlerde ARCH etkisine rastlanıldığı için uygun olan en iyi GARCH modeli seçilmiştir.

3.3.4.1 1995–2007 Döneminde Haftanın Günü Etkisi

Söz konusu dönemdeki İMKB 100 Endeksi getiri serisinin sıklık dağılımı ve J-B normallik testi sonuçları aşağıda verilmiştir.

Şekil 3: Getiri Serisine Ait Histogram (1995–2007)



Şekil 3'te görüldüğü üzere, 1995–2007 döneminde İMKB 100 Endeksi getiri serisinin, basıklık katsayısı (7,670049) 3'ten büyük olduğundan leptokurtik (kalın

kuyruk) ve çarpıklık katsayısı (0,219152) sıfırdan büyük olduğu için sağa çarpık dağılıma sahip olduğu gözlenmiştir.

Jarque-Bera test istatistiği olasılık değeri 0,05'ten küçük olduğu için serinin normal dağıldığını ileri süren H_0 hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde reddedilmekte ve incelenen dönemde İMKB 100 Endeksinin getiri serisinin normal dağılım göstermediği saptanmaktadır.

1995–2007 döneminde serinin durağanlığı ADF birim kök testiyle araştırılmıştır.

Tablo 11: ADF Birim Kök Testi (1995 – 2007)

	Sabitsiz ve trendsiz	Sabitli	Sabitli ve trendli
ADF test istatistiği	-55,28459	-55,56007	-55,59858
Olasılık Değeri*	0,0001	0,0001	0,0000
1% kritik değeri	-2,565679	-3,432187	-3,960884
5% kritik değeri	-1,940922	-2,862237	-3,411198
10% kritik değeri	-1,616634	-2,567185	-3,127431

*MacKinnon (1996) tek yönlü olasılık değeri

*Dikkate alınan maksimum gecikme sayısı 28'dir.

Elde edilen ADF test istatistikleri hem sabitsiz ve trendsiz, hem sabitli, hem de sabitli ve trendli modellerde MacKinnon kritik değerlerinden daha negatif çıkmıştır. Bu nedenle serinin birim kök içerdiğini ifade eden H_0 hipotezi reddedilmiştir. Seri verilen anlamlılık düzeylerinin hepsinde (%1, %5, %10) durağan bulunmuştur.

Tablo 12: Günlere Ait Getirilerin Tanımlayıcı İstatistikleri (1995–2007)

	Pazartesi	Salı	Çarşamba	Perşembe	Cuma	Tüm
Ortalama	0,000249	0,002002	0,004837	0,004576	-0,001383	0,002070
Medyan	-0,001524	0,001514	0,004066	0,003217	-0,001793	0,001637
Maksimum	0,194510	0,186412	0,125177	0,169322	0,131071	0,194510
Minimum	-0,103845	-0,181093	-0,131207	-0,113370	-0,146171	-0,181093
Std.Sapma	0,026744	0,028731	0,028685	0,025861	0,031071	0,028355
Varyans	0,000715	0,000825	0,000823	0,000669	0,000965	0,000804
Çarpıklık	0,646412	0,036014	-0,051775	0,650079	0,130839	0,219254
Basıklık	6,073667	7,250515	2,123277	5,746777	3,326723	4,679149
Getiri/Risk	0,009328	0,069687	0,168613	0,176966	-0,044519	0,072991
Jarque-Bera	1013,0670	1396,2590	118,9212	924,9633	290,7182	2960,1150
J-B Olasılık	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000
Gözlem	642	649	647	651	640	3229

1995–2007 yıllarına ait getiri serisi 0,002070 ortalama ve 0,028355 standart sapmaya sahiptir ve -0,18 minimum değişme ile 0,19 maksimum değişme arasındadır.

Getirinin en fazla olduğu gün “0,004837” ortalama ile Çarşamba günüdür. Ortalamalar incelendiğinde Çarşamba gününü sırasıyla Perşembe, Salı ve Pazartesi günleri izlemektedir. En az getiri ise tek negatif getiriye (-0,001383) sahip olan Cuma günü elde edilmiştir.

Riskin göstergesi olan varyanslar dikkate alındığında, en az riskli gün “0,000669” varyansa sahip Perşembe günüdür. En yüksek riskli olan gün ise “0,000965” varyans ile Cuma günüdür ve bu günü sırasıyla Salı, Çarşamba ve Pazartesi günleri takip etmektedir. Günlerin tümünde elde edilen getiriler J-B normallik testine göre, %5 anlamlılık seviyesinde normal dağılıma uygun düşmemektedir. Getiri serilerinin Pazartesi, Salı, Perşembe ve Cuma günleri sağa ve Çarşamba günü ise sola çarpık olduğu gözlenmiştir.

1995–2007 döneminde haftanın günlerine ait medyanların eşitliğini test etmek için Kruskal Wallis testi uygulanmıştır. Test sonucuna göre, hesaplanan test istatistiğinin (32,59382 [0,0000]) olasılık değeri, 0,05'ten küçük olduğu için medyanların eşit olduğunu ileri süren H_0 hipotezi %5 anlamlılıkla reddedilmiş ve günlere ait medyanlardan en az birinin diğerlerinden farklı olduğu saptanmıştır.

Söz konusu dönemde haftanın günü etkisinin var olup olmadığı araştırılırken kukla değişkenler ile EKK yöntemi kullanılarak regresyon modeli kurulmuştur. Daha sonra kurulan modelde ARCH etkisi araştırılmıştır.

ARCH-LM testine göre, hesaplanan $n \cdot R$ -kare değerinin (249,0054 [0,0000]) olasılık değeri, 0,05'ten küçük olduğu için eşvaryanslılığın var olduğunu ifade eden H_0 hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde reddedilir. Dolayısıyla araştırılan modelde ARCH etkisi olduğu saptanmış ve etkiyi kaldıracak olan GARCH modelleri araştırılmıştır.

1995–2007 dönemi için, kurulan GARCH modelleri model seçim kriterleri açısından kıyaslanmış ve en iyi model seçilen “Asimetrik Bileşke GARCH(1,1) Modeli” ile Student's t dağılımı analiz edilmiştir. ARCH etkisinin var olup olmadığını araştırmak için yapılan ARCH-LM testi sonucunda hesaplanan $n \cdot R$ -kare'nin (2,890725 [0,89091]) olasılık değeri, 0,05'ten büyük olduğu için ARCH etkisinin kalktığı saptanmıştır.

Tablo 13: Haftanın Günü Etkisi Regresyon Analizi (1995–2007)

Bağımlı Değişken: İMKB 100

Yöntem: ML – ARCH (Marquardt) – T Dağılımı

Gözlem Sayısı: 3229

$Q = C(6) + C(7)*(Q(-1) - C(6)) + C(8)*(RESID(-1)^2 - GARCH(-1))$

$GARCH = Q + (C(9) + C(10)*(RESID(-1)<0))*(RESID(-1)^2 - Q(-1)) + C(11)*(GARCH(-1) - Q(-1))$

Değişken	Katsayı	Std. Hata	z-İst.	Olasılık Değeri
D1	0.000348	0.000830	0.419040	0.6752
D2	0.002115	0.000792	2.671390	0.0076
D3	0.004408	0.000758	5.813662	0.0000
D4	0.003464	0.000581	5.960097	0.0000
D5	-0.000346	0.000782	-0.442180	0.6584
Varyans Denklemi				
C(6)	0.000607	0.000276	2.200003	0.0278
C(7)	0.998363	0.001143	873.7083	0.0000
C(8)	0.017187	0.005499	3.125469	0.0018
C(9)	0.081066	0.019730	4.108853	0.0000
C(10)	0.056679	0.026820	2.113315	0.0346
C(11)	0.772866	0.037721	20.48884	0.0000
T Dağılımı				
Serbestlik Derecesi	6.994109	0.793164	8.817981	0.0000
R-Kare	0.006593	Bağ. Değ. Ort.		0.001668
Düzeltilmiş R-Kare	0.003196	Bağ. Değ. Std. Sapma		0.028284
Reg. Std. Hata	0.028239	Akaike Bilgi Kriteri		-4.601090
Hata Kareleri Top.	2.565402	Schwarz Kriteri		-4.578495
Log Olasılığı	7440.461	D-W İst.		1.960364

C(6): Varyans sabiti.

C(7): Q_t 'nin C(6)'ya varma hızı.

C(8): ARCH-GARCH'ın kalıcı bileşik etkisi.

C(9): Geçici ARCH etkisi.

C(10): Negatif şokları gösteren değişkenin parametresi.

C(11): Geçici GARCH etkisi.

1995–2007 döneminde, Salı, Çarşamba ve Perşembe günlerine ait katsayılar %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlı ve pozitif bulunmuştur. Çarşamba gününe ait katsayı (% 0,44) diğer günlere göre yüksek olarak saptanmıştır. Perşembe günü (% 0,35) en yüksek getiri elde edilen ikinci gündür.

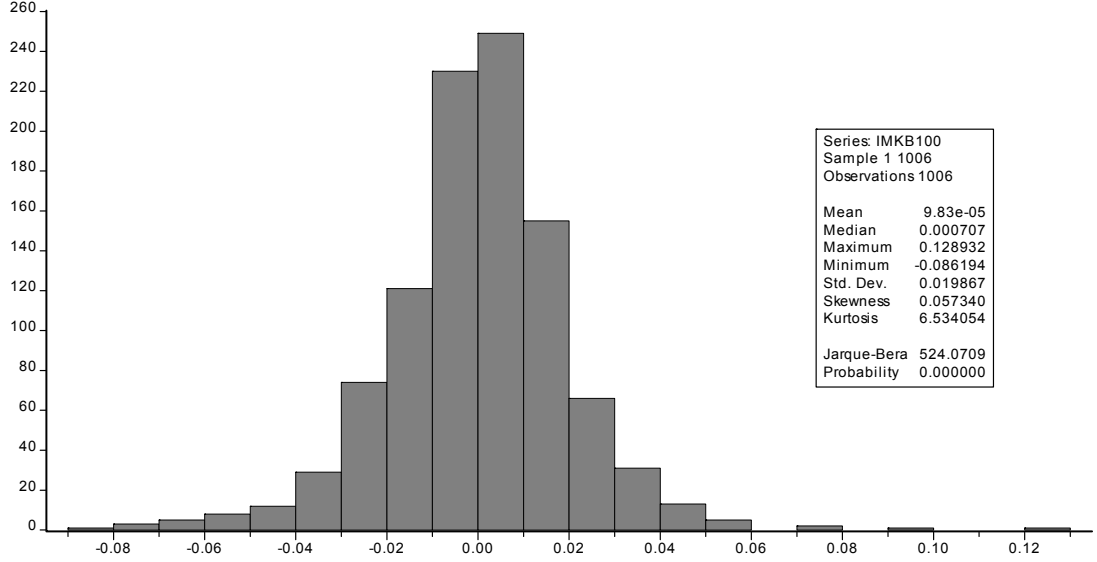
Pazartesi ve Cuma günlerine ait katsayılar istatistik bakımından anlamlı bulunmamıştır. İstatistiki olarak anlamlı bulunan haftanın en yüksek riske sahip günü Salı iken, en düşük riskler sırasıyla Perşembe ve Çarşamba günleri olarak saptanmıştır. Kurulan AC-GARCH modelinde negatif şokları gösteren değişkenin parametresi olan $C(10)$, %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel bakımdan anlamlı ve sıfırdan büyük olduğu için kaldıraç etkisine rastlanmıştır.

Dönem ayrımı yapıldığında tüm dönem için yapılan uygulamanın sonucuna benzer şekilde, kriz öncesi dönemde belirli günlere ait getiriler istatistiksel açıdan anlamlı bulunduğundan haftanın günlerine ait katsayı eşitliği hipotezi reddedilip söz konusu dönem için İMKB 100 Endeksi getirilerinde haftanın günü etkisine rastlanılmıştır.

3.3.4.2 2008–2011 Döneminde Haftanın Günü Etkisi

Araştırılan dönemdeki İMKB 100 Endeksi getiri serisinin sıklık dağılımı ve J-B normallik testi sonuçları aşağıda verilmiştir.

Şekil 4: Getiri Serisine Ait Histogram (2008–2011)



2008–2011 döneminde İMKB 100 Endeksi getiri serisinin, basıklık katsayısının (6,534054) 3'ten büyük olması leptokurtik (kalın kuyruk) ve çarpıklık katsayısının (0,057340) pozitif olması sağa çarpık dağılıma sahip olduğunu göstermektedir.

Jarque-Bera test istatistiği olasılık değeri 0,05'ten küçük olduğu için serinin normal dağıldığını ileri süren H_0 hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde reddedilmekte ve araştırılan dönem için İMKB 100 Endeksinin getiri serisinin normal dağılım göstermediği saptanmaktadır.

2008–2011 dönemine ait getiri serisinin durağanlığı ADF birim kök testiyle araştırılmıştır.

Tablo 14: ADF Birim Kök Testi (2008–2011)

	Sabitsiz ve trendsiz	Sabitli	Sabitli ve trendli
ADF test istatistiği	-29,53005	-29,51635	-29,50646
Olasılık Değeri*	0,0000	0,0000	0,0000
1% kritik değeri	-2,567265	-3,436637	-3,967206
5% kritik değeri	-1,941139	-2,864204	-3,414291
10% kritik değeri	-1,616487	-2,568241	-3,129264

*MacKinnon (1996) tek yönlü olasılık değeri

*Dikkate alınan maksimum gecikme sayısı 21'dir.

Test sonuçlarına göre, hesaplanan ADF test istatistikleri hem sabitsiz ve trendsiz hem sabitli, hem de sabitli ve trendli modellerde MacKinnon kritik değerlerinden daha negatif çıkmış ve serinin birim kök içerdiğini ileri süren H_0 hipotezi reddedilmiştir. Söz konusu getiri serisi %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinin hepsinde durağan bulunmuştur.

Tablo 15: Günlere Ait Getirilerin Tanımlayıcı İstatistikleri (2008–2011)

	Pazartesi	Salı	Çarşamba	Perşembe	Cuma	Tüm
Ortalama	0,000826	0,000065	-0,000256	-0,000396	0,000421	0,000098
Medyan	0,000837	0,000389	0,000160	0,000707	0,001384	0,000707
Maksimum	0,054354	0,073843	0,058093	0,128932	0,098837	0,128932
Minimum	-0,053614	-0,066643	-0,062594	-0,077166	-0,086194	-0,086194
Std.Sapma	0,018573	0,019540	0,019483	0,019822	0,021830	0,019867
Varyans	0,000345	0,000382	0,000380	0,000393	0,000477	0,000395
Çarpıklık	0,066086	0,075546	-0,236369	0,798186	-0,253611	0,057425
Basıklık	0,685646	1,580392	0,668921	9,678754	4,116401	3,557669
Getiri/Risk	0,044490	0,003316	-0,013141	-0,019971	0,019295	0,004947
Jarque-Bera	3,5840	19,3259	5,0913	758,6095	135,8313	524,0709
J-B Olasılık	0,166630	0,000064	0,078423	0,000000	0,000000	0,000000
Gözlem	202	201	201	200	202	1006

2008–2011 dönemi için hesaplanan getiri serisinin 0,000098 ortalama, 0,019867 standart sapma ile -0,086 minimum değişme ile 0,129 maksimum değişme arasında olduğu gözlenmiştir.

Yukarıdaki 2008–2011 dönemine ait “Haftanın Günlerinin Tanımlayıcı İstatistikleri” incelendiğinde;

Getirinin en fazla olduğu gün “0,000826” ortalama ile Pazartesi günüdür. Pozitif getirilere sahip diğer günler Cuma ve Salı olarak sıralanmaktadır. En az getiri ise Perşembe günü (-0,000369) elde edilmiştir. Diğer negatif getiriye sahip gün ise Çarşamba günüdür.

Riskin göstergesi olan varyanslar dikkate alındığında, en az riskli gün “0,000345” varyansa sahip Pazartesi günüdür. Varyansı “0,000477” olan Cuma günü ise en yüksek riske sahiptir. Günler en fazla riskliden en aza doğru Cuma, Perşembe, Salı, Çarşamba ve Pazartesi şeklinde sıralanır. J-B normallik testine göre, Salı, Perşembe ve Cuma günlerine ait getiriler normal dağılıma uygun düşmezken, Pazartesi ve Çarşamba günlerine ait getiriler %5 anlamlılık seviyesinde normal dağılıma uymaktadır. Pazartesi, Salı ve Perşembe günlerine ait getiri serileri sağa çarpıkken Çarşamba ve Cuma günükilerin sola çarpık olduğu görülmektedir.

Kruskal Wallis testi, araştırılan dönem için haftanın günlerine ait medyanların eşit olup olmadığını araştırmak için uygulanmıştır. Teste göre, hesaplanan test istatistiğinin (0,543128 [0,9692]) olasılık değeri 0,05’ten (%5 hata payı) büyük olduğundan medyanların eşitliğini ileri süren H_0 hipotezi reddedilemez.

2008–2011 döneminde haftanın günü etkisi araştırılırken kukla değişkenler vasıtasıyla EKK yöntemi ile kurulmuş regresyon modelinde, ARCH etkisinin olup olmadığını saptamak için ARCH-LM testi kullanılmıştır. Hesaplanan $n \cdot R$ -kare değerinin (10,85713 [0,000984]) olasılık değeri, 0,05’ten küçük olduğu için eşvaryanslılığın var olduğunu ileri süren H_0 hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde reddedilir. Dolayısıyla araştırılan modelde ARCH etkisi olduğu saptanmış ve etkiyi kaldıracak olan GARCH modelleri araştırılmıştır.

2008–2011 dönemi araştırılırken model seçim kriterleri bakımından en iyi model “APGARCH (1,1) Modeli” ve Student’s t dağılımı olarak belirlenmiştir. Seçilen

modelde ARCH etkisinin yok olup olmadığı araştırılmıştır. ARCH-LM testi sonucunda hesaplanan n*R-kare'nin (0,14835 [0,903059]) olasılık değeri, 0,05'ten büyük olduğu için ARCH etkisinin kalktığı saptanmıştır.

Tablo 16: Haftanın Günü Etkisi Regresyon Analizi (2008–2011)

Bağımlı Değişken: İMKB 100

Yöntem: ML – ARCH (Marquardt) – T Dağılımı

Gözlem Sayısı: 1006

@SQRT(GARCH)^C(10) = C(6) + C(7)*(ABS(RESID(-1)) - C(8)*RESID (-1))^C(10) + C(9)*@SQRT(GARCH(-1))^C(10)

Değişken	Katsayı	Std. Hata	z-İst.	Olasılık Değeri
D1	0.001276	0.000855	1.492671	0.1355
D2	0.000166	0.000929	0.178202	0.8586
D3	0.001448	0.000988	1.466558	0.1425
D4	-0.000734	0.000995	-0.737978	0.4605
D5	0.002217	0.000038	57.75042	0.0000
Varyans Denklemi				
Varyans sabiti	0.007271	0.006434	1.130174	0.2584
ARCH parametresi	0.077628	0.020168	3.849091	0.0001
Asimetri parametresi	0.712405	0.137876	5.166989	0.0000
GARCH parametresi	0.903626	0.020446	44.19484	0.0000
Kuvvet parametresi	0.404347	0.214109	1.888510	0.0590
T Dağılımı				
Serbestlik Derecesi	9.286113	3.317542	2.799094	0.0051
R-Kare	-0.003672	Bağ. Değ. Ort.		-0.000063
Düzeltilmiş R-Kare	-0.013759	Bağ. Değ. Std. Sapma		0.019851
Reg. Std. Hata	0.019987	Akaike Bilgi Kriteri		-5.228338
Hata Kareleri Top.	0.397467	Schwarz Kriteri		-5.174609
Log Olasılığı	2640.854	D-W İst.		1.852406

2008–2011 döneminde, %1 anlamlılık düzeyinde Cuma gününe ait katsayı istatistiksel açıdan anlamlı bulunmuştur. Ayrıca hesaplanan getiri (% 0,22) pozitif ve

diğer günlere göre yüksektir. Haftanın diğer günlerine ait katsayılar anlamlı bulunmamıştır.

Modelde asimetri parametresi %5 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı ve sıfırdan büyük olduğu için kaldıraç etkisi söz konusudur.

Kriz sonrası dönem için oluşturulan modelde Cuma günü katsayısı anlamlı bulunduğundan bu dönemde de haftanın günü etkisinin var olduğu tespit edilmiştir. Fakat, söz konusu dönem için yapılan Kruskal Wallis testi sonucunda haftanın günleri getirilerinde anlamlı bir farklılık bulunamamıştır.

3.3.5 Düşüş Trendlerinin Kukla Değişken Olarak Modele Eklenmesi

Küresel kriz öncesi ve sonrası olarak dönemleri ayırdığımızda, kriz sonrası dönemde modeldeki bazı parametrelerin istatistiki olarak anlamsızlaştığı saptanmıştır. Bu yüzden haftanın günü etkisinin daha net bir biçimde belirlenebilmesi için, 1995–2011 yılları arasında borsanın düşüş trendine girdiği dönemler kukla değişkeni olarak modele dâhil edilip bu dönemlerde oluşan olumsuz etki ayrıştırılmıştır.

$$R_t = b_1 D_{1t} + b_2 D_{2t} + b_3 D_{3t} + b_4 D_{4t} + b_5 D_{5t} + b_6 D_{6t} + b_7 D_{7t} + b_8 D_{8t} + b_9 D_{9t} + b_{10} D_{10t} + e_t$$

Eşitlikte;

R_t : Endekste “t” gününde oluşan günlük logaritmik değişim.

$b_1, \dots, b_{10}$: Regresyon katsayıları.

$D_t \dots D_{5t}$: Sırasıyla Pazartesi, Salı, ..., Cuma günlerini temsil eden kukla değişkenleri (Eğer t günü Pazartesi ise $D_t = 1$, aksi takdirde $D_t = 0$, diğer günler de aynı şekilde değer almışlardır).

D_{6t} : 17.07.98–08.10.98 döneminin kukla değişkeni (Eğer t günü bu dönemde ise $D_{6t} = 1$, aksi takdirde $D_{6t} = 0$).

D_{7t} : 21.01.2000–24.03.03 döneminin kukla değişkeni (Eğer t günü bu dönemde ise $D_{7t}=1$, aksi takdirde $D_{7t}=0$).

D_{8t} : 02.03.06–26.06.06 döneminin kukla değişkeni (Eğer t günü bu dönemde ise $D_{8t}=1$, aksi takdirde $D_{8t}=0$).

D_{9t} : 18.10.07–16.03.09 döneminin kukla değişkeni (Eğer t günü bu dönemde ise $D_{9t}=1$, aksi takdirde $D_{9t}=0$).

D_{10t} : 10.11.2010–30.12.2011 döneminin kukla değişkeni (Eğer t günü bu dönemde ise $D_{10t}=1$, aksi takdirde $D_{10t}=0$).

e_t : Hata terimi.

Pazartesi günlerinin ortalama getirisi b_1 ile, kalan günlerin ise sırasıyla b_2 , b_3 , b_4 ve b_5 ile gösterilmiştir. İMKB 100 Endeksi ortalama getirilerinin haftanın günlerine göre dağılımında istatistiksel açıdan anlamlı bir farklılık olup olmadığını araştırmak için kurulan sıfır hipotezi,

$$H_0: b_1 = b_2 = b_3 = b_4 = b_5$$

şeklinde olacaktır. H_0 hipotezinin reddedilmesi, günlerin ortalama getirileri arasında farklılığın olduğu anlamına gelecektir.

Haftanın günü etkisini araştırmak için kukla değişkenler kullanılarak En Küçük Kareler (EKK) yöntemiyle regresyon modeli kurulmuş ve ARCH-LM testi ile ARCH etkisi araştırılmıştır. ARCH-LM test sonucuna göre, hesaplanan $n \cdot R$ -kare değerinin (320,2397 [0,0000]) olasılık değeri, 0,05'ten küçük olduğu için eşvaryanslılığın var olduğunu ileri süren H_0 hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde reddedilmiş ve modelde ARCH etkisi bulunmuştur.

ARCH etkisini kaldıracak olan GARCH modelleri araştırılmış ve model seçim kriterleri bakımından en iyi model “AC-GARCH (1,1) Modeli” ve Student's t dağılımı olarak belirlenmiştir. Seçilen model için yapılan ARCH-LM testi sonucunda hesaplanan

n*R-kare'nin (3,236068 [0,072033]) olasılık değeri, 0,05'ten büyük olduğu için ARCH etkisinin kalktığı saptanmıştır.

Tablo 17: Haftanın Günü Etkisi Regresyon Analizi (Düşüş Trendleri Dâhil Edilmiş)

Bağımlı Değişken: İMKB 100

Yöntem: ML-ARCH (Marquardt) – T Dağ.

Gözlem Sayısı: 4235

$Q = C(11) + C(12)*(Q(-1) - C(11)) + C(13)*(RESID(-1)^2 - GARCH(-1))$

$GARCH = Q + (C(14) + C(15)*(RESID(-1)<0))*(RESID(-1)^2 - Q(-1)) + C(16)*(GARCH(-1) - Q(-1))$

Değişken	Katsayı	Std. Hata	z-İst.	Ol. Değ.
D1	0.001728	0.000664	2.601341	0.0093
D2	0.002606	0.000647	4.024940	0.0001
D3	0.004304	0.000623	6.906902	0.0000
D4	0.003139	0.000644	4.877356	0.0000
D5	0.001367	0.000657	2.080881	0.0374
D6	-0.013991	0.003590	-3.897450	0.0001
D7	-0.009948	0.003093	-3.216591	0.0013
D8	-0.005130	0.001976	-2.595813	0.0094
D9	-0.004678	0.001066	-4.387965	0.0000
D10	-0.003216	0.000329	-9.769771	0.0000
Varyans Denklemi				
C(11)	0.000565	0.000203	2.777810	0.0055
C(12)	0.997351	0.001440	692.8313	0.0000
C(13)	0.025292	0.006683	3.784564	0.0002
C(14)	0.073676	0.017760	4.148512	0.0000
C(15)	0.055012	0.023563	2.334638	0.0196
C(16)	0.783270	0.034722	22.55814	0.0000
T Dağılımı				
Serbestlik Derecesi	7.241843	0.745585	9.712973	0.0000
R-Kare	0.014844	Bağ. Değ. Ort.		0.001256
Düzeltilmiş R-Kare	0.011107	Bağ. Değ. Std. Sapma		0.026533
Reg. Std.Hata	0.026385	Akaike Bilgi Kriteri		-4.754366
Hata Kareleri Top	2.936491	Schwarz Kriteri		-4.728871
Log Olasılığı	10084.37	D-W İst.		1.966945

C(11): Varyans sabiti.

C(12): Q_t 'nin C(11)'e varma hızı.

C(13): ARCH-GARCH'ın kalıcı bileşik etkisi.

C(14): Geçici ARCH etkisi.

C(15): Negatif şokları gösteren değişkeninin parametresi.

C(16): Geçici GARCH etkisi.

Kurulan modelde Pazartesi, Salı, Çarşamba ve Perşembe günlerine ait katsayılar %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlı ve pozitif bulunmuştur. Ayrıca, Cuma gününe ait katsayı %5 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlıdır.

Çarşamba gününe ait katsayı diğer günlere göre yüksek bulunurken, Perşembe günü en yüksek getiri elde edilen ikinci gündür. Haftanın en yüksek riske sahip günü Pazartesi iken, en düşük riskler sırasıyla Çarşamba ve Perşembe günleri olarak saptanmıştır.

Eklenen düşüş trendine ait katsayıların tümü istatistiksel bakımdan anlamlı bulunmuştur. Hesaplanan tüm katsayılar negatiftir.

Modelde negatif şokları gösteren değişkenin parametresi C(15), %5 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı ve sıfırdan büyük olduğu için kaldıraç etkisi söz konusudur.

Haftanın günü anomalisi araştırılırken düşüş trendlerinde oluşan olumsuz etki ayrıştırıldığında, haftanın tüm günlerine ait getiriler istatistiksel açıdan anlamlı bulunduğundan haftanın günlerine ait katsayı eşitliği hipotezi reddedilmiştir. Araştırılan dönem için İMKB 100 Endeksi getirilerinde haftanın günü etkisine rastlanılmıştır.

Analiz sonuçlarına göre, tespit edilen anomali göz önüne alınarak hisse senedinin Cuma günü alınıp Çarşamba günü satılması gibi bir yatırım stratejisi izlenirse, piyasa ortalaması üzerinde getiri elde etmek mümkün olabilir. Fakat burada unutulmamalıdır ki, işlem maliyetleri hesaba katıldığında piyasanın üzerinde getiri elde etme hedefi gerçekleşmeyebilir.

3.4 YILIN AYI ETKİSİNİN İNCELENMESİ

Hisse senedi piyasasında, yılın herhangi bir ayında diğer aylara göre belirgin ve sürekli bir biçimde daha yüksek veya düşük getiri elde edilmesi “yılın ayı etkisi” olarak tanımlanmaktadır. Bu anomalinin İMKB 100 Endeksindeki varlığı, hisse senedi piyasasında yılın belirli ay veya aylarında diğer aylara göre sürekli ve belirgin olarak daha düşük ya da yüksek getiri sağlanıp sağlanmadığı araştırılarak incelenmiştir.

3.4.1 Veriler ve İzlenen Yöntem

Çalışmanın bu bölümünde, İMKB’de yılın ayı etkisini araştırmak amacıyla, İMKB 100 Endeksinin 2 Ocak 1995 ve 30 Aralık 2011 tarihleri arasındaki günlük değişim oranları hesaplanarak aylık olarak incelenmiştir.

Öncelikle, araştırılan dönemdeki yılın aylarına ait ortalama getiriler ve aylara ilişkin tanımlayıcı istatistikler incelenmiştir. Ayrıca, aylara ait logaritmik fark getiri serisi oluşturularak tanımlayıcı istatistikler hesaplanmıştır.

Getirilerin yılın belirli aylarında farklılık gösterip göstermediğini araştırmak için parametrik ve parametrik olmayan testler uygulanmıştır (Kukla değişkenler vasıtasıyla yapılan regresyon analizi ve Kruskal Wallis testi).

İMKB 100 Endeksi günlük getirilerinin aylara göre dağılımının istatistiksel açıdan anlamlılığını ölçmek için kukla değişkenler kullanılarak çoklu regresyon modeli kurulmuştur;

$$R_t = b_1 D_{1t} + b_2 D_{2t} + b_3 D_{3t} + b_4 D_{4t} + b_5 D_{5t} + b_6 D_{6t} + b_7 D_{7t} + b_8 D_{8t} + b_9 D_{9t} + b_{10} D_{10t} + b_{11} D_{11t} + b_{12} D_{12t} + e_t$$

Eşitlikte;

R_t : Endekste “t” gününde oluşan günlük logaritmik değişim.

$b_1, \dots, b_{12}$: Regresyon katsayıları.

$D_t, \dots, D_{12t}$: Sırasıyla Ocak, Şubat, ..., Aralık aylarını temsil eden kukla değişkenleri (Eğer t ayı Ocak ise $D_t=1$, aksi takdirde $D_t=0, \dots$).

e_t : Hata terimi.

İMKB 100 Endeksi ortalama getirilerinin aylara göre dağılımında istatistiksel olarak anlamlı bir farklılık olup olmadığını araştırmak için kurulan hipotezler,

$H0$: Regresyon katsayıları birbirine eşittir. ($b_1=b_2=b_3 \dots =b_{12}$)

$H1$: Regresyon katsayıları birbirine eşit değildir.

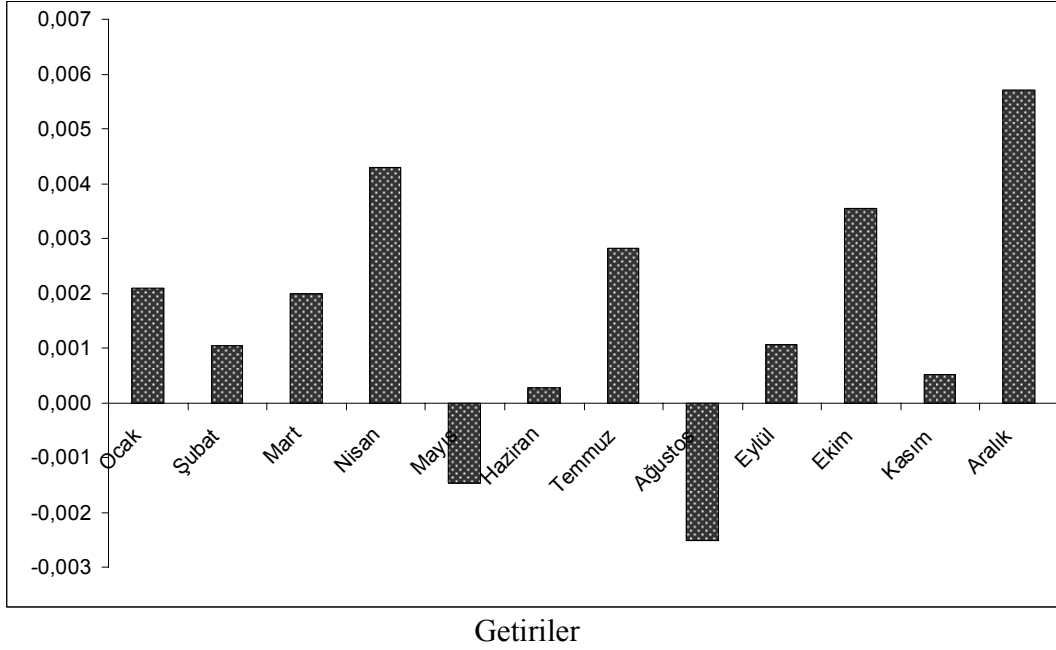
şeklinde olacaktır. $H0$ hipotezinin reddedilmesi, ayların ortalama getirileri arasında farklılığın olduğu anlamına gelecektir.

Yılın ayı etkisini araştırmak için kukla değişkenler kullanılarak En Küçük Kareler (EKK) yöntemiyle regresyon modeli kurulmuş ve ARCH-LM testi ile ARCH etkisi araştırılmıştır. Daha sonra en iyi model seçim kriterlerine sahip AC-GARCH modeli seçilerek yılın ayı etkisi analiz edilmiştir.

3.4.2 Test Sonuçları

1995–2011 döneminde İMKB 100 Endeksinin aylık ortalama getirileri ve aylara ait getirilere ilişkin tanımlayıcı istatistikler, ayrıca Kruskal Wallis ve ARCH-LM testlerinin sonuçları çalışmanın bu kısmında verilmiştir.

Şekil 5: Yılın Aylarına Ait Ortalama Getiriler (1995–2011)



Grafığe göre, günlük getirilerin aylara göre eşit dağılmadığı ve Aralık ayında en yüksek getiri sağlanırken Ağustos ayında en düşük (negatif) getiri elde edildiği görülmektedir. Mayıs ve Ağustos aylarına ait getiriler negatif iken diğer aylarınkiler pozitifdir. Aylara ait pozitif getiriler en yüksekten en düşüğe göre Aralık, Nisan, Ekim, Temmuz, Ocak, Mart, Eylül, Şubat, Kasım ve Haziran şeklinde sıralanmaktadır.

Günlük getirilerin aylara göre dağılımını daha ayrıntılı bir biçimde incelemek için, yılın aylarına ait getirilerin tanımlayıcı istatistikleri oluşturulmuştur.

Tablo 18: Aylara Ait Getirilerin Tanımlayıcı İstatistikleri

	Ocak	Şubat	Mart	Nisan	Mayıs	Haziran	Temmuz	Ağustos	Eylül	Ekim	Kasım	Aralık	Tüm
Ortalama	0,00208	0,00105	0,00199	0,00429	-0,00147	0,00027	0,00282	-0,00252	0,00107	0,00354	0,00052	0,00570	0,001610
Medyan	0,00096	0,00230	0,00244	0,00275	-0,00108	0,00044	0,00226	-0,00139	0,00123	0,00268	0,00079	0,00245	0,001430
Maksimum	0,13107	0,11228	0,12054	0,13526	0,07138	0,08039	0,10131	0,05194	0,16932	0,11031	0,12518	0,19451	0,194510
Minimum	-0,10801	-0,18109	-0,10575	-0,09108	-0,08306	-0,06399	-0,09010	-0,13121	-0,11337	-0,11190	-0,14928	-0,09851	-0,181093
Std. Sapma	0,02912	0,03123	0,02565	0,02575	0,02416	0,02103	0,02305	0,02207	0,02651	0,02690	0,03167	0,02974	0,026592
Varyans	0,00085	0,00098	0,00066	0,00066	0,00058	0,00044	0,00053	0,00049	0,00070	0,00072	0,00100	0,00088	0,000707
Çarpıklık	0,28718	-0,63628	0,08800	0,44610	-0,14343	0,25745	0,08932	-1,20647	0,71311	0,03754	0,02598	1,75939	0,232445
Basıklık	2,71607	5,85306	3,14775	3,24215	0,73596	1,31789	2,35652	4,85408	7,86735	2,97926	2,81536	10,61730	5,062885
Getiri/Risk	0,07153	0,03356	0,07772	0,16677	-0,06099	0,01296	0,12255	-0,11404	0,04034	0,13163	0,01645	0,19173	0,060535
Jarque – Bera	105,4136	470,1630	144,6999	154,1730	8,664	29,053	83,8176	423,0485	923,9828	126,6247	109,003	1792,139	4548,033
J-B p-değeri	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00155	0,00001	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,000000
Gözlem	342	326	363	340	356	365	375	356	358	356	344	354	4235

Tanımlayıcı istatistikler tablosuna göre;

- Aralık ayına ait getiri ortalaması en yüksek (0,00570) ve Ağustos ayına ait getiri ortalaması (-0,00252) ise en düşüktür.

- Mayıs ve Ağustos aylarına ait getiriler negatif ve diğer aylara ait getiriler pozitifdir. En yüksek getiri sağlanan Aralık ayını sırasıyla Nisan, Ekim, Temmuz, Ocak, Mart, Eylül, Şubat, Haziran, Kasım, Mayıs ve Ağustos ayları izlemektedir.

- Kasım ve Şubat aylarında varyans en yüksekken, Haziran ayında en düşüktür. Ayların hesaplanan varyansları göz önüne alınarak aylara ait riskler büyükten küçüğe şu şekilde sıralanır; Kasım, Şubat, Aralık, Ocak, Ekim, Eylül, Nisan, Mart, Mayıs, Temmuz, Ağustos ve Haziran.

- Şubat, Mayıs ve Ağustos aylarına ait getirilerin dağılımı sola çarpıkken diğer aylarınki sağa çarpıktır.

- Yılın her ayı için elde edilen getirilerin normal dağılmadığı saptanmıştır. Jarque-Bera normal dağılım testi sonucuna göre, aylara ait J-B test istatistiği olasılık değerleri 0,05'ten küçük olduğu için, söz konusu serilerin normal dağıldığını ileri süren H_0 hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde reddedilmektedir.

Aşağıdaki Tablo 19'daki günlük getiriler, veri setindeki uç değerlerin olumsuz etkisini azaltmak için kapanış değerlerinin logaritmik farkları alınarak hesaplanmıştır. Dolayısıyla İMKB 100 Endeksi logaritmik fark getiri serisi oluşturularak aylara ait tanımlayıcı istatistikler tekrar hesaplanmıştır.

Tablo 19: Aylara Ait Getirilerin Tanımlayıcı İstatistikleri (Ln)

	Ocak	Şubat	Mart	Nisan	Mayıs	Haziran	Temmuz	Ağustos	Eylül	Ekim	Kasım	Aralık	Tüm
Ortalama	0,00167	0,00056	0,00167	0,00396	-0,00176	0,00006	0,00256	-0,00274	0,00074	0,00318	0,00003	0,00527	0,001265
Medyan	0,00096	0,00229	0,00243	0,00274	-0,00108	0,00044	0,00225	-0,00139	0,00123	0,00268	0,00079	0,00244	0,001429
Maksimum	0,12317	0,10641	0,11382	0,12686	0,06895	0,07732	0,09650	0,05063	0,15642	0,10464	0,11794	0,17774	0,177736
Minimum	-0,11430	-0,19979	-0,11177	-0,09550	-0,08671	-0,06613	-0,09442	-0,14065	-0,12033	-0,11867	-0,16167	-0,10370	-0,199785
Std. Sapma	0,02900	0,03162	0,02562	0,02554	0,02425	0,02099	0,02299	0,02241	0,02632	0,02684	0,03173	0,02893	0,026529
Varyans	0,00084	0,00100	0,00066	0,00065	0,00059	0,00044	0,00053	0,00050	0,00069	0,00072	0,00101	0,00084	0,000704
Çarpıklık	0,08935	-1,01279	-0,10516	0,25793	-0,24279	0,15673	-0,05921	-1,38928	0,36466	-0,16446	-0,20719	1,36896	-0,043412
Basıklık	2,57169	7,49950	3,03540	2,97401	0,82909	1,22306	2,33981	5,84575	6,83670	3,16860	3,10597	8,71111	4,972220
Getiri/Risk	0,05745	0,01780	0,06518	0,15522	-0,07257	0,00266	0,11138	-0,12242	0,02795	0,11865	0,00096	0,18213	0,047682
Jarque – Bera	90,6582	790,3844	134,8647	123,9450	12,938	23,014	82,3753	602,1185	682,8922	144,4596	135,316	1192,676	4351,215
J-B p-değeri	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00155	0,00001	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
Gözlem	342	326	363	340	356	365	375	356	358	356	344	354	4235

Logaritmik fark getiri serisinin tanımlayıcı istatistikler tablosuna göre;

- En yüksek getiri ortalamasının Aralık ayına (0,00527), en düşük getiri ortalamasının ise Ağustos ayına (-0,00274) ait olduğu gözlenmektedir.

- Mayıs ve Ağustos aylarında negatif getiri diğer tüm aylarda ise pozitif getiri elde edilmiştir.

- En yüksek standart sapma Kasım ve Şubat aylarında, en düşük standart sapma Haziran ayında bulunmuştur.

- Şubat, Mart, Mayıs, Temmuz, Ağustos, Ekim ve Kasım aylarına ait getiriler sola çarpık dağılıma sahipken, Ocak, Nisan, Haziran, Eylül ve Aralık aylarına ait getiriler ise sağa çarpıktır.

- Yılın her ayı için elde edilen getirilerin normal dağılmadığı saptanmıştır. Jarque-Bera normal dağılım testi sonucuna göre, J-B olasılık değerleri 0,05'ten küçük olduğu için, serilerin normal dağıldığını ileri süren hipotez %5 anlamlılık düzeyinde reddedilmektedir.

Yılın ayı etkisi incelenirken aylara ait medyanların birbirine eşit olup olmadığı parametrik olmayan bir test olan Kruskal Wallis testi ile araştırılmıştır. Aşağıdaki Tablo 20'de söz konusu test sonucu gösterilmiştir.

Tablo 20: Kruskal Wallis Testi (Yılın Ayı Etkisi)

	Serbestlik Derecesi	Ki-Kare Değeri	Olasılık Değeri
Kruskal-Wallis	11	26,51784	0,0054

Kruskal-Wallis testi sonucunda, test istatistiğinin (26,51784 [0,0054]) olasılık değeri 0,05'ten küçük olduğu için %5 anlamlılık düzeyinde ayların medyanlarından en az birinin diğerlerinden farklı olduğu bulunmuştur.

Kullanılan modelde ARCH etkisinin olup olmadığının belirlenmesi amacıyla En Küçük Kareler Yöntemiyle model kurulmuştur. Daha sonra ARCH-LM (Lagrange Çarpanı) testi uygulanarak ARCH etkisi araştırılmıştır. ARCH-LM istatistiği test sonuçları Tablo 21’te sunulmaktadır.

Tablo 21: ARCH-LM Testi (Yılın Ayı Etkisi)

F-istatistiği	355,7023	Olasılık Değeri	0,000000
Obs*R-kare	328,2784	Olasılık Değeri	0,000000

Test sonucuna göre; hesaplanan n*R-kare değerinin olasılık değeri, hata payı 0,05’ten küçük olduğundan modelde %5 anlamlılıkla ARCH etkisi saptanmıştır.

3.4.3 Model Seçimi ve Regresyon Analizi

ARCH etkisini kaldırmak için GARCH modelleri kullanılacaktır. Model seçim kriterleri Akaike bilgi kriteri, Schwarz kriteri ve Log olasılık değerleri göz önüne alınarak en iyi model araştırılmıştır.

Tablo 22: Yılın Ayı Etkisi Model Seçim Kriterleri

Dağılım	Model	Akaike Bilgi Kriteri	Schwarz Kriteri	Log Olasılığı
Normal Dağılım	GARCH(1,1)	-4,697341	-4,674846	9961,619
	EGARCH (1,1)	-4,696162	-4,672167	9960,123
	APGARCH (1,1)	-4,698083	-4,672588	9965,191
	AC-GARCH (1,1)	-4,71168	-4,684681	9994,972
Student's t Dağılımı	GARCH(1,1)	-4,737176	-4,713181	10046,97
	EGARCH (1,1)	-4,738809	-4,713315	10051,43
	APGARCH (1,1)	-4,739437	-4,712443	10053,76
	AC-GARCH (1,1)	-4,74589	-4,717392	10068,41
GED Dağılımı	GARCH(1,1)	-4,731004	-4,707009	10033,90
	EGARCH (1,1)	-4,731053	-4,705559	10035,00
	APGARCH (1,1)	-4,732196	-4,705202	10038,42
	AC-GARCH (1,1)	-4,740404	-4,71191	10056,81

Araştırma sonucunda, en yüksek Log olasılık değerine ve en düşük Akaike bilgi ve Schwarz kriteri değerlerine sahip olan modelin “Asimetrik Bileşke GARCH (1,1) Modeli” ile Student’s t dağılımı olduğu bulunmuştur.

İMKB 100 Endeksinin yılın aylarının getirilerinde istatistiksel olarak anlamlı bir farklılık olup olmadığını araştırmak için kukla değişkenler ile kurulan Asimetrik Bileşke GARCH (1,1) modelinde ARCH etkisi araştırılmıştır. Tahmin edilen $n \cdot R$ -kare değerinin (3,829263 [0,050365]) olasılık değeri 0,05’ten büyük olduğundan modelde ARCH etkisinin ortadan kalktığı gözlenmiştir.

Tablo 23: Yılın Ayı Etkisi Regresyon Analizi (1995–2011)

Bağımlı Değişken: İMKB 100

Yöntem: ML – ARCH (Marquardt) – T Dağılımı

Gözlem Sayısı: 4235

$Q = C(13) + C(14)*(Q(-1) - C(13)) + C(15)*(RESID(-1)^2 - GARCH(-1))$

$GARCH = Q + (C(16) + C(17)*(RESID(-1) < 0))*(RESID(-1)^2 - Q(-1)) + C(18)*(GARCH(-1) - Q(-1))$

Değişken	Katsayı	Std. Hata	z-İst.	Olasılık Değeri
D1	0.001616	0.001006	1.607272	0.1080
D2	0.000995	0.001077	0.923908	0.3555
D3	0.002851	0.001101	2.589798	0.0096
D4	0.002258	0.001012	2.230716	0.0257
D5	-0.000710	0.001060	-0.670210	0.5027
D6	0.000285	0.001032	0.275873	0.7826
D7	0.002630	0.000937	2.807021	0.0050
D8	-0.000613	0.000703	-0.871681	0.3834
D9	0.002587	0.000196	13.17514	0.0000
D10	0.003226	0.000962	3.352228	0.0008
D11	0.000230	0.001016	0.226344	0.8209
D12	0.003056	0.001042	2.934037	0.0033
Varyans Denklemi				
C(13)	0.000548	0.000199	2.749042	0.0060
C(14)	0.997472	0.001380	722.7975	0.0000
C(15)	0.025175	0.006388	3.941170	0.0001
C(16)	0.068446	0.017710	3.864719	0.0001
C(17)	0.069973	0.024293	2.880395	0.0040
C(18)	0.773673	0.035176	21.99414	0.0000
T Dağılımı				
Serbestlik Derecesi	7.618300	0.817660	9.317201	0.0000
R-Kare	0.004681	Bağ. Değ. Ort.		0.001257
Düzeltilmiş R-Kare	0.000432	Bağ. Değ. Std. Sapma		0.026532
Reg. Std. Hata	0.026526	Akaike Bilgi Kriteri		-4.745886
Hata Kareleri Top.	2.966548	Schwarz Kriteri		-4.717392
Log Olasılığı	10068.41	D-W İst.		1.951341

C(13): Varyans sabiti.

C(14): Q_t 'nin C(13)'ya varma hızı.

C(15): ARCH-GARCH'ın kalıcı bileşik etkisi.

C(16): Geçici ARCH etkisi.

C(17): Negatif şokları gösteren değişkenin parametresi.

C(18): Geçici GARCH etkisi.

Araştırılan dönem için Mart, Temmuz, Eylül, Ekim ve Aralık aylarına ait katsayılar %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. Ayrıca, Nisan ayına ait katsayı %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlıdır. Bu değişkenlere ait katsayı pozitifdir. Ekim ayına ait getiri diğer aylara göre yüksek bulunmuştur. Ekim ayından sonra en yüksek getiri Aralık ayında sağlanmıştır.

En yüksek riske sahip ay Mart olarak bulunmuşken, en düşük risk Eylül ayında gerçekleşmiştir.

Söz konusu modelde negatif şokları gösteren değişkenin parametresi C(17), %5 anlamlılık düzeyinde istatistik bakımından anlamlı ve sıfırdan büyük olduğu için araştırılan finansal seride kaldıraç etkisi mevcuttur.

Yapılan regresyon analizine göre, belirli aylara ait katsayılar istatistiksel olarak anlamlı bulunduğundan yılın aylarına ait getiri eşitliği hipotezi reddedilmiştir. Dolayısıyla ayların ortalama getirileri arasında farklılık saptandığından, İMKB 100 Endeksi getirilerinde yılın ayı etkisinin varlığı söz konusudur.

SONUÇ

İMKB’de haftanın günü ve yılın ayı etkisinin araştırıldığı bu çalışmada, incelenen 1995–2011 döneminde bu etkilerin varlığı saptanmıştır. Ayrıca küresel krizden sonra haftanın günü etkisinde olası bir değişiklik gözlenebileceği düşüncesiyle, veriler 1995–2007 ve 2008–2011 olmak üzere iki dönem için ayrı ayrı analiz edilmiştir. 1995–2007 döneminde, tüm döneme benzer şekilde haftanın günü etkisine rastlanırken, 2008–2011 döneminde sadece Cuma gününe ait getirilerin pozitif ve istatistiki olarak anlamlı olduğu bulunmuştur. 2008–2011 dönemi için kurulan modelde bazı parametrelerin istatistiki olarak anlamsızlaştığı gözlenmiş ve buna söz konusu dönemde gerçekleşen küresel krizin etkisi olabileceği düşünüldüğünden, İMKB’de incelenen dönemde oluşan düşüş trendleri belirlenerek modele kukla değişken olarak ilave edilmiştir. Sonuç olarak, düşüş trendlerinin etkisi ayrıştırıldığında haftanın günü etkisi daha net bir biçimde ortaya çıkmıştır. Çalışmada İMKB’de haftanın günü ve yılın ayı etkisi gibi anomalilerin saptanması piyasa etkinliğinin sağlanamadığının bir kanıtıdır.

Literatürde piyasa etkinliği araştırılırken “Etkin Piyasa Hipotezi” geliştirilmiştir. Bu hipoteze göre, mevcut bilginin hisse senedi fiyatlarına tam ve doğru olarak yansıdığı ve yatırımcıların herhangi bir model geliştirerek piyasanın normal getirisi üzerinde bir getiri elde edemeyecekleri ileri sürülmektedir. Bir piyasanın etkin olabilmesi için kâr amacı hedefleyen çok sayıda rasyonel yatırımcının rekabet etmesi ve mevcut bilginin tüm katılımcılar için neredeyse maliyetsiz olması gerektiği ifade edilmektedir. Bir piyasanın etkinlik seviyesi fiyatlara yansıyan bilgiye göre belirlenmektedir. Bilgi kümesine göre etkinlik seviyeleri; zayıf, yarı güçlü ve güçlü formda piyasa etkinliği şeklindedir.

Zayıf formda piyasa etkinliği, rassal olarak piyasaya ulaşan menkul kıymete ait geçmiş tüm bilginin fiyata tam olarak ve hızlı bir biçimde yansıdığı, böylece fiyat değişimlerinin tamamen rassal ve birbirinden bağımsız olduğu durum olarak ifade edilmektedir. Zayıf etkin bir piyasada, yatırımcının geçmiş fiyat bilgilerini kullanarak menkul kıymetin gelecekteki değerini tahmin edemeyeceği ve menkul kıymetin geçmiş fiyat bilgilerine dayalı öngörü ile piyasada ek bir getiri sağlayamayacağı ileri

sürülmektedir. Dolayısıyla teknik analiz ve zaman serileri analizlerini kullanarak piyasayı yenmeye çalışmak zayıf formda etkin bir piyasada söz konusu olamaz.

Yarı güçlü formda piyasa etkinliği, halka açık tüm bilginin menkul kıymet fiyatına tam olarak ve anında yansıdığı durum olarak ifade edilmektedir. Yarı güçlü etkin piyasada, menkul kıymete ilişkin halka açıklanan bilgilere yatırımcılar hızlı bir biçimde tepki verir, böylece bilgiler fiyata anında yansımaktadır. Bu nedenle, söz konusu piyasada yatırımcılar temel analiz ve teknik analiz yöntemini kullanarak piyasa getirisi üzerinde getiri sağlayamamaktadır.

Güçlü formda piyasa etkinliği ise; menkul kıymete ait geçmiş fiyat bilgilerinin, kamuya açıklanmış ve kamuya açıklanmamış bilgilerin tümünün menkul kıymet fiyatına anında yansıdığı durum olarak ifade edilmektedir. Bu durumun mevcut olduğu piyasada, menkul kıymete ait içeriden öğrenilen özel bilgiler dâhil hiçbir bilgi ile piyasayı yenmek mümkün değildir, dolayısıyla yatırımcılar hiçbir analiz yöntemiyle piyasadaki daha fazla getiri elde edememektedir. Bundan dolayı, aktif portföy yönetimi için çaba harcamak gereksizdir. Piyasayı takip etme amacını güden pasif portföy yönetimi ile daha iyi sonuçlar alınabilir.

Piyasa etkinliği incelenirken karşılaşılan olağan dışı herhangi bir davranış, piyasada rastlanılan Etkin Piyasa Hipotezine uymayan her bir bulgu anomali olarak adlandırılmaktadır. Literatürde hipotezin aksine, zamana bağlı ve zamana bağlı olmayan çeşitli anomalilerin varlığı saptanmıştır. Hisse senedi getirileri zamandan bağımsız bir şekilde olduğu için çeşitli zaman dilimlerinde getiri farklılıklarının olmadığını ve belli zaman dilimlerindeki getiri trendlerini inceleyip gelecekteki getirileri tahmin ederek piyasanın üstünde getiri sağlanamayacağını ileri süren Etkin Piyasa Hipotezine aykırı olarak, hisse senedi getirilerinin belirli zaman dilimlerinde diğer zaman dilimlerinden belirgin ve sürekli olarak farklı bir davranış sergilemesi zamana bağlı anomaliler (dönemsellikler) olarak tanımlanmaktadır.

Dönemselliklerden haftanın günü etkisi, haftanın günlerinde ortalama getirilerin veya getiri dağılımlarının aynı olmadığı ve belirli günlerde getiri farklılıklarının oluşması olarak tanımlanmaktadır. Diğer bir dönemsellik olan yılın ayı etkisi ise yılın herhangi bir ayında hisse senedi fiyatlarının diğer aylara göre devamlı olarak farklı

hareket etmesi ve hisse senedi getirilerinin belirgin ve sürekli bir biçimde yüksek ya da düşük olması, diğer bir ifadeyle aylar arasında getiri farklılıklarının oluşması olarak adlandırılmaktadır.

Çalışmada 1995–2011 yılları arasında başlıca dönemselliklerden haftanın günü ve yılın ayı etkisinin varlığı araştırılarak İMKB’nin zayıf formda etkinliği bir başka açıdan incelenmiştir. İMKB’de haftanın günü etkisi dönem ayrımı yapılarak 1995–2007 ve 2008–2011 dönemleri için de araştırılmıştır. 1995–2011 döneminde İMKB 100 Endeksi getiri serisinin ve bu dönemde oluşturulan haftanın günlerine ait getiri serilerinin normal dağılmadığı saptanmıştır. İMKB 100 Endeksi getiri serisi durağan bulunmuş ve serinin analize uygun olduğu tespit edilmiştir. İMKB 100 Endeks getirisinin tanımlayıcı istatistiklerine göre, Çarşamba günü haftanın en yüksek getirisi ortaya çıkmaktadır. En yüksek ikinci getirili gün Perşembe günüdür. Haftanın tek negatif getirisi Cuma günü elde edilmiştir. Riskin göstergesi olan varyanslar dikkate alındığında, riskin en yüksek olduğu gün Cuma ve en düşük olduğu gün Perşembe günüdür.

Getirilerin haftanın günleri arasındaki dağılımının farklı olup olmadığını araştırmak için parametrik olmayan Kruskal Wallis testi ve kukla değişkenler vasıtasıyla yapılan regresyon analizi uygulanmıştır. Kruskal-Wallis testi sonucu, günlere ait medyanlardan en az birinin diğerlerinden farklı olduğu saptanmıştır. Haftanın günlerine ait getirilerde istatistiksel açıdan farklılık olup olmadığını araştırmak için kukla değişkenler kullanılarak kurulan regresyon modelinde ARCH etkisinin var olduğu saptanmıştır. ARCH etkisini kaldıracak karşılaştırılan GARCH modellerinden en düşük Akaike bilgi ve Schwarz kriteri değerlerine, ayrıca en yüksek Log olasılık değerine sahip olan “Asimetrik Bileşke GARCH (1,1) Modeli” ve “Student’s t dağılımı” seçilmiştir. Seçilen modelde ARCH etkisinin kalktığı saptanmıştır.

Yapılan regresyon analizinde, incelenen dönem için, %1 anlamlılık düzeyinde Salı, Çarşamba ve Perşembe günlerine ait katsayılar istatistik bakımından anlamlı bulunmuştur. Bu değişkenlere ait katsayılar pozitif bulunmuştur. Pazartesi ve Cuma günlerine ait katsayılar ise istatistiki olarak anlamsızdır. Haftanın en yüksek getirisi Çarşamba günü sağlanmaktadır. En yüksek getiri elde edilen ikinci gün ise Perşembe

günleridir. Anlamalı bulunan üçüncü getiri ise Salı gününe aittir. Haftanın en yüksek riske sahip günü Çarşamba iken, en düşük riskler sırasıyla Salı ve Perşembe günleri olarak saptanmıştır. Kurulan AC-GARCH modelinde negatif şokları gösteren değişkenin parametresi istatistiksel bakımdan anlamlı ve sıfırdan büyük olduğu için kaldıraç etkisi tespit edilmiştir. Dolayısıyla söz konusu dönem için aynı büyüklükte gerçekleşen pozitif şoka kıyasla, negatif şok sonrası oluşan oynaklığın daha fazla olduğu sonucuna varılmaktadır.

Yapılan çalışmaya göre, belirli günlerin katsayıları istatistiksel açıdan anlamlı bulunduğundan haftanın günlerine ait katsayı eşitliği hipotezi reddedilmiştir. Dolayısıyla günlere ait ortalama getiriler arasında farklılık gözlenmiş ve İMKB 100 Endeksi getirilerinde haftanın günü etkisine rastlanmıştır.

Çalışmada haftanın günü etkisi incelenirken, geçtiğimiz yıllarda gerçekleşen küresel krizden sonra söz konusu anomali açısından bir farklılık oluşup oluşmadığını araştırmak için veri seti 1995–2007 ve 2008–2011 olmak üzere iki döneme ayrılmıştır. 1995–2007 döneminde İMKB 100 Endeksi'nin getiri serisinin ve günlere ait getiri serilerinin normal dağılım göstermediği saptanmıştır. Araştırılan seri durağan bulunmuştur. Tanımlayıcı istatistiklere göre, getirinin en fazla olduğu gün Çarşamba günüdür. Bu günü sırasıyla; Perşembe, Salı ve Pazartesi günleri izlemektedir. En az getiri ise tek negatif getiriye sahip olan Cuma günü elde edilmiştir. En az riskli gün Perşembe günüdür. En yüksek riski olan gün ise Cuma günüdür.

1995–2007 döneminde, Kruskal Wallis testi sonucu günlere ait medyanlardan en az birinin diğerlerinden farklı olduğu bulunmuştur. 1995–2007 dönemi için kurulan regresyon modelinde ARCH etkisi olduğu saptanmış ve etkiyi kaldıran en iyi model “Asimetrik Bileşke GARCH (1,1) Modeli” ile Student's t dağılımı analiz edilmiştir. Analiz sonucunda, Salı, Çarşamba ve Perşembe günlerine ait katsayılar %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlı ve pozitif bulunmuştur. Çarşamba gününe ait katsayı diğer günlere göre yüksek olarak saptanmıştır. Perşembe günü en yüksek getiri elde edilen ikinci gündür. Pazartesi ve Cuma günlerine ait katsayılar istatistik bakımdan anlamlı bulunmamıştır. İstatistiki olarak anlamlı bulunan haftanın en yüksek riske sahip günü Salı iken, en düşük riskler sırasıyla Perşembe ve Çarşamba günleri olarak

saptanmıştır. Negatif şokları gösteren değişkenin parametresi istatistiksel bakımdan anlamlı ve sıfırdan büyük olduğu için kaldırıcı etkisine rastlanmıştır.

Dönem ayrımı yapıldığında tüm dönem için yapılan uygulamanın sonucuna benzer şekilde, kriz öncesi dönemde belirli günlere ait getiriler istatistiksel açıdan anlamlı bulunduğundan haftanın günlerine ait katsayı eşitliği hipotezi reddedilip söz konusu dönem için İMKB 100 Endeksi getirilerinde haftanın günü etkisi saptanmıştır.

2008–2011 döneminde İMKB 100 Endeksi getiri serisi normal dağılmamaktadır. Söz konusu getiri serisi durağan bulunmuştur. Salı, Perşembe ve Cuma günlerine ait getiriler normal dağılıma uygun düşmezken, Pazartesi ve Çarşamba günlerine ait getiriler normal dağılıma uymaktadır. Hesaplanan tanımlayıcı istatistiklere göre, getirinin en fazla olduğu gün Pazartesi günüdür. Pozitif getirilere sahip diğer günler Cuma ve Salı günleridir. Perşembe ve Çarşamba günlerinde negatif getiri elde edilmiştir. En az getiriye sahip gün ise Perşembe günüdür. Günler en fazla riskliden en aza doğru; Cuma, Perşembe, Salı, Çarşamba ve Pazartesi şeklinde sıralanır.

Kruskal Wallis testi sonucunda, araştırılan dönem için haftanın günlerine ait medyanların eşitliğini ileri süren hipotez reddedilemez. Bu dönem için kurulan regresyon modelinde ARCH etkisi olduğu saptanmış ve etkiyi kaldıracak olan en iyi model “APGARCH (1,1) Modeli” ve Student’s t dağılımı olarak belirlenmiştir. 2008–2011 döneminde, %1 anlamlılık düzeyinde Cuma gününe ait katsayı istatistiksel açıdan anlamlı bulunmuştur. Ayrıca hesaplanan bu getiri pozitif ve diğer günlere göre yüksektir. Haftanın diğer günlerine ait katsayılar anlamlı bulunmamıştır. Modelde asimetri parametresi istatistiki olarak anlamlı ve sıfırdan büyük olduğu için kaldırıcı etkisi bu dönemde de söz konusudur. Kriz sonrası dönemde Cuma gününe ait getiriler istatistik bakımından anlamlı olduğundan söz konusu dönemde de haftanın günü etkisine rastlanılmıştır.

Küresel kriz öncesi ve sonrası olarak dönemler incelendiğinde, kriz sonrası dönemde modeldeki bazı parametrelerin istatistiki olarak anlamsızlaştığı saptanmıştır. Bu yüzden haftanın günü etkisinin daha net bir biçimde gözlenebilmesi için, 1995–2011 yılları arasında borsanın düşüş trendine girdiği dönemler kukla değişkeni olarak modele eklenerek bu dönemlerde oluşan olumsuz etki ayrıştırılmıştır.

Seride ARCH etkisine rastlanılmış ve en iyi model “AC-GARCH (1,1) Modeli” ve Student’s t dağılımı olarak belirlenmiştir. Kurulan modelde haftanın tüm günlerine ait katsayılar istatistiksel açıdan anlamlı ve pozitif bulunmuştur. Çarşamba gününe ait katsayının diğer günlere göre yüksek olduğu gözlenirken, Perşembe gününün en yüksek getiri elde edilen ikinci gün olduğu bulunmuştur. Pazartesi haftanın en yüksek riske sahip günü iken, en düşük riskler sırasıyla Çarşamba ve Perşembe günleri olarak tespit edilmiştir. Düşüş trendlerine ait katsayıların tümü negatif ve istatistiksel bakımdan anlamlıdır. Modelde negatif şokları gösteren değişkenin parametresi istatistiki olarak anlamlı ve sıfırdan büyük olduğu için kaldıraç etkisi olduğu tespit edilmiştir.

Düşüş trendleri kukla değişken olarak modele eklendiğinde, haftanın tüm günlerine ait getiriler istatistiksel açıdan anlamlı bulunduğundan haftanın günlerine ait katsayı eşitliği hipotezi reddedilmiştir. İncelenen dönemde İMKB 100 Endeksi getirilerinde haftanın günü etkisine rastlanmıştır.

Yapılan analiz sonucunda görülüyor ki, haftanın günü etkisi, kriz algısının yoğunlaştığı dönemlerde önemini yitirirken, kriz dönemlerini de kapsayan borsanın düşüşe geçtiği dönemlerin etkisi ayrıştırıldığında daha net ortaya çıkmakta, dolayısıyla düşüş trendleri dışında ya da kriz algısının ortadan kalktığı dönemde önem kazanmaktadır.

İMKB’de yılın ayı etkisi 1995–2011 dönemi kapsamında incelenmiştir. Tanımlayıcı istatistiklere bakıldığında, en yüksek getiri sağlanan Aralık ayını sırasıyla Nisan, Ekim, Temmuz, Ocak, Mart, Eylül, Şubat, Haziran, Kasım, Mayıs ve Ağustos ayları izlemektedir. Mayıs ve Ağustos aylarına ait getiriler negatif ve diğer aylara ait getiriler pozitifdir. Aylara ait riskler büyükten küçüğe şu şekilde sıralanır; Kasım, Şubat, Aralık, Ocak, Ekim, Eylül, Nisan, Mart, Mayıs, Temmuz, Ağustos ve Haziran. Yılın her ayı için elde edilen getirilerin normal dağılmadığı saptanmıştır.

Kruskal-Wallis testi sonucunda, ayların medyanlarından en az birinin diğerlerinden farklı olduğu bulunmuştur. Kurulan regresyon modelinde ARCH etkisi saptanmış ve en iyi modelin “Asimetrik Bileşke GARCH(1,1) Modeli” ile Student’s t dağılımı olduğu bulunmuştur. Analiz sonucunda Mart, Nisan, Temmuz, Eylül, Ekim ve Aralık aylarına ait katsayılar istatistiksel açıdan anlamlı ve pozitif bulunmuştur.

Ekim ayına ait getiri diğer aylara göre yüksek bulunmuştur. Ekim ayından sonra en yüksek getiri Aralık ayında elde edilmiştir. En yüksek riskin olduğu ay Mart olarak tespit edilmişken, en düşük risk Eylül ayında gerçekleşmiştir. Negatif şokları gösteren değişkenin parametresi istatistik bakımdan anlamlı ve sıfırdan büyük olduğu için araştırılan finansal seride kaldıraç etkisi gözlenmiştir.

Regresyon analizine göre, belirli aylara ait katsayılar istatistiksel olarak anlamlı bulunduğundan yılın aylarına ait getiri eşitliği hipotezi reddedilmiştir. Dolayısıyla, İMKB 100 Endeksi getirilerinde yılın ayı etkisinin varlığı tespit edilmiştir.

Sonuç olarak, İMKB’de gözlenen haftanın günü ve yılın ayı etkisinin varlığı hisse senedi getirilerinin belirli bir trend izlediğini göstermektedir. Dolayısıyla, İMKB’nin zayıf formda dahi etkin bir piyasa olmadığı tespit edilmiştir. Bu sebeple işlem maliyetlerini göz ardı edersek, etkin piyasa hipotezinin aksine söz konusu trendleri inceleyerek piyasa ortalamasının üzerinde bir getiri elde edilmesi mümkün olabilmektedir.

KAYNAKÇA

Adalı, Sait. **Piyasa Etkinliği ve İMKB: Zayıf Formda Etkinliğe İlişkin Ekonometrik Bir Analiz**, (Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi), Kadir Has Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul, 2006.

Agrawal, Anup ve Kishore Tandon. “Anomalies or Illusions? Evidence From Stock Markets in Eighteen Countries”, **Journal of International Money and Finance**, Vol. 13, No. 1, 1994, pp. 83-106.

Akgüç, Öztin. **Finansal Yönetim**, Avcıol Basım Yayın, 1989.

Aksoy, Hakan ve İsmail Sağlam. “Sınıflayıcı (Classifier) Sistem ile İMKB’de Yeni Bir Anomali Gözlemi”, 2001, http://www.econ.boun.edu.tr/content/wp/ISS_EC_01_15.pdf, (24.06.2010).

Akyol, Ali C. ve David Michayluk. “Is There Closing Price Manipulation on the Istanbul Stock Exchange?”, 14 January 2008, http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1340278, (15.06.2010).

Altun, Oğuz. **Sermaye Piyasalarında Etkinlik: İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Üzerine Fiyat Etkinliği Testi**, Yeterlik Etüdü, Sermaye Piyasası Kurulu Araştırma Dairesi Ankara, Aralık 1992.

Ariel, Robert A. “A Monthly Effect in Stock Returns”, **Journal of Financial Economics**, Vol. 18, No. 1, 1987, pp. 161-174.

Atakan, Tülin. “İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’nda Haftanın Günü Etkisi ve Ocak Ayı Anomalileri’nin ARCH-GARCH Modelleri ile Test Edilmesi”, **İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi**, Cilt:37, Sayı:2, 2008, ss. 98-110.

Atilla, Gökçe. “İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Getirilerindeki Volatilitenin ARCH Teknikleri ile Ölçülmesi”, **Gazi Üniversitesi İ.İ.B.F Dergisi**, Cilt:3, Sayı:1, 2001, ss. 35-58.

Balaban, Ercan. “Day of the Week Effects: New Evidence from an Emerging Stock Market”, **The Central Bank of the Republic of Turkey Research Department Discussion Paper**, No:9410, November 1994, pp. 299-315.

Balaban, Ercan. “Hisse Senedi Piyasasında Fiyat Ayrılıkları: Gelişen Bir Piyasadan Gün Etkisine Dair Yeni Betimsel Bulgular”, **Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Araştırma Genel Müdürlüğü Tartışma Tebliği**, No:9504, Şubat 1995, ss. 77-104.

Balaban, Ercan. “Informational Efficiency of the Istanbul Securities Exchange and Some Public Rationale for Public Regulation”, **The Central Bank of the Republic of Turkey Research Department Discussion Paper**, No: 9502, February 1995, pp. 39-67.

Balaban, Ercan. “Some Empirics of the Turkish Stock Market”, **The Central Bank of the Republic of Turkey Research Department Discussion Paper**, No: 9508, April 1995, pp. 169-196.

Balaban, Ercan. “January Effect, Yes! What About Mark Twain Effect?”, **The Central Bank of the Republic of Turkey Research Department Discussion Paper**, No:9509, May 1995, pp. 199-214.

Balaban, Ercan. “İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Ocak Ayı Etkisi, Ömer Hayyam Etkisi ve Ümit Yaşar Etkisi”, **Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Araştırma Genel Müdürlüğü Tartışma Tebliği**, No:9511, Mayıs 1995, ss. 231-252.

Balaban, Ercan, H.Baturalp Candemir ve Kürşat Kunter. “İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’nda Aylık Dalgalanma Tahmini”, **Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Araştırma Genel Müdürlüğü Tartışma Tebliği**, No:9609, Şubat 1996, ss. 265-281.

Balaban, Ercan ve Kürşat Kunter. “Financial Market Efficiency in a Developing Economy: The Turkish Case”, **The Central Bank of the Republic of Turkey Research Department Discussion Paper**, No: 9611, March 1996, pp. 333-352.

Balaban, Ercan, H. Baturalp Candemir ve Kürşat Kunter. “Stock Market Efficiency in a Developing Economy: Evidence From Turkey”, **The Central Bank of the Republic of Turkey Research Department Discussion Paper**, No: 9612, March 1996, pp. 353-377.

Banz, Rolf W. “The Relationship Between Return and Market Value of Common Stock”, **Journal of Financial Economics**, Vol. 9, 1981, pp. 3-18.

Barak, Osman. **Hisse Senedi Piyasalarında Anomaliler ve Bunları Açıklamak Üzere Geliştirilen Davranışsal Finans Modelleri-İMKB’de Bir Uygulama-**, (Yayınlanmamış Doktora Tezi), Gazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ankara, 2006.

Barak, Osman ve Erhan Demireli. “İMKB’de Gözlemlenen Fiyat Anomalilerinin Davranışsal Finans Modelleri Kapsamında Değerlendirilmesi”, **10. Ulusal Finans Sempozyumu**, Dokuz Eylül Üniversitesi İİBF, İzmir, 01–04 Kasım 2006, ss. 1-39.

Barak, Osman. “İMKB’de Aşırı Reaksiyon Anomalisi Ve Davranışsal Finans Modelleri Kapsamında Değerlendirilmesi”, **Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, Cilt:10, Sayı:1, 2008, ss. 207-229.

Barone, Emilio. “The Italian Stock Market: Efficiency and Calendar Anomalies”, 18.10.1989, http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=512503, (25.09.2012).

Basu, Sanjoy. “Investment Performance of Common Stocks in Relation to Their Price-Earnings Ratios: A Test of The Efficient Market Hypothesis”, **Journal of Finance**, Vol. 32, No. 3, 1977, pp. 663-682.

Bildik, Recep. “Gecelik Faiz Oralarında Haftanın Günü Etkisi: Türk Para Piyasasından Örnekler”, **İMKB Dergisi**, Cilt:2, Sayı:6, Nisan–Haziran 1998, ss. 49-80.

Bildik, Recep. **Hisse Senedi Piyasalarında Dönemsellikler Ve İMKB Üzerine Ampirik Bir Çalışma**, İMKB Yayını, İstanbul, Mayıs 2000.

Bildik, Recep. “Intra-Day Seasonalities on Stock Returns: Evidence from the Turkish Stock Market”, **Emerging Markets Review**, Vol. 2, No. 4, Aralık 2001, pp. 1-47.

Bollerslev, Tim. “Generalized AutoRegressive Conditional Heteroscedasticity”, **Journal of Econometrics**, Vol. 31, 1986, pp. 307-327.

Boudreaux, Denis O. “The Monthly Effect in International Stock Markets: Evidence and Implications”, **Journal Of Financial And Strategic Decisions**, Vol. 8, No. 1, 1995, pp. 15-20.

Canbaş, Serpil, Serkan Yılmaz Kandır ve Ahmet Erişmiş, “İMKB Şirketlerinde Büyüklük ve Defter Değeri/Piyasa Değeri Oranının Hisse Senedi Getirilerine Etkisinin Analizi”, **İMKB Dergisi**, Cilt:10, Sayı:39, 2010, ss. 1-16.

Ceylan, Ali ve Turhan Korkmaz. **Sermaye Piyasası ve Menkul Değer Analizi**, Ekin Kitapevi, Bursa, 2000.

Çabuk, H. Altan, Mehmet Özmen ve Arzu Kökcen. “Koşullu Varyans Modelleri: İmkb Serileri Üzerine Bir Uygulama”, **Çukurova Üniversitesi İİBF Dergisi**, Cilt:15, Sayı:2, Aralık 2011, ss. 1-18.

Çevik, Ferhan ve Yeliz Yalçın. “İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB) İçin Zayıf Etkinlik Sınaması: Stokastik Birim Kök ve Kalman Filtre Yaklaşımı”, **Gazi Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi**, Sayı:1, 2003, ss. 21-36.

Çevik, Emrah İsmail ve Sedat Erdoğan. “Bankacılık Sektörü Hisse Senedi Piyasası’nın Etkinliği: Yapısal Kırılma ve Güçlü Hafıza”, **Doğuş Üniversitesi Dergisi**, Cilt:10, Sayı:1, 2009, ss. 26-40.

Çinko, Murat. “İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’nda Ocak Ayı Etkisi”, **Doğuş Üniversitesi Dergisi**, Cilt:9, Sayı:1, 2008, ss. 47-54.

De Bondt, Werner ve Richard Thaler. “Does the Stock Market Overreact?”, **The Journal of Finance**, Vol. 40, No. 3, Jul. 1985, pp. 793-805.

De Bondt, Werner ve Richard Thaler. “Further Evidence On Investor Overreaction and Stock Market Seasonality”, **The Journal of Finance**, Vol. 42, No. 3, 1987, pp. 557-581.

Demireli, Erhan. **Etkin Pazar Kuramı’ndan Sapmalar ve Ekonomik Faktörlere Dayalı Anomalilerin Hisse Senedi Getirilerine Etkileri (İMKB’de Bir Uygulama)**, (Yayınlanmamış Doktora Tezi), Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İzmir, 2007.

Demireli, Erhan. “Etkin Pazar Kuramı’ndan Sapmalar: Finansal Anomalileri Etkileyen Makro Ekonomik Faktörler Üzerine Bir Araştırma”, **Ege Akademik Bakış**, Cilt:8, Sayı:1, 2008, ss. 215-241.

Demirer, Rıza ve M. Baha Karan. “An Investigation of the Day-of-the-Week Effect on Stock Returns in Turkey”, **Emerging Markets Finance and Trade**, Vol. 38, No. 6, November–December 2002, pp. 47-77.

Demirkan, Sebahattin. “Volume, Opinion Divergence and Book-to-Market Anomaly”, 2009, http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=930663, (05.06.2010).

Duman Atan, Sibel, Zeynel Abidin Özdemir ve Murat Atan. “Hisse Senedi Piyasasında Zayıf Formda Etkinlik: İMKB Üzerine Ampirik Bir Çalışma”, **Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, Cilt:24, Sayı:2, 2009, ss. 33-48.

Eken, Mehmet Hasan ve Taylan Özgür Üner. “Hisse Senedi Piyasalarında Takvim Etkileri ve İstanbul Menkul Kıymetler Borsasına İlişkin Bir Uygulama”, **İMKB Dergisi**, Cilt:12, Sayı:45, 2012, ss. 61-120.

Engle, Robert F. “Auto Regressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of The Variance of United Kingdom Inflation”, **Econometrica**, Vol. 50, No. 4, Jul. 1982, pp. 987-1007.

Erdoğan, Muammer ve Bekir Elmas. “Hisse Senedi Piyasalarında Görülen Anomaliler ve Bireysel Yatırımcı Üzerine Bir Araştırma”, **Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi**, Cilt:14, Sayı:2, 2010, ss. 1-22.

Ergül, Nuray, Sezai Dumanoglu ve Veli Akel. “İMKB’de Günlük Anomaliler”, **Marmara Üniversitesi İİBF Dergisi**, Cilt: 25, Sayı: 2, 2008, ss. 601-629.

Ergün, Bahadır. **Piyasa Anomalileri ve Aşırı Tepki Hipotezi’nin İMKB’de Araştırılması**, (Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi), Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Adana, 2009.

Fama, Eugene F. “The Behavior of Stock-Market Prices”, **The Journal of Business**, Vol. 38, No. 1, Jan. 1965, pp. 34-105.

Fama, Eugene F. “Random Walks in Stock Market Prices”, **Financial Analysts Journal**, Vol. 21, No. 5, Sep. / Oct. 1965, pp. 55-59.

Fama, Eugene F. “Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Emprical Work”, **Journal of Finance**, Vol. 25, No. 2, May 1970, pp. 383-417.

Fama, Eugene F. ve Kenneth R. French, “Permanent and Temporary Components of Stock Prices”, **Journal of Political Economy**, Vol. 96, Issue:2, April 1988, pp. 246-273.

Fama, Eugene F. “Efficient Capital Markets: II”, **The Journal of Finance**, Vol. 46, No. 5, Dec. 1991, pp. 1575-1617.

Fama, Eugene F. ve Kenneth French, “Cross-Section of Expected Stock Returns”, **The Journal of Finance**, Vol. 47, No. 2, June 1992, pp. 427-465.

Fama, Eugene F. ve Kenneth French. “Size and Book to Market Factors in Earnings and Returns”, **The Journal of Finance**, Vol. 50, No. 1, March 1995, pp. 131-155.

Fama Eugene F. ve Kenneth French. “Value Versus Growth: The International Evidence”, **The Journal of Finance**, Vol. 53, No. 6, 1998, pp. 1-29.

French, Kenneth R. “Stock Returns and The Weekend Effect”, **Journal of Financial Economics**, Vol. 8, 1980, pp. 55-69.

Gülcan, Çağıl ve Mustafa Okur, “İMKB’nin Zayıf Formda Etkinliği’nin Test Edilmesi”, **Geleneksel Finans Sempozyumu-2004**, Marmara Üniversitesi Bankacılık ve Sigortacılık Enstitüsü & Bankacılık ve Sigortacılık Yüksekokulu, İstanbul, 27-28 Mayıs 2004, ss. 352-360.

Güneysu, Filiz ve Nebiye Yamak. “İMKB’de Haftanın Günü Etkisinin Kriz Dönemleri İçin Araştırılması”, **Finans Politik & Ekonomik Yorumlar**, Cilt:48, Sayı:560, 2011, ss. 33-44.

Hayırsever Baştürk, Feride. **F/K oranı ve Firma Büyüklüğü Anomalilerinin Bir arada Ele Alınarak Portföy Oluşturulması ve Bir Uygulama Örneği**, TC. Anadolu Üniversitesi Yayınları, No:1564, Eskişehir, 2004.

Haug, Mark ve Mark Hirschey. “The January Effect”, **Financial Analysts Journal**, Vol. 62, No. 5, Sep. / Oct. 2006, pp. 78-88.

Hepşen, Ali ve Ebru Demirci. “İhmal Edilmiş Hisse Senedi Anomalisi”, **11’nci Ulusal Finans Sempozyumu**, Zonguldak Kara Elmas Üniversitesi, 20-22 Ekim 2007, http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2013913, (25.09.2012).

Horasan, Mukadder. “Firma Büyüklüğünün Hisse Senedi Getirilerine Etkisi”, **Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi**, Cilt:11, Sayı:1, 2008, ss. 327-339.

Horasan, Mukadder. “Fiyat/Kazanç Oranının Hisse Senedi Getirilerine Etkisi: İMKB 30 Endeksi Üzerine Bir Uygulama”, **Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi**, Cilt:23, Sayı:1, 2009, ss. 181-192.

Jaffe, Jeffrey ve Randolph Westerfield. “The Weekend Effect in Common Stock Returns: The International Evidence.”, **Journal of Finance**, Vol. 40, No. 2, 1985, pp. 433-454.

Jegadeesh, Narasimhan ve Sheridan Titman. “Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency”, **The Journal of Finance**, Vol. 48, No. 1, March 1993, pp. 65-91.

Kahraman, Derya ve Mehmet Erkan. “İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’nda Tesadüfi Yürüyüş Testi”, **Celal Bayar Üniversitesi Yönetim ve Ekonomi Dergisi**, Cilt:12, Sayı:1, Manisa, 2005, ss. 11-24.

Karan, Mehmet Baha. “İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Anomalisi”, **Ege Ekonomik Bakış Dergisi**, Vol. 1, No. 2, 2001, ss. 83-94.

Karan, Mehmet Baha. **Yatırım Analizi ve Portföy Yönetimi**, Gazi Kitapevi, Ankara, Eylül 2004.

Kılıç, Süleyman Bilgin. “Test of The Weak Form Efficient Market Hypothesis for The Istanbul Stock Exchange By Markov Chains Methodology”, **Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitü Dergisi**, Cilt:14, Sayı:1, 2005, pp. 333-342.

Kıyılar, Murat. “Etkin Pazar Kuramının İMKB’de Test Edilmesi”, **Yönetim Dergisi**, Yıl: 9, Sayı:29, Ocak 1998, ss. 34-51.

Kızılsu, Sabri Serkan, Sezgin Aksoy ve Reşat Kasap. “Bazı Makro Ekonomik Zaman Dizilerinde Değişen Varyanslılığın İncelenmesi”, **Gazi Üniversitesi İ.İ.B.F Dergisi**, Cilt:3, Sayı:1, 2001, ss. 1-18.

Küçükkocaoğlu, Güray. “Intraday Stock Returns and Close End Price Manipulation in the Istanbul Stock Exchange”, **Frontiers in Finance and Economics**, Vol. 5, No. 1, April 2008, pp. 46-84.

Küçüksille, Engin. “İMKB Endekslerinde Ocak Ayı Etkisinin Test Edilmesi”, **Muhasebe ve Finansman Dergisi**, Ocak 2012, ss. 129-138.

Lo, Andrew W. ve A. Craig Mac Kinlay, “Stock Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test”, **The Review of Financial Studies**, Vol. 1, No. 1, 1988, pp. 41-66.

Lo, Andrew W. “Efficient Markets Hypothesis”, **The New Palgrave: A Dictionary of Economics**, Ed. L. Blume ve S. Durlauf, Second Edition, Palgrave Macmillan Ltd., New York, 2007, pp. 1-28.

Mandelbrot, Benoit. “Forecasts of Future Prices, Unbiased Markets and Martingale Models”, **Journal of Business**, Vol. 39, No. 1, Jan. 1966, pp. 242-255.

Mandelbrot, Benoit. “The Variation of Some Other Speculative Prices”, **The Journal of Business**, Vol. 40, No. 4, Oct. 1967, pp. 393-413.

Mazıbaşı, Murat. “İMKB Piyasalarında Volatilitenin Modellenmesi ve Öngörülmesi: Asimetrik GARCH Modelleri İle Bir Uygulama”, **Bankacılık Düzenleme ve Denetleme Kurumu**, 2004, www.ekonometridernegi.org/bildiriler/o16s3.pdf, (05.05.2010).

Metin, Kıvılcım, Gülnur Muradoğlu ve Bilgehan Yazıcı. “İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’nda Gün Etkilerinin İncelenmesi”, **İMKB Dergisi**, Cilt:1, Sayı:4, Ekim/Aralık 1997, ss. 15-25.

Metin, Kıvılcım. “İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Endeksi’ni Belirleyen Makro Büyüklükler ve Etkin Piyasalar Varsayımı”, **Ekonomik Yaklaşım Dergisi**, Cilt:10, Sayı:34, Sonbahar 1999, ss. 89-96.

Nelson, Daniel B. “Conditional Heteroscedasticity in Asset Returns: A New Approach”, **Econometrica**, Vol. 59, No. 2, March 1991, pp. 347-370.

Özçam, Ferhat. **Teknik Analiz ve İstanbul Menkul Kıymetler Borsası**, Sermaye Piyasası Kurulu, Yayın No:32, Nisan 1996.

Özden, Ünal H. “İMKB Bileşik 100 Endeksi Getiri Volatilitesinin Analizi”, **İstanbul Ticaret Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi**, Yıl:7, Sayı:13, 2008, ss. 339-350.

Özmen, Tahsin. **Dünya Borsalarında Gözlemlenen Dönemsel Anomaliler ve İMKB Üzerine Bir Deneme**, SPK Yayınları, Yayın No: 61, 1997.

Öztin, Duygu. **Dünya Borsalarında Gözlemlenen Dönemsel Anomaliler ve 1996–2006 Dönemi İçin İMKB’de Dönemsel Anomalilerin İncelenmesi**, (Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi), İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul, 2007.

Öztürk, M. Başaran. “Fiyat Kazanç Oranını Etkileyen Değişkenler Üzerine İMKB’de Ampirik bir Uygulama”, **Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi**, Sayı:23, 2007/2, ss. 275-284.

Öztürkatalay, M. Volkan. **Hisse Senedi Piyasalarında Görülen Kesitsel Anomaliler ve İMKB’ye Yönelik Bir Araştırma**, İMKB Yayınları, İstanbul, 2005.

Özün, Alper. “Kaos Teorisi, Hisse Senedi Getirilerindeki Doğrusal Olmayan Davranışlar, Zayıf İşlem ve Gelişen Piyasalarda Piyasa Etkinliği: İMKB Örneği”, **İMKB Dergisi**, Cilt:3, Sayı:9, Ocak/ Şubat /Mart 1999, ss. 41-71.

Reilly, Frank K. **Investment Analysis and Portfolio Management**, The Dryden Press, Fourth Edition, 1994.

Reinganum, Marc R. “Misspecification of Capital Asset Pricing: Empirical Anomalies Based on Earnings Yields and Market Values”, **Journal of Financial Economics**, Vol. 9, 1981, pp. 19-46.

Samuelson, Paul. “Proof That Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly”, **Industrial Management Review**, Vol. 6, No. 2, 1965, pp. 41-49.

Schwert, G. William. “Anomalies and Market Efficiency”, **Simon School of Business Working Paper**, 2002, pp. 1-52.

Sevim, Şerafettin, Birol Yıldız ve Soner Akkoç. “Aşırı Tepki Verme Hipotezi ve İMKB Üzerine Ampirik Bir Çalışma”, **İMKB Dergisi**, Cilt:9, Sayı:35, ss. 23-39.

Seyhun, H. Nejat. “The January Effect and Aggregate Insider Trading”, **The Journal of Finance**, Vol. 43, No. 1, Mart 1988, pp. 129-141.

Smirlock, Michael ve Laura Starks. “Day of the Week and Intra Day Effects in Stock Returns”, **Journal of Financial Economics**, Vol. 17, 1986, pp. 197-210.

Songül, Hüseyin. **Otoregresif Koşullu Değişen Varyans Modelleri: Döviz Kurları Üzerine Uygulama**, (Uzmanlık Yeterlilik Tezi), Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Araştırma ve Para Politikası Genel Müdürlüğü, Ankara, Ocak 2010.

Taner, Tuna ve Koray Kayalıdere. “1995–2000 Döneminde İMKB’de Anomali Araştırması”, **Yönetim ve Ekonomi Dergisi**, Cilt:9, Sayı:1-2, 2002, ss. 1-24.

Telatar, Erdinç ve H. Soner Binay. “İMKB Endeksinin PARCH Modellemesi”, **Akdeniz İ.İ.B.F. Dergisi**, Cilt:2, Sayı:3, 2002, ss. 114-123.

Temizel, Fatih ve Ekrem Meriç. “İMKB’de Hisse Senedi Fiyatlarının Gün İçi Yapılarına Dayalı Alternatif Bir Yatırım Stratejisi Önerisi”, **Muhasebe ve Finansman Dergisi**, Sayı:39, Temmuz 2008, ss. 128-141.

Tezeller, R. Yavuz. **Türkiye Sermaye Piyasalarında Pazar Etkinliği**, İktisadi Araştırmalar Vakfı, İstanbul, Aralık 2005.

Thaler, Richard H. “Anomalies: The January Effect”, **The Journal of Economics Perspectives**, Vol. 1, No. 1, 1987, pp. 197-201.

Torun, Mustafa ve Serdar Kurt. “Testing Weak and Semi-Strong Form Efficiency of Stock Exchanges in European Monetary Union Countries: Panel Data Causality and Co-Integration Analysis”, **Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi (International Journal of Economic and Administrative Studies)**, Cilt:1, Sayı:1, Yaz 2008, pp. 67-82.

Tunçel, Ahmet Kamil. “Haftanın Günü Etkisi’ne Yeni bir Yaklaşım: İMKB Örneği”, **Trakya Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi**, Cilt:10, Sayı:2, Aralık 2008, ss. 246-271.

Tunçel, Ahmet Kamil. “İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Yılın Ayı Etkisi”, **Yönetim Bilimleri Dergisi**, Cilt:10, Sayı:19, 2012, ss. 1-30.

Yalama, Abdullah ve Sibel Çelik. “Financial Market Efficiency in Turkey: Empirical Evidence from Toda Yamamoto Causality Test”, **European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences**, Issue:13, 2008, pp. 88-93.

Yıldırım, Nuri. “Firma Büyüklüğü ve Defter Değeri-Piyasa Değeri Etkileri: İMKB Örneği”, **İMKB Dergisi**, Cilt:8, Sayı:31, 1997, ss. 1-17.

Yükçü, Süleyman ve diğerleri. **Finansal Yönetim**, Vizyon Yayınları, İzmir, 1999.