T.C.

İSTANBUL ÜNİVERSİTESİ

SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ

FİNANS ANABİLİM DALI

YÜKSEK LİSANS TEZİ

DÜNYA BORSALARINDA GÖZLEMLENEN DÖNEMSEL ANOMALİLER VE 1996-2006 DÖNEMİ İÇİN İMKB'DE DÖNEMSEL ANOMALİLERİN İNCELENMESİ

DUYGU ÖZTİN

2501040024

TEZ DANIŞMANI

PROF.DR.BELKIS SEVAL

İSTANBUL, 2007

ÖZ

Etkin piyasa hipotezi piyasada oluşan fiyatların tahmin edilemeyeceğini iddia eder. Ancak uzun yıllardır finansal varlıkların fiyatlarını etkileyen faktörleri inceleyen araştırmacılar, Etkin Piyasa Hipotezi'ne aykırılık oluşturan sonuçlar elde etmişler ve bunu "anomali" olarak adlandırmışlardır.

Araştırmalar sonucu borsalarda gözlemlenen anomaliler; i) zamana bağlı anomaliler, ii) kesitsel anomaliler, iii) teknik anomaliler, iv) ekonomik faktörlere dayalı anomaliler ve v) politik faktörlere dayalı olarak sınıflandırılmışlardır. Zamana bağlı anomaliler ise kendi içerisinde; a) günlere ilişkin anomaliler, b) aylara ilişkin anomaliler ve c) tatillere ilişkin anomaliler olarak ayrılmıştır.

Bu çalışmada, 1.1.1996-31.12.2006 dönemi için İMKB 100 endeksi günlük kapanış değerleri logaritmik fark serisine dönüştürülerek, İMKB'de zamana bağlı (dönemsel) anomalilerin var olup olmadığı, parametrik ve parametrik olmayan istatistiki testler yardımıyla araştırılmıştır. Kukla değişken sayısının çok fazla sayıda olması nedeniyle (t>50) SPPS İstatistik Paket Programı'nın yeterli olmadığı durumlarda EViews İstatistik Programı kullanılmıştır.

Haftanın günü etkisinin İMKB'de halen varolduğu gözlemlenmiştir. Haftanın günlerinin getiri ortalamaları incelendiğinde; Cuma günleri yüksek getiri, Pazartesi günleri ise düşük getiri elde edildiği sonucuna varılmıştır. Yıllar itibariyle günlerin getirilerinde farklılık olup olmadığının araştırılması sonucunda; incelenen 11 yıllık dönem içerisinde en yüksek getiri ortalamasına Perşembe gününün sahip olduğu gözlemlenmiştir. Yılın ayları itibariyle günlerin getirilerinde farklılık olup olmadığı araştırılmıştır ve Ocak aylarının Perşembe günlerinin en yüksek getiriye sahip olduğu belirlenmiştir. Bunun yanısıra SPSS programı sonuçlarını desteklemek amacıyla ARMA Modeli ile kurulan haftanın günü etkisine ilişkin tahmini regresyon denklemi sonucu, Perşembe ve Cuma günlerinin getirilerinin İMKB 100 endeksi getirisi üzerinde etkili olduğu saptanmıştır.

Yılın ayı etkisi İMKB'de varlığını sürdürmektedir. Ayların genel ortalaması incelendiğinde; en yüksek getiri ortalamasının Aralık ayına, en düşük getiri ortalamasının ise Mayıs ayına ait olduğu gözlemlenmektedir. SPSS programı sonuçlarını desteklemek amacıyla ARMA Modeli ile kurulan yılın ayı etkisine ilişkin tahmini regresyon denklemi sonucu; Ocak ayı, Nisan ayı, Ekim ayı ve Aralık ayı getirilerinin İMKB 100 endeksi üzerinde anlamlı şekilde etkili oldukları saptanmıştır.

İMKB'de yıl dönüşü etkisi güçlü bir şekilde görülmektedir. Yıl dönüşü günlerinin ortalama getirisi, bir günün ortalama getirisine oranla oldukça yüksektir. Öte yandan, yıldönüşü günlerinin riski diğer günlere oranla daha yüksektir. Yıl dönüşünden önceki 4.işlem günü getirisinin, yıl dönüşünden önceki 3.işlem günü getirisinin ve yıl dönüşünden 1 gün sonraki günün getirisinin İMKB 100 endeksini etkilediği gözlemlenmiştir.

Ay dönüşü etkisi İMKB'de görülmektedir ve ayın son işlem günleri diğer günlere oranla oldukça yüksek getiriye sahiptir. Ay dönüşü etkisine ilişkin olarak yapılan testler sonucunda; en yüksek getiri ortalamasına ayın son işlem gününün sahip olduğu tespit edilmiştir. Ayın son işlem gününden sonra en yüksek getiriye izleyen ayın 3.işlem günü sahiptir. Ay dönüşünden 5 gün önceki gün, ay dönüşünden 1 gün sonraki gün ve ay dönüşünden 4 gün sonraki gün getirilerinin İMKB 100 endeksini etkilediği gözlemlenmiştir.

Yıllara göre ay içi etkisi İMKB'de varolmamakla beraber, aylara göre ay içi etkisinin farklılığı incelendiğinde en yüksek getiri ortalamasına Aralık ayının ilk yarısı sahiptir. Daha sonraki en yüksek getiri ortalaması Ocak ayının ilk yarısına aittir. Öte yandan, incelenen dönem için İMKB'de tatil etkisi gözlemlenmemiştir.

ABSTRACT

The efficient market hypothesis states that it is not possible to accurately predict market prices. However, years of reasearch on factors affecting financial assest have yileded certain exceptions referred to as “anomalies”.

The anomalies observed in the stock market prices have been classified as the following: i) periodical anomalies; ii) cross-sectional anomalies; iii) technical anomalies; iv) anomalies based on economical factors; and v) anomalies based on political factors. Based on recent research, periodical anomalies are further categorized as : a) daily anomalies b) monthly anomalies c) holiday related anomalies.

In this study the daily closing values for the IMKB 100 index have been converted to a logarithmic series and both parametric and non-parametric statistical tests have been used to investigate whether there are any periodical anomalies in IMKB. The large number of dummy variables (t>50) has necesseciated that the use of Eviews statistical sotware, where SPSS software has not been adequate.

The effect for different days of the week has been observed to be prevalent in IMKB, such that Fridays have yielded high daily average returns whereas Mondays have yielded low daily returns on average. The investigation of the total 11 year period on a daily basis has indicated that Thursdays have the highest average return. A further investigation on a montly basis has further shown that Thursdays of January months have yielded the highest returns. Further supporting the SPSS analysis, the regression based on the ARMA model for predicting the effect of various weekdays has also shown that the returns on Thursdays and Fridays have been above the IMKB 100 average.

The month of the year effect has been prevalent for IMKB. Invetigation of the average returns in each month has shown that the minimum returns are realized in December and the maximum returns are observed in May. Once again further supporting the results observed in SPSS, the regression anlaysis conducted using the ARMA model has shown that the returns in January, April, October and December have a significant effect on the general returns of IMKB 100 index.

A systematic effect of returns at the turning of the year has been observed such that the returns at the last day of ther year has been far above the average daily returns in other days of the year. On the other hand, the risk in year-ends has been much higher. The effects of fourth, third and first day of trade right before the year-end has been shown to affect the IMKB index.

The effect of turning of the month has been observed on returns. The last day of the month has the highest returns copmared to the rest of the days in a month. This is followed by the return in the 3rd day of the following month. 5th day before the end of the month, first day of the following month and the fourth day of the following month have also been observed to affect the IMKB index.

The monthly effect on IMKB has not been found in a yearly investigation, whereas investigation of the effect on a monthly basis has shown that the highest return has been in the first half of December.

The next highest average return is in the first half of January. On the other hand, no effect of holidays on IMKB has been documented during the period investigated.

ÖNSÖZ

Bu çalışmanın amacı dünya borsalarında gözlemlenen ve geçmiş yıllarda İMKB'deki varlığı araştırılan dönemsel anomalilerin varlığını hala sürdürüp sürdürmediğini araştırmaktır. Bu amaçla 1.1.1996-31.12.2006 dönemi için İMKB 100 endeksi günlük getirileri logaritmik fark serisine dönüştürülerek analize tabi tutulmuş ve sonuçlar yorumlanmıştır.

Bu çalışma ile anomalilerin keşfedildikten sonra gözlemlenmediği görüşü İMKB'de araştırılmış ve dönemsel anomalilerin eski gücünü yitirmekle birlikte hala İMKB'de var olduğu gözlemlenmiştir.

Bu çalışmanın hazırlanmasındaki değerli katkılarından dolayı tez danışmanım Sayın Prof.Dr.Belkıs Seval'a,

Tez çalışmamın her aşamasında desteğini ve bilgisini esirgemeyen Sayın Yrd.Doç.Dr.Vedat Sarıkovanlık'a,

Verdikleri destek için başta değerli Genel Sekreterim Sayın Dr.Cengiz Ersun olmak üzere, tüm çalışma arkadaşlarıma,

Değerli görüşlerini benimle paylaşan Marmara Üniversitesi Öğretim Görevlisi Sayın Oğuz Ersun'a ve değerli arkadaşım Umut Gökçe'ye,

Çalışmam süresince verdiği sonsuz destekten ve anlayıştan dolayı aileme ve İlter Günaştı'ya, yardımlarını benden esirgemeyen arkadaşım İlknur Bozat'a ve bugünlere gelmemde bana daima destek olan, güç veren ve bilgisini paylaşan değerli dostum Zümray Şentürk'e,

Ve son olarak annelerin en güzeline ve en meleğine,

sonsuz teşekkürlerimi sunarım.

İÇİNDEKİLER

ÖZ II
ABSTRACT IV
ÖNSÖZ VI
TABLO LİSTESİ XIII
GRAFİK LİSTESİ XVIII
KISALTMALAR LİSTESİ XIX

GİRİŞ 1

1. BÖLÜM
SERMAYE PİYASALARI VE ETKİN PAZAR HİPOTEZİ

1.1. ETKİN PAZAR HİPOTEZİ 2
1.1.1.Zayıf Etkin Pazar Hipotezi 4
1.1.2.Yarı Güçlü Etkin Pazar Hipotezi 5
1.1.3. Güçlü Etkin Pazar Hipotezi 5
1.2. PAZAR ETKİNLİK TESTLERİ 6
1.2.1. Beklenen Getiri veya Fair Game Modelleri 7
1.2.2. Submartingale Modeli 8
1.2.3. Random Walk Modeli 9
1.3. HİSSE SENEDİ GETİRİLERİNİN TAHMİN EDİLEBİLİRLİĞİ.... 11
1.4. SONUÇ 11

2.BÖLÜM

FİNANSAL VARLIK FİYATLAMA MODELLERİ VE ANOMALİLER

2.1. GİRİŞ 12

2.2. FİNANSAL VARLIK FİYATLAMA MODELLERİ 13

2.2.1. Finansal Varlık Fiyatlama Modeli (CAPM) 13

2.2.1.1.Sıfır Betalı CAPM (The Zero-Beta CAPM) 16

2.2.1.2. Çok Dönemli CAPM (The Multiperiod CAPM) 16

2.2.1.3. Çok Betalı CAPM (The Multibeta CAPM) 16

2.2.1.4. Tüketim Temelli CAPM 17
(The Constumption-Based CAPM)

2.2.2. Arbitraj Fiyatlama Teorisi Modeli (Arbitrage Pricing Model) 18

2.3. ANOMALİLER 20

2.3.1. Anomali Türleri 21

2.4. ZAMANA BAĞLI ANOMALİLER (DÖNEMSELLİKLER)

2.4.1. Günlere İlişkin Anomaliler 23

2.4.1.1. Haftanın Günü Etkisi 24

2.4.1.1.1. Haftanın Günü Etkisine Yönelik Olarak Dünya
Borsalarında Yapılan Çalışmalar 24

2.4.2. Aylara İlişkin Anomaliler 28

2.4.2.1.Ocak Ayı Etkisi 28

2.4.2.1.1.Ocak Ayı Etkisine Yönelik Olarak
Dünya Borsalarında Yapılan Çalışmalar 29

2.4.2.2.Yıl Dönüşü Etkisi 31

2.4.2.2.1. Yıl Dönüşü Etkisine Yönelik Olarak
Dünya Borsalarında Yapılan Çalışmalar 32

2.4.2.3. Ay Dönüşü Etkisi 33

2.4.2.3.1.Ay Dönüşü Etkisine Yönelik Olarak Dünya
Borsalarında Yapılan Çalışmalar 34

2.4.2.4. Ay İçi Etkisi …..... 36
2.4.2.4.1. Ay İçi Etkisine Yönelik Olarak
Dünya Borsalarında Yapılan Çalışmalar 36
2.4.3. Tatillere İlişkin Anomaliler
2.4.3.1. Tatil Etkisi 37
2.4.3.1.1. Tatil Etkisine Yönelik Olarak Dünya
Borsalarında Yapılan Çalışmalar 38
2.4.4. Gün İçi Etkisi …….. 40
2.4.4.1. Gün İçi Etkisine Yönelik Olarak Dünya
Borsalarında Yapılan Çalışmalar 41
2.4.5. Uğursuz Cuma Etkisi …… 43

2.5. KESİTSEL ANOMALİLER

2.5.1. Firma Büyüklüğü Etkisi 44
2.5.2. Piyasa Değeri/Defter Değeri Oranı Etkisi …….. 44
2.5.3. Fiyat/Kazanç Oranı Etkisi 45
2.5.4. Fiyat/Satış Oranı Etkisi 46
2.5.5. Fiyat/Nakit Akımı Oranı Etkisi 46
2.5.6. Temettü Verimi Etkisi 47
2.5.7. Önceki Getiri Etkisi 48

3.BÖLÜM
TÜRKİYE'DE ETKİN PAZAR HİPOTEZİ VE ANOMALİ KONUSUNDA YAPILAN ÇALIŞMALAR

3.1. TÜRKİYE'DE ETKİN PAZAR HİPOTEZİ VE ANOMALİ KONUSUNDA YAPILAN ÇALIŞMALAR 49
3.1.1. Türkiye'de Dönemsel Anomalilere Yönelik Olarak Yapılan Çalışmalar 50

4.BÖLÜM
DÖNEMSEL ANOMALİLERİN 1996-2006 DÖNEMİ İÇİN İMKB'DE İNCELENMESİ

4.1. İMKB'NİN TARİHÇESİ 57

4.2. VERİLER, İZLENEN YÖNTEM VE KULLANILAN İSTATİSTİKİ TESTLER 59
4.2.1. Kolmogorov-Smirnov Testi 60
4.2.2. Parametrik Testler
4.2.2.1. Regresyon 60
4.2.2.2. En Küçük Kareler Yöntemi 60
4.2.2.2.1. En Küçük Kareler Yöntemi Varsayımları 61
4.2.2.3. t - Testi 61
4.2.2.4. ANOVA (Varyans Analizi) Testi 62
4.2.3. Parametrik Olmayan Testler
4.2.3.1. Kruskal Wallis Testi 62
4.2.3.2. Scheffe, Tukey ve Post Hoc Testleri 62
4.2.3.3. Mann Whitney U Testi 63

4.2.4. Levene Testi ……. 63
4.2.5. Breusch – Godfrey LM Testi (Breusch – Godfrey Lagrange Çarpanı Testi) …….. 63
4.2.6. White Testi (Değişen Varyans Testi) …… 64
4.2.7. Otoregresif Modeller
4.2.7.1. AR (p) Modeli …… 65
4.2.7.2. MA (q) Modeli …… 66
4.2.7.3. ARMA (p,q) Modeli …….. 67

4.3. İMKB 100 ENDEKSİ LOGARİTMİK FARK GETİRİ SERİSİNİN NORMAL DAĞILIM TESTİ …… 67

4.4. DÖNEMSELLİKLERİN AMPİRİK YÖNDEN İNCELENMESİ
4.4.1. Haftanın Günü Etkisi …… 70
4.4.1.1.Veriler ve İzlenen Yöntem …….. 70
4.4.1.2. Haftanın Günleri Bazında Tanımlayıcı İstatistikler ve Ortalama Karşılaştırma Testi …….. 71
4.4.1.3. Yıl Esasına Dayalı Günlerin Tanımlayıcı İstatistikleri …….. 74
4.4.1.4. Ay Esasına Dayalı Günlerin Tanımlayıcı İstatistikleri ……. 79
4.4.1.5. Yıl ve Ay Bazlı Günlerin Tanımlayıcı İstatistikleri …….. 83
4.4.2. Yılın Ayı Etkisi
4.4.2.1.Yıl Bazlı Ayların Tanımlayıcı İstatistikleri …… 86
4.4.2.2. Ayların Genel Ortalama Analizi ……. 92
4.4.3. Yıl Dönüşü Etkisi
4.4.3.1. Yıl Dönüşü Etkisinin Tanımlayıcı İstatistikleri …… 94
4.4.4. Ay Dönüşü Etkisi
4.4.4.1. Ay Dönüşü Etkisinin Tanımlayıcı İstatistikleri ……. 99
4.4.5. Ay İçi Etkisi
4.4.5.1. Veriler ve İzlenen Yöntem …… 104

4.4.5.2. Ay İçi Etkisinin Tanımlayıcı İstatistikleri ve Analizler …… 105
4.4.5.3. Aylara Göre Ay İçi Etkisinin İncelenmesi …….. 110
4.4.6. Tatil Etkisi
4.4.6.1. Tatil Etkisinin Tanımlayıcı İstatistikleri ve Analizler … 115

4.5. SERİNİN DURAĞANLIĞI TESTİ …….. 120
4.6. REGRESYON MODELLERİNİN KURULMASI

4.6.1. Tüm Kukla Değişkenlerle Regresyon …… 123
4.6.2. İki Kuklalı Değişkenle Regresyon …… 123
4.6.3. ARMA Modelleri Yardımıyla Gün Etkisinin Belirlenmesi …. 124

4.7. ZAMANA BAĞLI ANOMALİLERİN (DÖNEMSELLİKLER) REGRESYON MODELLERİNİN KURULMASI
4.7.1. Haftanın Günü Etkisi …….. 127
4.7.2. Yılın Ayı Etkisi ……. 130
4.7.2.1. Ocak Ayı Etkisi …….. 133
4.7.2.2. Nisan Ayı Etkisi ……. 135
4.7.2.3. Ekim Ayı Etkisi ……. 137
4.7.2.4. Aralık Ayı Etkisi ……. 139
4.7.3. Yıl Dönüşü Etkisi ……. 141
4.7.4. Ay Dönüşü Etkisi …… 146
4.7.5. Ay İçi Etkisi …… 151
4.7.5.1. Ay Bazlı Olarak Ay İçi Etkisinin İncelenmesi ……. 153
4.7.6. Tatil Etkisi …….. 157
4.7.7. Yıl Etkisi …….. 160

SONUÇ …… 162

KAYNAKÇA …… 167

TABLO LİSTESİ

Tablo 1 (Kolmogorov Smirnov Normal Dağılım Testi) …….. 67
Tablo 2 (Tek Örneklem Kolmogorov Smirnov Normal Dağılım Testi) …. 68
Tablo 3 (İMKB Logaritmik Fark Getiri Serisi Tanımlayıcı İstatistikleri) … 69
Tablo 4 (Haftanın Günlerinin Tanımlayıcı İstatistikleri) ……. 71
Tablo 5 (Haftanın Günlerinin Varyanslarının Homojenliği Testi)……. 72
Tablo 6 (Haftanın Günlerinin ANOVA Tablosu) …….. 73
Tablo 7 (Haftanın Günlerinin Kruskal Wallis Testi) …….. 74
Tablo 8 (Yıl Esasına Dayalı Günlerin ANOVA Tablosu) …… 74
Tablo 9 (1996 Yılının Günlerinin Tanımlayıcı İstatistikleri) …… 75
Tablo 10 (1997 Yılının Günlerinin Tanımlayıcı İstatistikleri) …… 76
Tablo 11 (1998 Yılının Günlerinin Tanımlayıcı İstatistikleri) …… 76
Tablo 12 (1999 Yılının Günlerinin Tanımlayıcı İstatistikleri) …… 76
Tablo 13 (2000 Yılının Günlerinin Tanımlayıcı İstatistikleri) …… 76
Tablo 14 (2001 Yılının Günlerinin Tanımlayıcı İstatistikleri) …… 76
Tablo 15(2002 Yılının Günlerinin Tanımlayıcı İstatistikleri) …… 77
Tablo 16 (2003 Yılının Günlerinin Tanımlayıcı İstatistikleri) …… 77
Tablo 17 (2004 Yılının Günlerinin Tanımlayıcı İstatistikleri) …… 77
Tablo 18 (2005 Yılının Günlerinin Tanımlayıcı İstatistikleri) …… 77
Tablo 19 (2006 Yılının Günlerinin Tanımlayıcı İstatistikleri) …… 78
Tablo 20 (Yıl Esasına Dayalı Günlerin Kruskal Wallis Testi) ……. 79
Tablo 21 (Ay Esasına Dayalı Günlerin ANOVA Tablosu)……. 80
Tablo 22 (Aylara Göre Günlerin Tanımlayıcı İstatistikleri) ……. 81
Tablo 23 (Ay Esasına Dayalı Günlerin Kruskal Wallis Testi) …… 83
Tablo 24 (Yıl ve Ay Bazlı Günlerin ANOVA Tablosu) ……. 84
Tablo 25 (Yıl ve Ay Bazlı Günlerin Kruskal Wallis Testi) …… 85
Tablo 26 (1996 Yılı Aylarının Tanımlayıcı İstatistikleri) ……... 86
Tablo 27 (1997 Yılı Aylarının Tanımlayıcı İstatistikleri) …….. 86
Tablo 28 (1998 Yılı Aylarının Tanımlayıcı İstatistikleri) …… 87

Tablo 29 (1999 Yılı Aylarının Tanımlayıcı İstatistikleri) …….. 87
Tablo 30 (2000 Yılı Aylarının Tanımlayıcı İstatistikleri) ……. 87
Tablo 31 (2001 Yılı Aylarının Tanımlayıcı İstatistikleri) ……. 88
Tablo 32 (2002 Yılı Aylarının Tanımlayıcı İstatistikleri) …….. 88
Tablo 33 (2003 Yılı Aylarının Tanımlayıcı İstatistikleri) ……. 88
Tablo 34 (2004 Yılı Aylarının Tanımlayıcı İstatistikleri) …….. 89
Tablo 35 (2005 Yılı Aylarının Tanımlayıcı İstatistikleri) ……. 89
Tablo 36 (2006 Yılı Aylarının Tanımlayıcı İstatistikleri) ……. 89
Tablo 37 (Yılların Aylarının ANOVA Tablosu) ……. 90
Tablo 38 (Yılların Aylarının Kruskal Wallis Testi) ……. 91
Tablo 39 (Ayların Genel Ortalama Analizi Tablosu) …….. 92
Tablo 40 (Ayların Getiri Ortalamalarının Varyanslarının Homojenliği Testi) .. 92
Tablo 41 (Ayların Getiri Ortalaması ANOVA Tablosu) …….. 93
Tablo 42 (Ayların -Kendi Aralarında- Kruskal Wallis Testi) …….. 94
Tablo 43 (Yıl Dönüşü Günlerinin Kendi Aralarında Tanımlayıcı İstatistikleri) .. 95
Tablo 44 (Yıl Dönüşü Günlerinin Diğer Günlerle Kıyaslanan Tanımlayıcı İstatistikleri) …….. 95
Tablo 45 (Yıl Dönüşü Günlerinin Varyanslarının Homojenliği Testi) …… 96
Tablo 46 (Yıl Dönüşü Günleri ile Diğer Günlerin ANOVA Tablosu) ……. 97
Tablo 47 (Yıl Dönüşü Günleri Sıralar Tablosu)…….. 98
Tablo 48 (Yıl Dönüşü Günleri Kruskal Wallis Testi) …… 98
Tablo 49 (Ay Dönüşü ile Diğer Günlerin Tanımlayıcı İstatistikleri) …….. 99
Tablo 50 (Ay Dönüşü Günleri ile Diğer Günlerin Varyanslarının Homojenliği Testi) …….. 100
Tablo 51 (Ay Dönüşü Günleri ile Diğer Günlerin ANOVA Tablosu) …….. 101
Tablo 52 (Ay Dönüşü ile Diğer Günlerin Sıralar Tablosu) ……. 102
Tablo 53 (Ay Dönüşü ile Diğer Günlerin Kruskal Wallis Testi) …….. 102
Tablo 54 (Ay Dönüşü Günlerinin Kendi Aralarında Tanımlayıcı İstatistikleri) ……. 103

Tablo 55 (Ay Dönüşü Günlerinin Kendi Aralarında Sıralar Tablosu) ……. 103
Tablo 56 (Ay Dönüşü Gümlerinin Kendi Aralarında Kruskal Wallis Testi) ….. 104
Tablo 57 (Ay İçi Etkisi T Testi Tablosu) …… 105
Tablo 58 (Ay İçi Etkisi Bağımsız Örneklem T Testi Tablosu) …….. 106
Tablo 59 (Ayın İlk Yarısı Günleri ile Ayın İkinci Yarısı Günlerinin Varyanslarının Homojenliği Testi) ……. 107
Tablo 60 (Ayın İlk Yarısı Günleri ile Ayın İkinci Yarısı Günlerinin ANOVA Tablosu) …….. 108
Tablo 61 (Ayın İlk Yarısı Günleri ile Ayın İkinci Yarısı Günlerinin Tanımlayıcı İstatistikleri) …… 108
Tablo 62 (Ayın İlk Yarısı Günleri ile Ayın İkinci Yarısı Günlerinin Sıralar Tablosu) …….. 109
Tablo 63 (Ayın İlk Yarısı Günleri ile Ayın İkinci Yarısı Günlerinin Mann-Whitney U Testi) ……. 109
Tablo 64 (Aylara Göre Ay İçi Etkisinin Tanımlayıcı İstatistikleri) ……. 110
Tablo 65 (Ay İçi Etkisi Tanımlayıcı İstatistik Tablosu) ……. 111
Tablo 66 (Ayın İlk Yarısı Günleri ile Ayın İkinci Yarısı Günlerinin Varyanslarının Homojenliği Testi) ……. 111
Tablo 67 (Ayın İlk Yarısı Günleri ile Ayın İkinci Yarısı Günlerinin ANOVA Tablosu) …… 112
Tablo 68 (Aylara Göre Ay İçi Etkisinin Sıralar Tablosu) …….. 113
Tablo 69 (Aylara Göre Ay İçi Etkisinin Kruskal Wallis Testi) …….. 114
Tablo 70 (Tatil Etkisi Günleri ve Diğer Günlerin Tanımlayıcı İstatistikleri) ……. 115
Tablo 71 (Tatil Etkisi Günleri ve Diğer Günlerin Varyanslarının Homojenliği Testi) …… 115
Tablo 72 (Tatil Etkisi Günleri ve Diğer Günlerin ANOVA Tablosu) ……. 116
Tablo 73 (Tatil Etkisi Günlerini Kendi Aralarında Kıyaslayan Tanımlayıcı İstatistikler) …….. 117

Tablo 74 (Tatil Etkisi Günlerini Kendi Aralarında Kıyaslayan Sıralar Tablosu) ……. 117
Tablo 75 (Tatil Etkisi Günlerinin Kendi Aralarında Kruskal Wallis Testi) ….. 118
Tablo 76 (Tatil Etkisi Günleri ile Diğer Günlerin Sıralar Tablosu) ……. 119
Tablo 77 (Tatil Etkisi Günleri ile Diğer Günlerin Kruskal Wallis Testi) ….. 119
Tablo 78 (Serinin Durağanlığı Testi) …… 120
Tablo 79 (Tüm Kukla Değişkenlerle Regresyon Tablosu) …….. 123
Tablo 80 (İki Kukla Değişkenle Regresyon Tablosu) …… 123
Tablo 81 (ARMA (1,2) Modeli ile Regresyon Tablosu ……. 125
Tablo 82 (ARMA (1,2) Modeli Breusch-Godfrey Testi ……. 125
Tablo 83 (Haftanın Günü Etkisi ARMA(1,2) Modeli Regresyon Tablosu) … 127
Tablo 84 (Haftanın Günü Etkisi ARMA(1,2) Modeli Breusch-Godfrey Testi) 128
Tablo 85 (Haftanın Günü Etkisi ARMA(1,2) Modeli White Testi) …… 128
Tablo 86 (Yılın Ayı Etkisi ARMA(1,2) Modeli Regresyon Tablosu) ….. 130
Tablo 87 (Yılın Ayı Etkisi ARMA(1,2) Modeli Breusch-Godfrey Testi) …. 131
Tablo 88 (Yılın Ayı Etkisi ARMA(1,2) Modeli White Testi) ……. 132
Tablo 89 (Ocak Ayı Etkisi ARMA(1,2) Modeli Regresyon Tablosu) ….. 133
Tablo 90 (Ocak Ayı Etkisi ARMA(1,2) Modeli Breusch-Godfrey Testi) …. 133
Tablo 91 (Ocak Ayı Etkisi ARMA(1,2) Modeli White Testi) ……. 134
Tablo 92 (Nisan Ayı Etkisi ARMA(1,2) Modeli Regresyon Tablosu) ….. 135
Tablo 93 (Nisan Ayı Etkisi ARMA(1,2) Modeli Breusch-Godfrey Testi) …. 136
Tablo 94 (Nisan Ayı Etkisi ARMA(1,2) Modeli White Testi) ……. 136
Tablo 95 (Ekim Ayı Etkisi ARMA(1,2) Modeli Regresyon Tablosu) ….. 137
Tablo 96 (Ekim Ayı Etkisi ARMA(1,2) Modeli Breusch-Godfrey Testi) …. 137
Tablo 97 (Ekim Ayı Etkisi ARMA(1,2) Modeli White Testi) ……. 138
Tablo 98 (Aralık Ayı Etkisi ARMA(1,2) Modeli Regresyon Tablosu) ….. 139
Tablo 99 (Aralık Ayı Etkisi ARMA(1,2) Modeli Breusch-Godfrey Testi) …. 139
Tablo 100 (Aralık Ayı Etkisi ARMA(1,2) Modeli White Testi) ……. 140
Tablo 101 (Yıl Dönüşü Etkisi ARMA(1,2) Modeli Regresyon Tablosu) ….. 141

Tablo 102 (Yıl Dönüşü Etkisi ARMA(1,2) Modeli Breusch-Godfrey Testi) …. 142
Tablo 103 (Yıl Dönüşü Etkisi ARMA(1,2) Modeli White Testi) ……. 142
Tablo 104 (Anlamlı Değişkenlerle Yıl Dönüşü Etkisi ARMA(1,2) Modeli Regresyon Tablosu) …….. 143
Tablo 105 (Anlamlı Değişkenlerle Yıl Dönüşü Etkisi ARMA(1,2) Modeli Breusch-Godfrey Testi) …….. 144
Tablo 106 (Anlamlı Değişkenlerle Yıl Dönüşü Etkisi ARMA(1,2) Modeli White Testi) …….. 145
Tablo 107 (Ay Dönüşü Etkisi ARMA(1,2) Modeli Regresyon Tablosu) ….. 146
Tablo 108 (Ay Dönüşü Etkisi ARMA(1,2) Modeli Breusch-Godfrey Testi) …. 147
Tablo 109(Ay Dönüşü Etkisi ARMA(1,2) Modeli White Testi) …… 147
Tablo 110 (Anlamlı Değişkenlerle Ay Dönüşü Etkisi ARMA(1,2) Modeli Regresyon Tablosu) …….. 148
Tablo 111 (Anlamlı Değişkenlerle Ay Dönüşü Etkisi ARMA(1,2) Modeli Breusch-Godfrey Testi) …….. 149
Tablo 112 (Anlamlı Değişkenlerle Ay Dönüşü Etkisi ARMA(1,2) Modeli White Testi) …….. 150
Tablo 113 (Ay İçi Etkisi ARMA(1,2) Modeli Regresyon Tablosu) ….. 151
Tablo 114 (Ay İçi Etkisi ARMA(1,2) Modeli Breusch-Godfrey Testi) …. 152
Tablo 115 (Ay İçi Etkisi ARMA(1,2) Modeli White Testi) …… 152
Tablo 116 (Aylara Göre Ay İçi Etkisi ARMA(1,2) Modeli Regresyon Tablosu) 153
Tablo 117 (Aylara Göre Ay İçi Etkisi ARMA(1,2) Modeli Breusch-Godfrey Testi) …… 154
Tablo 118 (Aylara Göre Ay İçi Etkisi ARMA(1,2) Modeli White Testi) … 154
Tablo 119 (Anlamlı Değişkenlerle Ay İçi Etkisi ARMA(1,2) Modeli Regresyon Tablosu) …….. 155
Tablo 120 (Anlamlı Değişkenlerle Ay İçi Etkisi ARMA(1,2) Modeli Breusch-Godfrey Testi) …….. 156

Tablo 121 (Anlamlı Değişkenlerle Ay İçi Etkisi ARMA(1,2)
Modeli White Testi) …….. 156
Tablo 122 (Tatil Etkisi ARMA(1,2) Modeli Regresyon Tablosu) ….. 157
Tablo 123 (Tatil Etkisi ARMA(1,2) Modeli Breusch-Godfrey Testi) …. 158
Tablo 124 (Tatil Etkisi ARMA(1,2) Modeli White Testi) …… 158
Tablo 125 (Yıl Etkisi ARMA(1,2) Modeli Regresyon Tablosu) ….. 160
Tablo 126 (Yıl Etkisi ARMA(1,2) Modeli Breusch-Godfrey Testi) …. 161
Tablo 127 (Yıl Etkisi ARMA(1,2) Modeli White Testi) …… 161

GRAFİKLER LİSTESİ

Grafik 1 (İMKB 100 Logaritmik Fark Getiri Serisi Histogramı) …… 69
Grafik 2 (İMKB 100 Logaritmik Fark Getiri Serisinin Durağanlık Grafiği) … 122

KISALTMALAR

AFT	:	Arbitraj Fiyatlama Teorisi (Arbitrage Pricing Theory)
CAPM	:	Capital Asset Pricing Model
CRSP	:	Center for Research on Stock Prices
F/K	:	Fiyat/Kazanç Oranı
F/S	:	Fiyat/Satış Oranı
İMKB	:	İstanbul Menkul Kıymetler Borsası
N	:	Gözlem sayısı
NASDAQ	:	National Association of Securities Dealers Automated Quotations
NYSE	:	New York Stock Exchange
OECD	:	Organisation for Economic Co-Operation and Development
OTC	:	Over the Counter
P/D	:	Piyasa Değeri / Defter Değeri Oranı

GİRİŞ

Fon talebi ve arzının karşılaştığı pazara "Finansal Pazar" denilmektedir. Ekonomide bazı bireyler belirli bir zaman dilimi içerisinde elde ettikleri gelirlerden fazlasını harcama, bazı bireyler ise gelirlerinin bir kısmını tasarruf etme ve bu tasarruflarını, bir getiri karşılığında, fonlara gereksinim duyan bireylerin kullanımına sunma eğilimi gösterirler. İşte "sermaye piyasası"; orta ve uzun vadeli fonların arz ve talebinin aracı kuruluşlar aracılığıyla ve menkul kıymetlere bağlı olarak karşılaştığı piyasadır.

Sermaye piyasasının etkin bir şekilde çalışması, toplumun tüketim eğilimini azaltarak, tasarruf eğilimini yükseltir. Bunun sonucu olarak da ekonomide sermaye birikimi artar. Ülkenin ekonomik büyümesi, piyasanın etkinliği ölçüsünde gelişir. Sermaye piyasaları, bir ülkenin ekonomik kalkınmasında, sermayenin tabana yayılması suretiyle de sosyal barışın sağlanmasında önemli işlevlere sahiptir. Bu nedenle, hemen hemen tüm ülkelerde sermaye piyasalarının geliştirilmesi hükümetlerin öncelikli hedefleri arasında yer almaktadır.

Sermaye pazarlarının işleyişi, tüm ülkelerde yasalarla düzenlenmiştir. Bu yasal düzenlemeler ülkeler arasında farklılık göstermekle birlikte, düzenlemelerden beklenen sonuçlar benzerlik göstermektedir. Tüm ülkelerin amacı sermaye pazarında yer alan yatırımcıların korunması ve pazarın işleyiş yönünün ekonominin işleyiş yönüne ters düşmemesidir.

Ülkemizde, gerçek anlamda sermaye piyasası 1980'li yılların ikinci yarısında şekillenmeye başlamıştır. O yıllardan günümüze çok fazla bir süre geçmemesine rağmen, sermaye piyasası borsa üzerinden reel sektöre önemli ölçüde kaynak aktarmaktadır. Makroekonomik dengesizlikler, krizler, kamunun yüksek borçlanma ihtiyacına dayalı olarak, en yüksek getirinin devletçe sağlanıyor olması, bugün dahi bir başına sermaye piyasasının gelişmesini olumsuz etkileyen faktörlerin başında gelmektedir. Sermaye piyasasına olumsuz yönde etki eden diğer bir önemli faktör ise

ülkemizde bir türlü önüne geçilemeyen kayıtdışı ekonomidir. Sermaye piyasasının gelişmesinin önünde yer alan bir diğer önemli engel de izlenen vergi politikalarıdır. Piyasayı geliştirmeye yönelik bir takım teşvikler bulunmakla birlikte bu teşviklerin geçici kaydıyla sağlanması, bu arada kuralların sık sık değiştirilmesi, vergi oranlarının oldukça yüksek oluşu yatırımcı nezdinde güvensizlik yaratmaktadır.

Sermaye piyasalarının etkinliğine ilişkin olarak finans alanında yapılan araştırmalar sonucunda "Etkin Pazar Hipotezi" geliştirilmiştir.

1. BÖLÜM

SERMAYE PİYASALARI VE ETKİN PAZAR HİPOTEZİ

1.1. ETKİN PAZAR HİPOTEZİ

Etkin pazarda menkul kıymet fiyatları tüm bilgileri tam olarak yansıtır. Hisse senedinin fiyatını tahmin etmede kullanılacak olan bilgi var ise, bu bilginin önceden hisse senedi fiyatına yansıdığı söylenebilir. Hipoteze göre bilgilerle hareket etmenin sağlayacağı marjinal faydanın, marjinal maliyeti geçmeyeceği noktaya kadar bilgiler fiyatlara yansıtılabilir.[1]

Etkin Pazar Hipotezi'nin geçerliliği; pazarın işleyişi ve yatırımcının davranışları ile ilgili birçok varsayıma dayanır. Bu varsayımlar Harrington (1987) tarafından şu şekilde sıralanmıştır:

[1] Eugene F. Fama, Kenneth R. French : "The Cross Section of Expected Stock Returns", **The Journal of Finance**, December 1991, s.1575-1617

1- Yatırımcının temel amacı, nihai zenginliğinin faydasını maksimum kılmaktır.
2- Yatırımcı, risk ve getiri temeline dayalı olarak seçim yapar.
3- Yatırımcıların risk ve getiri beklentileri homojendir.
4- Yatırımcıların zaman ufku aynıdır.
5- Bilgi serbestçe elde edilebilir.

Etkin Pazar Hipotezi'nin dayandığı temel varsayım ise; bilgi ve işlem maliyetlerinin sıfır olmasıdır. Günümüzde bu koşulların birçoğu karşılanamamaktadır. Bilgiye ulaşılması ve bilginin üretilmesi maliyetsiz değildir. İşletmeler ve gerçek kişiler için vergi yükümlülüğü mevcuttur ve gerçek hayatta bilgi ve işlem maliyetlerinin var olması, bu hipotezin eleştiri noktasını oluşturmaktadır.

Finansal varlıkların tüm bilgileri yansıtması çok az rastlanan bir durumdur. Bu nedenle, finansal pazarların etkinliği genel olarak 3 kritere bağlanmaktadır:

*Bilgisel etkinlik
*Faaliyet Etkinliği
*Dağıtımsal Etkinlik

Günümüzde piyasadaki etkinliğin arttırılması için, piyasada fiyatların rekabet içerisinde oluşması, bilgiye hızlı ve düşük maliyetlerle ulaşılması ve işlem maliyetlerinin çok düşük düzeylerde yine rekabet içerisinde oluşması kriterlerinin karşılanması gerekir[2].

Etkin Pazar Hipotezi, menkul kıymet fiyatı üzerinde etkisi olan bilgi kümesini 3 gruba ayırmaktadır:

[2] Recep Bildik, **Hisse Senedi Piyasalarında Dönemsellikler ve İMKB Üzerine Ampirik Bir Çalışma**, İMKB Yayınları, İstanbul 2000, s.2.

1- Menkul kıymetin geçmişine ait olan tüm bilgiler: Geçmişteki getirilerin gelecekteki getirileri ne ölçüde etkilediğini gösteren piyasalar "zayıf tipte etkinlik"gösterir.

2- Kamuya açıklanmış tüm bilgiler: Menkul kıymet fiyatlarının, kamuya açıklanan bilgileri ne kadar hızla yansıttığını gösteren piyasalar "yarı güçlü tipte etkinlik"gösterir.

3- Kamuya açıklanmış bilgilerden ayrı olarak, şirket içi özel bilgiler. Kamuya açıklanmamış, firmaya özgü bir bilginin var olup olmadığının test edilmesine yönelik piyasalar "güçlü tipte etkinlik"gösterir.

1.1.1.ZAYIF ETKİN PAZAR HİPOTEZİ

Finansal varlığın geçmişine ait tüm bilgilerin fiyatlara yansımış olduğu pazarlardır. Bu tip pazarlarda, yatırımcılar geçmiş fiyat hareketlerini, gelecekteki fiyat hareketlerinin tahmininde kullanamazlar.

Piyasa zayıf tipte etkinse, menkul kıymet fiyatları "rassal yürüyüş (random walk) izler, yani fiyat değişimleri birbirinden bağımsızdır. Yani Etkin Pazar Hipotezi'nin zayıf şeklini test etmeye yönelik çalışmalar, menkul kıymet ile ilgili her türlü tarihi bilgiye dayalı bir alım satım kuralı ile hiçbir yatırımcının aşırı bir kar elde edemeyeceği, başka bir deyişle menkul kıymet ile ilgili tarihi bilgilerin aşırı kar elde etmek için kullanılamayacağı görüşünden hareket eder ve tarihi bilgileri kullanarak menkul kıymet fiyatlarının değişimini öngörmenin mümkün olup olmadığını araştırır[3].

[3] Murat Kıyılar, **Etkin Pazar Kuramı ve Etkin Pazar Kuramının İMKB'de İrdelenmesi-Test Edilmesi**, Sermaye Piyasası Kurulu Yayını, 1997, Ankara, s.2.

1.1.2.YARI GÜÇLÜ ETKİN PAZAR HİPOTEZİ

Finansal varlığın fiyatı, yalnızca geçmişteki bilgileri değil, kamuya açıklanmış bilgileri de yansıtmaktadır. Bu tip piyasalarda yatırımcılar, firmaya özgü bilgilerin yanısıra makroekonomik ve politik, kamuya duyurulmuş bilgileri kullanarak normal seviyenin üstünde bir kar elde edemezler.

Yarı etkin bir pazarda ancak kamuya açıklanmamış bir bilginin, şirket içerisinden öğrenilerek kullanılması sonucunda piyasa getirisinin üzerinde bir kazanç sağlanabilir. Temel ve teknik analiz yöntemleri kullanılarak ilave kazanç elde edilemez.

Yarı güçlü etkin pazar hipotezinde; genel olarak yıl sonu karı, hisse senedi bölünmesi, aracı kurum önerileri, uzmanların görüşleri, satın alma-birleşme ve yeni hisse çıkarımı gibi fiyat üzerinde doğrudan etkili olduğu öne sürülen bilgiler araştırılır ve test edilir[4].

1.1.3. GÜÇLÜ ETKİN PAZAR HİPOTEZİ

Güçlü etkin piyasa, kamunun bilgisine sunulmuş olsun veya olmasın, menkul kıymetlere ilişkin özel bilgiler de dahil olmak üzere tüm bilgilerin fiyatlara yansımış olduğu bir piyasadır. Bu tip piyasada, hiçbir yatırımcı bilgiye dayalı olarak fazladan kar elde edemez.

Gerçekten etkin olan bir pazarda kamuya açıklanmamış olan şirket içi bilgilerin önemi yoktur. Yani pazar gerçekten de etkinse, bütün bilgiler menkul kıymet fiyatına yansıdığı için özel bilgilerin değeri yoktur. Ancak günümüzde hiçbir sermaye pazarı güçlü tipte etkin değildir.

[4] **A.e.**, s.3.

Etkin Pazar Hipotezi'nin test edilmesi için öncelikle Zayıf Etkin Pazar Hipotezi test edilmelidir. Çünkü zayıf tipte etkinliğin geçerliliği kanıtlanmadan yarı güçlü ve güçlü tipte etkinliğin geçerliliğini test etmek anlamsızdır.

1.2. PAZAR ETKİNLİK TESTLERİ

Etkin bir pazarda; bilgi, pazara rastlantısal aralıklarla ulaşır ve anında menkul kıymet fiyatlarına yansır. Yani menkul kıymete ilişkin elde edilebilir tüm bilginin fiyata tamamen yansıdığı pazar, Etkin Pazar Hipotezi'ni oluşturmaktadır. Bir pazarın etkin olup olmadığının tespit edilebilmesi için bu hipotezin test edilmesi gerekir.

Etkin Pazar; mevcut tüm bilginin fiyat tarafından yansıtılması olduğuna göre, fiyat oluşumu detaylı bir şekilde ifade edilebilmelidir[5]. Fiyatlar test edilebilir ancak pazarın etkinliği hakkında asıl fikir mevcut bilgilerden elde edilir. Durumu test etmek yerine detaylı olarak fiyatların oluşum sürecini incelemek ve gerçekten dönemler itibariyle neyi yansıttığını tanımlamak gerekir[6]. Fiyat oluşumunu ifade etme yönündeki çabalar, genel olarak detayı ihmal etmiş birçok deneysel çalışma , pazar denge koşullarının "beklenen getiri" ile ifade edilebileceği varsayımına dayanmaktadır[7].

Etkin Pazar Hipotezi menkul kıymet fiyatı üzerine yansıyan bilgi kümesini 3 alt gruba ayırmaktadır[8]:

1. Menkul kıymetin geçmiş fiyatlara ilişkin bilgileri,
2. Pazara ulaşan kar açıklaması, sermaye artırımı, hisse senedi bölünmeleri, finansal pazardaki gelişmelere ilişkin faiz oranlarındaki değişim,

[5] Eugene F. Fama, "Efficient Capital Markets : A Review of Theory and Emprical Works", **Journal of Finance**, Vol.XXV,No.2, (May 1970), s.384.
[6] Tuğrul Sıddık Öncel; **Filter Rule and Trading in The Istanbul Stock Exchange**, Yüksek Lisans Tezi, Boğaziçi Üniversitesi, İstanbul 1993, s.2.
[7] Fama, **a.g.e.**, s.384.
[8] C.Robert Coates, "Investment Strategy", **The Journal of Finance**, Vol. 33, No. 5, (Dec.1978), s.1463-1465.

hükümetin ekonomi politikasındaki değişimler vb. gibi kamuoyuna açıklanmış olan bilgiler,

3. Şirket içi ve borsa içi bilgiler de dahil olmak üzere menkul kıymete dair tüm bilgiler.

Etkin Pazar Hipotezi'nin test edilebilmesi için oluşum modelleri oluşturulmuştur:

*Beklenen getiri veya Fair Game Modeller
*Submartingale Modeli
*Random Walk Modeli

1.2.1. BEKLENEN GETİRİ VEYA FAİR GAME MODELLERİ

Literatürde yer alan birçok çalışma, pazar denge koşullarının beklenen getiriye göre belirlenebildiği varsayımına dayanmakla birlikte, bazı çalışmalarda menkul kıymetin denge durumundaki beklenen getirisi, "risk"in bir fonksiyonu olarak düşünülmektedir.

Teorilerde risk farklı olarak tanımlansa da, bütün beklenen getiri teorileri veya "fair game modeller" şu şekilde ifade edilir[9].

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

j : Menkul kıymet
t : Zaman
E : Beklenen değer
$\mathbf{P_{j,t}}$ **:** j menkul kıymetinin t zamanındaki fiyatı
$\mathbf{P_{j,t+1}}$ **:** j menkul kıymetinin "t+1"deki fiyatı

[9] Fama; **a.g.e.,** s.384.

$\mathbf{R_{j,t+1}}$ **:** j menkul kıymetinin bir dönemlik yüzdesel getirisi

$((P_{j,t+1} - P_{j,t}) / P_{j,t})$

$\mathbf{Ø_t}$: Menkul kıymete ait ve t zamanında fiyata tam olarak yansıdığı varsayılan bilgiler seti

Modelin yorumu *:* j menkul kıymetinin t+1'deki fiyatı $Ø_t$ bilgi kümesini de yansıtmaktadır ve t+1'deki fiyatı; t'deki fiyatın üzerine j menkul kıymetinin bir dönemlik (t zamanı ile t+1 zamanı arasında yer alan dönem) beklenen getirisinin ilave edilmesiyle bulunabilir.

Fair Game Modeli'ne göre; menkul kıymetin "t+1" zamanındaki fiyatı, menkul kıymetle ilgili "t" zamandaki tüm bilgileri yansıtan rassal bir değişkendir ve menkul kıymetin beklenen getirisi ile gerçekleşen getirisi birbirine eşittir. Diğer bir ifade ile; bu modele göre denge durumundaki beklenen getirilerin belirlenmesinde kullanılan Øt bilgi kümesi, j menkul kıymetinin t zamanındaki fiyatının oluşumunu tümüyle yansıtmaktadır ve j menkul kıymetinin "t+1"deki fiyatından, "t+1" zamanında beklenen değerini çıkarttığımızda elde edilecek olan sonuç "0"dır ve bu da "fair game"dir. Sonuç olarak, Fair Game Modeli'ne göre, menkul kıymete dair bilgiler kullanılarak aşırı bir getiri sağlanamaz.

1.2.2. SUBMARTINGALE MODELİ

Submartingale Modeli aslında Fair Game Modeli'nin özel bir durumudur. Bu modele göre [10];

$$\mathbf{E(P_{j,t+1} \mid Ø_t) \geq P_{j,t} \text{ veya } E(r_{j,t+1} \mid Ø_t) \geq 0}$$

[10] **A.e.**

Modelin yorumu : j menkul kıymetinin "t+1" zamanında gerçekleşen cari fiyatı, "t+1" zamanı için beklenen değerine eşittir veya beklenen değerden büyüktür. Bu model deneysel anlamda sıradan yatırımcının "satın al – elde tut" stratejisini desteklemektedir.

Submartingale Modeli'ne göre, menkul kıymete ilişkin beklenen getiriler olumsuz olmadığı sürece, "satın al – elde tut" politikası her zaman geçerli olacaktır ve diğer politikalarla elde edilebilecek kar daha fazla olamayacaktır.

1.2.3. RANDOM WALK (RASSAL YÜRÜYÜŞ) MODELİ

Etkin Pazar Hipotezi'nin ilk ele alınışında, bir menkul kıymetin cari fiyatının mevcut bilgileri "tam olarak yansıttığı" şeklindeki ifadede, ardışık fiyat değişikliklerinin veya ardışık bir dönemlik getirilerin bağımsız olduğu varsayılmıştır. Ayrıca ardışık fiyat değişiklikleri veya getirilerin aynı şekilde dağıldığı da varsayılmıştır. Bu iki hipotez birlikte, "Random Walk Modeli"ni oluşturur[11].

$$f\left(r_{j,t+1} \mid \emptyset_t\right) = f\left(r_{j,t+1}\right)$$

$R_{j,t+1}$: j menkul kıymetinin bir dönemlik yüzdesel getirisi

Modelin yorumu : Fiyatlar elde edilebilir tüm bilgiyi tümüyle yansıtmaktadır ve ardışık fiyat değişimleri birbirinden bağımsızdır. Ancak ardışık fiyat değişimleri aynı dağılıma sahiptir ve formülasyonda "f" ile ifade edilen marjinal olasılık dağılımlarının sıklığıdır.

[11] **A.e.**

Getiri oluşum modellerinden en çok tartışılan ve en çok kabul görenlerinden biri, rassal yürüyüş modelidir. 1953 yılında ünlü bir istatistikçi olan Maurice Kendall tarafından, Londra'da Royal Statistical Society'nin bir toplantısında, hisse senedi ve emtia (mal) fiyatlarının davranışına ilişkin bir çalışma olarak sunulmuştur[12]. Bu çalışmanın amacı, özellikle hisse senedi fiyatlarının çizdiği dönemsel hareketleri saptamaktı, ancak Kendall böyle bir dönemsel hareket bulmayı başaramadı. Her seri tamamen bir rassal sayılar tablosundan elde edilmiş fiyatlar seti gibiydi. Bu nedenle de "Random Walk (Rassal Yürüyüş)" olarak adlandırılmıştır.

Fama'ya göre; zayıf etkin bir pazarda fiyat değişimleri tamamen rastlantısaldır ve fiyat değişimleri birbirinden bağımsızdır. Bunun sonucu olarak da, zayıf etkin bir pazarda fiyat değişimleri Random Walk Modeli'ne uygunluk gösterir.

Random Walk Modeli'nin temelinde yatan fikir; serbest bir rekabet piyasasında, özel bir mal veya hizmetin cari fiyatının, piyasanın şu anki fiyatını etkileyen ve pazar içerisindeki katılımcıları ilgilendiren tüm bilgileri yansıtması gerektiğidir. Arz ve talebe ilişkin gelecekteki koşullar bilindiği için, bu koşulların mevcut fiyat üzerindeki etkileri dikkate alınmalıdır[13].

Özetle; etkin pazarda varolan rekabetin bir sonucu olarak, fiyatların aşırı yükselmesi veya düşmesi hızla düzeltilmektedir. Bu sonuca dayalı olarak da, menkul kıymet fiyatındaki değişimlerin birbirinden bağımsız olduğu söylenilebilir.

[12] Maurice G.Kendall; "The Analysis of Economic Time-Series Part I : Prices", **Journal of the Royal Statistical Society**, Vol.96, Part I (1953), s.11-25 (Derleyen ; Paul Cootner ; The Random Character of Stock Market Prices, The M.I.T. Press Cambridge, Massachusetts 1969, s.85-99.)
[13] Seymour Smidt; "A New Look At The Random Walk Hypothesis", **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Vol.III, No.3 (September 1968), s. 235-262 (Derleyen; J.Edwin Elton and Martin J.Gruber; Security Evulation and Portfolio Analysis, s.46-49), s.49.

1.3. HİSSE SENEDİ GETİRİLERİNİN TAHMİN EDİLEBİLİRLİĞİ

Akademisyenlerin ve yatırımcıların finansal ekonomi üzerine araştırma alanlarının en dikkat çekici olanları, son yirmi yılda hisse senedi getirilerinin tahmin edilebilirliği üzerine olmuştur. Geçmiş getiriler kullanılarak günlük ve haftalık getirilerin tahmin edilebileceğine dair kanıtlar elde edilmiştir. Hisse senedi getirilerinin geçmiş getiriler ve diğer değişkenler kullanılarak tahmin edilebileceği görüşü, piyasanın etkinliği konusunda tartışmalara neden olmuştur.

Yatırımcılar, aşırı karlar elde etmek için bu bulguların yatırım stratejilerinde kullanımının başarı olasılığı nedeni ile sonuçları ilgi çekici bulmuşlardır. Bireysel yatırımcılar bu literatürü dikkate alsalar bile, belki de farkında olmadan, düşük değerli firmaları veya Ocak ayı etkisini yatırım stratejilerinde kullanmaya eğilimlidirler[14].

1.4. SONUÇ

Sonuç olarak, sağlıklı ve etkin bir pazarın varolabilmesi için; pazarda fiyatların etkin bir biçimde değişim göstermesi, pazarda bilgi akışının kesintisiz olması ve doğru bilgilerin kısa sürede pazara ulaşıyor olması, işlem maliyetlerinin düşük olması ve yatırımcıların rasyonel olması gerekir.

Bugüne kadar, Etkin Pazar Hipotezi ve hisse senedi getirilerinin tahmin edilebilmesine ilişkin olarak analistlerce oldukça fazla sayıda araştırma yapılmış olmasına rağmen, bu konuda hala cevaplanamayan bazı noktalar vardır. Analistler yaptıkları bu çalışmalar sonucu elde ettikleri ve Etkin Pazar Hipotezi'ne aykırı buldukları bulguları çoğunlukla anomali olarak adlandırmaktadır. Yani bir tanımlama yapılacak olursa, finansal ekonomide "anomali", Etkin Pazar Hipotezi ve Finansal Varlık Fiyatlama Modeli'nden sapmaları göstermektedir.

[14] M.Volkan Öztürkatalay, **Hisse Senedi Piyasalarında Görülen Kesitsel Anomaliler ve İMKB'ye Yönelik Bir Araştırma**, İMKB Yayını, İstanbul 2005, s.9.

2. BÖLÜM
FİNANSAL VARLIK FİYATLAMA MODELLERİ VE ANOMALİLER

2.1. GİRİŞ

Gerek yurtdışı ve gerekse ulusal hisse senedi piyasaları için yapılan çalışmaların önemli bir kısmı, piyasalardaki anomalileri inceleyerek piyasaların etkinliği üzerine bir karara varmaya çalışmışlardır. Etkin Pazar Hipotezi'ne ters düşen her ampirik bulgu bir "anomali" olarak adlandırılmıştır. Anomali çeşitleri arasında yer alan takvimsel/dönemsel anomalilerin testi, piyasaların zayıf formda etkinliğini inceleme konusunda önemli bir araç olmuştur.

Anomali teriminin bilimsel olarak ele alınması Thomas Kuhn'a (1970) kadar uzanmaktadır. Kuhn'a göre, herhangi bir bilim dalı içerisindeki araştırma aktivitesi merkezi bir paradigma etrafında döner ve tecrübeler ilgili paradigmanın tahminlerinin test edilmesi için kullanılır. Bulunan sonuçların paradigmanın tahminine uymaması Kuhn tarafından "keşif" olarak adlandırılmıştır. Keşif anomalinin farkına varılmasıyla başlar. Finansal ekonomide "anomali" kelimesi Kuhn'un bakış açısından ilk defa Ball[15] tarafından kullanılmıştır.

[15]Ray Ball, "Anomalies in Relationship Between Securities Yields and Yield Surrogates", **Journal of Financial Economics**, June-September 1978, s.93-104.

2.2. FİNANSAL VARLIK FİYATLAMA MODELLERİ

Finansal varlıkların iki türlü getirisi vardır. Bunlardan biri faiz (tahvil gibi sabit getirili varlıklar) veya kar payı (hisse senedi gibi değişken getirili varlıklar) şeklindeki ödemelerden kaynaklan getiri, diğeri ise finansal varlıkların fiyatlarındaki değişimlerden kaynaklanan sermaye kazancıdır[16].

Finansal varlık getirisi ile risk arasındaki ilişkinin ortaya konabilmesi için risk faktörünün ölçülmesi gerekmektedir. Piyasa etkinliği ve hisse senedi getirisinin tek başına test edilememesi sonucunda, Varlık Fiyatlama Modeli (Asset Pricing Model) gibi bir denge modeli ile ölçülmesi sonucu ortaya çıkar. Denge modelleri çerçevesinde varlık fiyatlama modelleri olarak iki temel model bulunmaktadır:

*Finansal Varlık Fiyatlama Modeli (Capital Asset Pricing Model)
*Arbitraj Fiyatlama Teorisi Modeli (Arbitrage Pricing Model)

2.2.1. Finansal Varlık Fiyatlama Modeli (CAPM)

Menkul kıymeti, risk ve beklenen getiri ilişkisini gözönünde bulundurarak fiyatlandıran bir modeldir. 1960'lı yıllarda William Sharpe ve John Litner tarafından geliştirilmiştir. Bu modelde her bir varlığın kovaryansları ayrı ayrı hesaplanmak yerine, genel bir endeksle ilişkilendirilmiş ve "beta" adı verilen bu ilişki, hesaplamaları oldukça kolaylaştırmıştır. Bu yeni teori anlaşılması ve hesaplanması kolay olması nedeniyle piyasa profesyonelleri tarafından oldukça benimsenmiştir, böylece "CAPM – Beta" ikilisi yoğun olarak pratikte de kullanılmaya başlanmıştır.

Finansal Varlık Fiyatlama Modeli'ne göre menkul kıymetlere yapılan yatırımlarda iki çeşit risk vardır:

[16] Mehmet Bolak, **Sermaye Piyasası, Menkul Kıymetler ve Portföy Analizi**, Beta Yayınları, İstanbul 1994, s.188.

*Sistematik Risk

*Sistematik Olmayan Risk

Sistematik risk; pazar riski olarak da adlandırılır ve menkul kıymetin çeşitlendirme yoluyla azaltılamayan riskidir (vergi oranlarının arttırılması, dış ticaret sınırlamaları, enflasyon vb.). Sistematik olmayan risk; şirketin kendine özgü riskidir ve bu tür riskler istatistiksel ve matematiksel yöntemler kullanılarak, portföye çok sayıda menkul kıymetin alınması veya portföydeki pay senetlerinin revizyonu ile farklılaştırılabilir. CAPM'e göre bir menkul kıymetin beklenen getirisi; risksiz faiz oranına, pazar risk primine ve menkul kıymetin betasına bağlıdır.

Gerek bireysel, gerekse kurumsal yatırımcılar, sermaye pazarında çok sayıda alternatifle karşı karşıyadırlar. Modern portföy teorisi açısından yatırımcılar, alternatif bütün riskli varlıklar setini analiz eden ve bu analiz sonucunda etkinlik setini oluşturan, daha sonra eğrilerinin etkinlik setine teğet olduğu noktadaki portföyü seçen rasyonel bireylerdir. Markowitz'in modern portföy teorisi üzerine kurulan sermaye pazarı teorisi, risksiz finansal varlıkları modele dahil ederek yeni bir etkinlik setine ulaşır. Bu yeni etkinlik setine "*sermaye pazarı doğrusu*" denir. Sermaye pazarı teorisine göre, rasyonel yatırımcılar sermaye pazarı doğrusu üzerinde bir yerde olmaya çalışacaklardır. Risksiz finansal varlığın modele dahil edilmesi sermaye pazarı teorisinin gelişmesine imkan vermiş ve belirsizlik koşulları altında varlıkları değerlemenin genel bir teorisini oluşturmayı mümkün kılmıştır[17].

Her modelde olduğu üzere, CAPM de belirli varsayımlara dayalı olarak hareket eder. CAPM, portföy teorisi üzerine kurulmuştur ve bu modeldeki risk ve getiri kavramları Etkin Pazar Hipotezi'nin varsayımlarına dayanmaktadır[18].

[17] Dr.Nevin Yörük, **Finansal Varlıkları Fiyatlama Modelleri ve Arbitraj Fiyatlama Modelinin İMKB'de Test Edilmesi**, İMKB Yayınları, İstanbul 2000, s.29-30.
[18] William Sharpe , **The Capital Asset Pricing Model : A Multi-Beta Interpretation**, Financial Decision Making Under Uncertainty., H.Levy ve M.Sarnat eds., New York, Academic Press, 1977.

- Yatırımcılar, bir dönem için portföylerinin beklenen getirileri ve standart sapmalarını dikkate alarak değerlendirirler.

- Yatırımcılar beklenen getirileri aynı olan iki portföy arasında bir seçim yapmaları gerektiğinde standart sapması düşük olan portföyü seçerler.
- Yatırımcılar standart sapmaları aynı olan iki portföy arasında bir seçim yapmaları gerektiğinde beklenen getirisi yüksek olan portföyü seçerler.
- Yatırımcılar risksiz faiz oranı üzerinden borç alıp verebilmektedirler.
- Tüm varlıklar sonsuz bölünebilirliğe sahiptir ve tam likidite sözkonusudur.
- Finansal varlık getirileri ile ilgili vergi yoktur, işlem maliyetleri sıfırdır.

Temel varsayımları özetleyecek olursak:

*Tüm yatırımcılar, aynı yatırım ufkuna sahiptir.

*Tüm yatırımcıların, risksiz faiz oranı aynıdır.

*Bilgiye serbestçe ulaşılabilir ve tüm yatırımcılar için anında mevcuttur.

*Yatırımcıların beklentileri homojendir ve yatırımcılar, beklenen getiriler, standart sapmalar ve finansal varlıkların kovaryansları ile ilgili aynı anlayışa sahiptir.

CAPM'e alternatif olarak birçok yayılımı geliştirilmiş olmasına karşın yaygın olan ve kullanılan alternatif formları birkaç tanedir[19].

[19] Yörük, **a.g.e.**, s.36-44.

2.2.1.1. Sıfır Betalı CAPM (The Zero-Beta CAPM)

Sıfır betalı CAPM, Black[20] tarafından 1972 yılında, risksiz bir finansal varlığın mevcudiyeti ve risksiz faiz oranından yatırımcıların borç alıp verebilecekleri varsayımını değişik yönden ele almak için ortaya konmuştur. Black modelinde, risksiz faiz oranının yerini, pazar portföyü getirileri ile ilişkisiz getirileri olan sıfır betalı bir portföy alır. Bu sistematik risk veya betanın sıfır olması demektir. Sonuç olarak portföy, bazı bireysel getiri varyanslarına sahip olması nedeniyle, sıfır riske sahiptir.

2.2.1.2. Çok Dönemli CAPM (The Multiperiod CAPM)

Merton[21] 1973 yılında, CAPM'in çok dönemli formunu türetmiştir. Bu modelde bir yatırım dönemli olan orijinal CAPM'deki gerçekçi olmayan varsayımlar ortadan kaldırılmıştır. Bu modelde yatırımcılar, yalnızca bir dönemdeki alternatif varlıkların getirileri ile değil, alt dönemlerde var olan getiriler ile de ilgilenirler ve portföy kararındaki fayda maksimizasyonunu inceledikleri her iki döneme göre oluştururlar. Böylece, yatırımcılar portföy kararlarında, yaşam boyunca tüketimlerinin beklenen faydasını maksimize etmenin yolunu oluştururlar.

2.2.1.3. Çok Betalı CAPM (The Multibeta CAPM)

Çok betalı CAPM, Merton[22] tarafından, risksiz oranlar ve yatırım fırsatları setinin, zaman boyunca sabit oldukları varsayımının esnetilmesi ile geliştirilmiştir. Yani, yatırım fırsatları, gerçek ile çok daha tutarlı olarak zaman boyunca stokastik

---

[20] Fischer Black, Michael C.Jensen ve Myron S.Scholes, "The Capital Asset Pricing Model : Some Empirical Tests", **Studies in the Theory of Capital Markets**, Edited by Jensen Michael, Praeger Publishers, New York, 1972.
[21] Robert C.Merton, "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model", **Econometrica**, Vol 41, 1973, s.867-887.
[22] **A.e.**

olarak değişir. Merton, "Yatırım fırsatları setindeki değişmeleri, tek başına yakalayan risksiz faiz oranındaki değişimlerdir" varsayımı altında, yatırımcıların portföy kararlarının üç fonlu ayrım teorisine bağlı olacağını göstermiştir. Bu üç fon;

*Risksiz varlık,

*Pazar portföyü,

* Yatırım fırsatları setindeki değişimler (bu durumda risksiz faiz oranı da değişmektedir) ile mükemmel negatif korelasyona sahip bir portföyün getirileridir.

2.2.1.4. Tüketim Temelli CAPM (The Constumption-Based CAPM)

Breeden[23] 1979 yılında, çok betalı fiyatlama modelini, birkaç durum değişkeni veya pazar portföyüne göre tercih edilen toplam tüketimden türetilen betaya sahip, tek betalı modele indiren, çok dönemli sürekli bir zaman modelini geliştirerek Merton'un modelini genişletmiştir.

Breeden'ın geliştirdiği modele göre, dengede marjinal tüketim faydasının, servetin marjinal faydasına eşit olması gerektiğini ileri sürmüş ve dolayısıyla bireylerin tüketim ve optimal portföy kararlarında, bir varlığın beklenen getirisinin, tüm tüketimde kişi başına beklenen büyüme oranından risksiz faiz oranı düşüldükten sonra, varlığın tüketim betası ile çarpılarak, risksiz faiz oranına eklenmesi sonucu elde edildiğini ileri sürmüştür.

$$E(R_i) = R_f + (E(R_c)-R_f) ß_{ic}$$

$E(R_i)$: Beklenen getiri

$E(R_c)$: Tüm tüketimde kişi başına beklenen büyüme oranı

$ß_{ic}$: i varlığının tüketim betası

R_f : Risksiz faiz oranı

[23] D.T.Breeden, "An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investments Opportunities", **Journal of Financial Economics**, Vol 7, 1979, s.265-296.

Sonuç olarak, Fama'ya göre CAPM, iyi bir modelden beklenenleri yerine getirmiştir. Son yirmi yılda elde edilen dönemsellikler, CAPM testleri sonucunda ortaya çıkan anomalilerdir.

2.2.2. Arbitraj Fiyatlama Teorisi Modeli (Arbitrage Pricing Model)

CAPM, yatırımcıların portföy seçenekleri arasından optimal olanını seçmeyi öngörmektedir. Ancak, yatırımcıların her portföyün getiri ve risklerini göz önünde bulundurdukları ve kendilerine belirli bir risk düzeyinde en çok getiriyi sağlayan portföyü seçtikleri varsayımını temel almaktadır. Varsayım olası olmayabilir ve seçimde esas alınan risk ve getiri kavramları da yatırımcıdan yatırımcıya farklılık gösterebilir[24]. CAPM'in test edilmesinde karşılaşılan güçlükler ve yetersiz olduğu noktalar, araştırmacıları yeni modeller aramaya yöneltmiştir.

1970'lerin sonunda CAPM'e yönelik ampirik testler ve bu testlerin sonucunda saldırılar başlamıştır. CAPM'e ilk saldırı, Roll[25]'dan gelmiş olup, Roll, kullanılan testlerin CAPM'in doğruluğunu göstermediğini öne sürmüştür. Piyasa portföyünün model için gerekli portföye yakın olmadığını, onu ikame edemeyeceğini ileri sürmüştür[26].

Daha sonraki araştırmalarda da bu görüşü desteklenmiştir. Basu[27] 1977 yılında yaptığı çalışmasında, fiyat/kazanç oranının (F/K), β katsayılarının kontrolünde önemli bir açıklama gücü olduğunu ve beklenen getiriler ile pozitif ilişki içinde bulunduğunu göstermiştir. Şirket büyüklüğünün bir temsilcisi olan hisselerin piyasa değeri büyüklüğünün, beklenen getirileri açıklamada önemli olduğu ve

[24] Prof.Dr.Özdemir Akmut, **Sermaye Piyasası Analizleri ve Portföy Yönetimi**, Ankara, 1989.
[25] Richard Roll, "A Crituque of Asset Pricing Theory's Tests", **Journal of Financial Economics**, Vol:4, s.4, 1977.
[26] Bildik, **a.g.e.**, s.12.
[27] Sanjoy Basu, "Investment Performance of Common Stock in Relation to Their Price-Earnings Ratios : A Test of the Efficient Market Hypothesis", **Journal of Finance**, 32: s.663-682, 1977.

büyüklük ile beklenen getiriler arasında negatif bir ilişki bulunduğu Banz[28] tarafından 1981 yılında ortaya konmuştur.

CAPM'in beklenen getirileri yeterince açıklayamaması nedeniyle, daha fazla sayıda açıklayıcı faktör içeren çoklu-faktör fiyatlama modelleri oluşturulmaya çalışılmıştır[29].

Ross tarafından 1970'lerde geliştirilen ve yine ilk kez 1976 yılında Stephen A.Ross tarafından formüle edilip yayınlanan Arbitraj Fiyatlama Teorisi (AFT), alternatif modeller içinde en çok tartışılanıdır. Ross'un formülasyonu CAPM'e göre daha az sınırlayıcı özellik taşımaktadır. Hem tek dönemli hem de çok dönemli örneklemlere uygulanabilmektedir[30].

AFT'nin 3 temel varsayımı vardır:

a) Sermaye pazarları tam rekabet altındadır.
b) Yatırımcılar her zaman belirsizlik koşulları altında daha fazla getiriyi, daha az getiriye tercih ederler.
c) Finansal varlıkların beklenen getirilerinin nasıl gerçekleştiğini ortaya koyan stokastik süreç, (k) faktör modeli ile gösterilebilir.

Bu model, ekonomik temele dayalı bir finansal varlık fiyatlama modelidir. Arbitraj Fiyatlama Modeli'nin CAPM'den farkı, CAPM'in finansal varlık getirisini tamamen pazar portföyünün getirisi ile ilişkilendirmesi, AFM'nin öngörülerinin ise pazar portföyü ile ilişkili olmak zorunda olmamasıdır. AFM, finansal varlık fiyatlarını etkileyen faktörlerin varlıkları dışında, bu faktörlerle ilgili hiçbir varsayımda bulunmaz ve bu faktörlerin piyasa katılımcıları tarafından fiyatlandırılacağını, eğer denge fiyatlarından bir sapma olursa, arbitrajcıların finansal

[28] Rolf W.Banz, "The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks", **Journal of Financial Economics**, No:9, 1981.
[29] Bildik, **a.g.e.**, s.12.
[30] Yörük, **a.g.e.**, s.57-58.

varlıkları alarak ya da satarak finansal varlık fiyatlarını tekrar denge konumuna getireceğini öngörür.

2.3. ANOMALİLER

Anomaliler, finansta en fazla ampirik araştırmaya konu olmuş çalışma konusudur. Finans alanındaki araştırmacılar yıllardır Etkin Pazar Hipotezine yönelik olarak testler yapmakta, bu amaçla risk ile beklenen getiri arasındaki ilişkiyi gösteren fiyatlama modelleri geliştirmektedirler. Ancak birçok çalışmada, "risk - beklenen getiri" ilişkisinden hareketle beklenen getirinin öngördüğü sonuçlar elde edilememiştir. Bu çalışmalarda varlık fiyatlama modellerinin varsayımlarına ve Etkin Pazar Hipotezi'ne aykırı sonuçlar elde edilmiştir.

Etkin Pazar Hipotezi'ne ters düşen her ampirik bulgu bir "anomali" olarak adlandırılmaktadır. Thaler[31] , anomaliyi teori ile uyuşmayan bir gözlem veya realite olarak adlandırmaktadır. Şayet ampirik bir bulguyu (gözleme dayalı bulgu), teorik çerçevede rasyonelize etmek güç ise veya bu bulguyu açıklamak için makul olmayan varsayımlar yapmak gerekli ise, sözkonusu bulgu anomali olarak değerlendirilir[32]. Menkul kıymet piyasalarında gözlemlenen anomalilere ilişkin yapılan çalışmalar aynı zamanda piyasanın zayıf formda etkin olup olmadığını da ortaya koymaktadır.

Etkin Pazar Hipotezi'ne göre, yatırımcılar bu anomalilere göre portföy oluşturarak normalin üstünde bir kazanç elde edemezler. Ancak araştırmacılarca yapılan çalışmalara rağmen bu konu tam olarak açıklığa kavuşturulamamıştır. Bu da Finansal Varlık Değerleme Modeli'nin veya sermaye piyasasının etkinliği konusunda tartışmalara neden olmaktadır.

---

[31] Richard H.Thaler, "Anomalies : The January Effect", **Journal of Economic Perspectives**, s.197-201, 1987.

[32] Tahsin Özmen, **Dünya Borsalarında Gözlemlenen Anomaliler ve İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Üzerine Bir Deneme**, SPK Yayınları, Ankara 1997, s.11.

Hisse senedi piyasalarında belirli zaman birimlerinde ve belirli dönemlerde hisse senedi fiyatlarının diğer dönemlere oranla daha farklı şekilde hareket ettiği gözlenmektedir. Etkin Pazar Hipotezi'ne göre zamandan bağımsız olması ve dağılması gereken hisse senedi getirileri, belirli zaman aralıklarında daha yüksek, belirli zaman aralıklarında ise daha düşük performans göstermektedirler.

Günümüzde hala, sadece hisse senetleri piyasasında değil, tahvil, döviz ve altın gibi daha bir çok finansal piyasada dönemselliklerin veya mevsimsel etkilerin ve trendlerin olduğu görülmektedir. Özellikle hisse senedi piyasalarında hisse senedi fiyatları belirli zaman aralıklarında sürekli bir şekilde düşmekte, belirli zaman aralıklarında ise sürekli bir şekilde yükselmektedir[33].

2.3.1. ANOMALİ TÜRLERİ

Özmen'e[34] göre, gözleme dayalı bir bulguyu teorik çerçevede rasyonalize etmek güç ise veya bu bulguyu açıklamak için makul olmayan varsayımlar yapmak gerekli ise, sözkonusu bulgu "anomali" oalrak değerlendirilir. Anomalileri ekonomik, finansal, sosyal, siyasal ve kültürel yaşamın her alanında gözlemlemek mümkündür.

Finans literatüründe gözlemlenen anomali türleri şunlardır:

1. **Zamana Bağlı Anomaliler (Dönemsellikler)[35]**

a) Günlere İlişkin

i) Gün-içi etkisi (Intra-day effect)

ii) Haftanın günü etkisi (Day-of-the-week)

iii) Onüç-Cuma Etkisi (Friday the thirteen effect)

[33] Bildik, **a.g.e.**, s.15.
[34] Özmen, **a.g.e.**, s.15.
[35] Bildik, **a.g.e.**, s.16.

b) Aylara İlişkin

i) Ocak ayı etkisi (January effect)

ii) Yıl dönüşü etkisi (Turn-of-the-year effect)

iii) Ay içi etkisi (Intra-month effect)

iv) Ay dönüşü etkisi (Turn-of-the-month effect)

c) Tatillere İlişkin

i) Tatil etkisi (Holiday effect)

2. Kesitsel Anomaliler [36]

a) Firma Büyüklüğü etkisi (Size effect)

b) Piyasa Değeri / Defter Değeri Oranı etkisi (Market value / Book value effect)

c) Fiyat / Kazanç Oranı etkisi (Price / Earning effect)

d) Fiyat / Satış Oranı etkisi (Price / Sales effect)

e) Fiyat / Nakit Akımı Oranı etkisi (Price / Cash flow effect)

f) Temettü verimi etkisi (Dividend yield effect)

g) Önceki getiri etkisi (Prior return effect) veya Kazananlar-Kaybedenler etkisi (Winners-Losers effect)[37]

3. Teknik Anomaliler

a) Hareketli ortalamalar (Moving Averages), (Brock, Lakonishok ve LeBaron, 1992)

b) Destek ve dirençler (Support and resistance), (Brock, Lakonishok ve LeBaron, 1992)

[36] Öztürkatalay, **a.g.e**., s.11.

[37] Bu anomali türü literatür kitaplarının bazılarında dönemsel anomali türü olarak, bazılarında ise kesitsel anomali türü olarak ele alınmıştır. Bu çalışmada kesitsel anomali türü olarak ele alınacak ve ampirik çalışmaya konu olmayacaktır.

4. **Ekonomik Faktörlere Dayalı Anomaliler**

5. **Politik Faktörlere Dayalı Anomaliler**

2.4. ZAMANA BAĞLI ANOMALİLER (DÖNEMSELLİKLER)

Zamana bağlı anomalilere yönelik olarak bugüne dek yapılan çalışma sonuçları, analiz kısmında yapılan istatistiksel analiz sırasına göre verilecektir.

İMKB'de etkisi araştırılmayan zamana bağlı anomalilere yönelik olarak bugüne dek yapılan çalışma sonuçlarına ise, istatistiksel analize tabi tutulan etkilerden sonra yer verilecektir.

2.4.1. GÜNLERE İLİŞKİN ANOMALİLER

Günlere ilişkin anomalilere yönelik olarak yapılan araştırmaların temel amacı, haftanın belirli bir gününde veya belirli günlerinde, Etkin Pazar Hipotezi'ne aykırı şekilde, diğer günlere oranla sürekli olarak daha yüksek ya da daha düşük getiri sağlanıp sağlanmadığını araştırmaktır[38].

Günlük getirilerle ilgili ilk çalışma, hafta sonlarının belirsizliğinin yaratacağı riski taşımamak için, yatırımcıların haftanın son işlem günü portföylerini boşaltacakları ve dolayısıyla Cumartesi günleri[39] fiyatların düşeceği varsayımını yapan Fields[40] tarafından yapılmıştır. Bu amaçla, Dow Jones Sanayi Ortalaması'nın (DJIA) 1915 – 1930 yılları arasında, 717 haftadaki Cumartesiler ile Pazartesi ve Cuma kapanış fiyatlarını karşılaştıran Fields, beklediğinin tam tersine Cumartesileri fiyatların yükselme eğiliminde olduğunu, haftaların %52'sinde Cumartesi ortalama

[38] Özmen, a**.g.e.**, s.14.
[39] A.B.D.'de 1952 senesine kadar borsada Cumartesi günleri de işlem yapılmaktaydı.
[40] M.J.Fields, "Stock Prices : A Problem in Vertification", **Journal of Business**, s.415-418, 1931.

getirilerin, Cuma ve Pazartesi günlerine oranla daha yüksek, sadece %36'sında daha düşük olduğunu bulmuştur[41].

2.4.1.1. HAFTANIN GÜNÜ ETKİSİ

Finansal literatürde haftanın tüm günlerini ortalama getiriler açısından inceleyen ilk çalışma, Cross[42] tarafından 1973 yılında S&P Endeksinin (S&P 500) 1953-1970 dönemi için yapılmıştır. Cross'un bulgularına göre, endeks Cuma günlerinin %62'sinde yükselirken, Pazartesilerin sadece %39,5'unda yükselmiş ve Cumaların ortalama getirisi %0,12 iken, Pazartesi günlerinin ortalama getirisi negatif %-0,18 olmuştur[43]. French[44], 1953 – 1977 dönemi arasında S&P Endeksini incelemiş ve hisse senedi getirilerinin Pazartesi günleri negatif, Cuma günleri ise pozitif olduğunu gözlemlemiştir.

Haftanın günü etkisine göre, ortalama getiriler, haftanın ilk işlem günü en düşük düzeyde, haftanın son işlem günü ise en yüksek düzeydedir.

2.4.1.1.1. HAFTANIN GÜNÜ ETKİSİNE YÖNELİK OLARAK DÜNYA BORSALARINDA YAPILAN ARAŞTIRMALAR

Araştırmacılar tarafından yapılan çalışmalar, haftanın günü etkisinin sadece A.B.D'de değil, diğer uluslararası pazarlarda da görüldüğüne dikkat çekmektedir.

Hisse senedi piyasalarında gözlemlenen "haftanın günü etkisi"nin nedenlerine ilişkin olarak yapılan birçok açıklama vardır. Bu açıklamalar; takas prosedürü, kurumsal uygulamalar, ekonometrik yöntemler, risk seviyesi, temettü ödeme tarihleri, bireysel yatırımcıların davranışları, likitide, sistematik haber yayınları,

[41] Özmen, **a.g.e.**, s.14.
[42] Frank Cross, "The Behaviour of Stock Prces on Fridays and Mondays", **Financial Analysts Journal**, s.67-69, 1973.
[43] Özmen, **a.g.e.**, s.15.
[44] Kenneth R.French, "Stock Returns and the Weekend Effect", **Journal of Financial Economics**, s.55-69, 1980.

yüksek kapanış fiyatları, firma büyüklüğü, spesyalist ve broker yanlı aktiviteler, zaman bölgesi teorisi, önceki haftanın pazar performansı ve Ocak ayı etkisidir[45].

Haftanın günü etkisine yönelik olarak French[46] ve Rogalski[47] tarafından yapılan kapsamlı çalışmalar sonucunda, borsanın kapalı olduğu haftasonunun Pazartesi günkü negatif getiriye sebep olduğu gözlemlenmiş ve bu anomali "hafta sonu etkisi" olarak da adlandırılmıştır.

French'in çalışmasından sonra Amerika'da ve birçok ülkede yapılan çok sayıda araştırma sonucu, haftanın günü etkisinin varolduğu ve gözlemlenen negatif getirinin Pazartesi gününden Cuma'ya kadar alışılmamış şekilde pozitif yükseliş gösterdiği sonucuna ulaşılmıştır.

Rogalski tarafından yapılan sözkonusu çalışmada haftanın günü etkisine ilişkin olarak bir özellik daha saptanmıştır. Cuma kapanıştan Pazartesi açılışa ve Pazartesi açılıştan kapanışa ortalama getirilerin Ocak aylarında pozitif, yılın diğer aylarında ise negatif bir trend izlediği belirlenmiştir. Rogalski'nin araştırma sonucuna göre, Ocak ayındaki Pazartesi günleri gerçekleşen pozitif getiriler firma büyüklüğü ile de ilgilidir.

Abraham ve Ikenberry[48], Pazartesi günlerinin pozitif getiri sağlaması olasılığının, negatif getiri sağlama olasılığı karşısında oldukça düşük bir orana sahip olduğunu, 19 ülkeyi kapsayan bir araştırma yapan Agrawal ve Tandon[49] Pazartesilerin negatif getiri sağladığını gözlemlemişlerdir.

---

[45] Bildik, **a.g.e.**, s.120.
[46] French, **a.y.**
[47] Richard J.Rogalski, "A Further Investigation of the Weekend Effect in Stock Returns : Discussion", **Journal of Finance**, 1984.
[48] A.Abraham and D.L.Ikenberry, "The Individual Investor and the Weekend Effect", **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, s.263-277, 1994.
[49] A.Agrawal and K.Tandon, "Anomalies or Illussion? Evidence from Stock Markets in Eighteen Countries", **Journal of International Money and Finance**, s.83-106, 1994.

Bazı ülkelerde ise farklı bulgular elde edilmiştir. Örneğin, Jaffe ve Westerfield[50], Kanada ve Japonya'da Salı günleri negatif bir etkinin olduğunu gözlemlemiştir. Buna benzer olarak Condoyanni, O'Hanlon ve Ward, Fransa ve Singapur'da Salı günleri negatif getirileri bulmuştur. Aggarwal ve Rivoli[51]; Hong Kong, Malezya, Filipinler ve Singapur'da yaptıkları araştırmalarda, negatif Pazartesi etkisine ilave olarak Salı günü etkisini de tespit etmişlerdir.

Condoyanni, O'Hanlon ve Ward[52], Sidney, Toronto, Londra, Tokyo, Paris, Singapur ve Amerikan borsalarının getirilerini incelemişler ve günlerin getirilerinin eşit olmadığını belirlemişlerdir. Kanada'da Pazartesi günlerinin getirisinin negatif, Fransa, Avustralya, Singapur ve Japonya borsalarında ise Salı günlerinin getirisinin negatif ve sıfırdan farklı olduğunu belirlemişlerdir.

Chang, Pinegar ve Ravichandran[53], Avrupa'dan 13, Amerika kıtasından 3, Asya-Pasifik'ten 6 ve Afrika'dan 1 ülkenin endekslerinin 1 Ocak 1986 – 30 Nisan 1992 tarihleri arasındaki getirilerini incelemiş ve otokorelasyon, örnek büyüklüğü ve hata terimleri gibi bazı istatistiki düzeltmelerden sonra haftanın günü etkisinin giderek kaybolduğunu gözlemlemiştirlerdir. Ancak negatif Pazartesi getirisine yönelik haftanın günü etkisine olan inanışı sarsan ilk araştırma sonucu, Peiro[54] tarafından yapılmıştır. Peiro, 28 Aralık 1987 – 31 Aralık 1992 dönemi için New York, Tokyo, Londra, Frankfurt, Paris ve Madrid borsalarını incelediği araştırmasında, negatif Pazartesi etkisine olan inancı sarsacak bulgular elde etmiştir.

---

[50] J.Jaffe and R.Westerfield, "Patterns in Japanese Common Stock Returns : Day of the Week and Turn of the Year Effects", **Journal of Financial Quantitative Analysis**, 1985.
[51] R.Aggarwal and P.Rivoli, "Seasonal and the Day of the Week Effect in Four Emerging Markets", **The Financial Review 24**, s.541-550, 1989.
[52] L.Condoyanni, J.O'Hanlon and C.Ward, "Day-of-the-Week Effects on Stock Returns : International Evidence", **Journal of Business, Finance&Accounting**, 1987.
[53] Eric Chang, Michael Pinegar and R.Ravichandran, "Interational Evidence on the Robustness of the Day-of-the-Week Effect", **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, 1993.
[54] Amado Peiro, "Daily Seasonalities in Stock Returns : Further International Evidence**", Economic Letters**, 1994.

Alexakis ve Xanthakis[55], Atina borsasının günlük getirilerini incelemişler ve Salı dışındaki günlerin ortalama getirisinin pozitif olduğunu, en yüksek standart sapmanın Pazartesi günleri, getirinin ise Cuma günleri gerçekleştiğini gözlemlemişlerdir.

Brooks ve Persand[56] 2001 yılında yaptıkları çalışmada, Güney Asya'daki beş ülkenin borsasında haftanın günü etkisinin varlığını araştırmış ve Güney Kore, Filipinler dışındaki Malezya, Tayvan ve Tayland borsalarında haftanın günü etkisinin varolduğunu belirlemişlerdir.

Schwert[57] tarafından 2002 yılında yapılan araştırmada, hafta sonu etkisinin bilinen gücünü son zamanlarda kaybettiği gözlemlenmiştir. Schwert, French'in araştırmasından farklı olarak[58] 1885–1927 dönemi için Dow Jones Endeks verilerini, 1928-2002 dönemi için ise S&P Endeks verilerini kullanarak araştırmasını yapmıştır.

Aly, Mehdian ve Perry[59] 2004 yılında yaptıkları araştırmada, hafta sonu etkisine yönelik araştırmaların genelde Amerikan piyasalarında yapıldığı düşüncesi ile, gelişmekte olan 11 Doğu Avrupa piyasasını incelemişler ve altı piyasada negatif Pazartesi, 5 piyasada ise pozitif Pazartesi getirisini bulmuşlardır. Negatif Pazartesi getirilerinin sadece iki tanesi, pozitif Pazartesi getirilerinin ise sadece bir tanesi istatistiki olarak anlamlı çıkmıştır. Bu nedenle Doğu Avrupa'da gelişmekte olan piyasalarda, haftanın günü etkisinin zayıf şekilde varolduğu sonucuna ulaşmışlardır.

---

[55] P.Alexakis and M.Xanthakis, "Day of the Week Effect on the Greek Stock Market", **Applied Financial Economics**, s.43-50, 1995.
[56] C.Brooks and G.Persand, "Model Choice and Value-at-Risk Performance", **Financial Analysts Journal**, 2001.
[57] G.William Schwert, **"Anomalies and Market Efficiency"**, Simon School of Business Working Paper, 2002.
[58] French, araştırmasında 1953-1977 dönemi verilerini kullanmıştır.
[59] Hassan Youssef Aly , Seyed M. Mehdian and Mark J. Perry, "An Analysis of Day-of-the-Week Effects in the Egyptian Stock Market", **International Journal of Business**, 2004.

Hui[60] 2005 yılında yaptığı çalışmasında, Asya Pasifik piyasalarından Hong Kong, Kore, Singapur, Tayvan ve gelişmiş piyasalardan Amerika ve Japonya piyasalarını incelemiş ve Singapur piyasası dışındaki piyasalarda hafta sonu etkisini, Pazartesi ve Salı günlerinin getirisinin düşük, Çarşamba ve Cuma günlerinin getirisinin ise yüksek olduğunu gözlemlemiştir.

2.4.2. AYLARA İLİŞKİN ANOMALİLER

Aylara ilişkin anomalilere ilişkin çalışmalar, menkul kıymet getirilerinin yılın herhangi bir ayında diğer aylara oranla farklı özellik taşıyıp taşımadığını araştırmak amacıyla yapılmaktadır.

Aylara ilişkin anomalilere yönelik olarak yapılan birçok araştırmada kış aylarında yaz aylarına oranla matematiksel ve istatistiki olarak daha fazla getiri elde edildiği gözlemlenmiştir.

2.4.2.1. OCAK AYI ETKİSİ

ABD hisse senetleri piyasalarında Ocak ayı etkisi ilk kez Wachtel[61] tarafından gözlemlenmiştir. Rozeff ve Kinney[62] ise, Ocak ayı etkisini New York Borsası'nda gözlemleyerek ortaya koyan ilk akademisyenlerdir. Bu araştırmaya göre, Ocak ayı getirileri diğer aylara oranla daha yüksektir. Ocak ayında hisse senetlerinin ortalama getirisi %3,48 iken, diğer 11 ayın ortalama getirisi %0,42'dir.

---

[60] Kai-Lung Hui , **"Product Variety under Brand Influence: An Empirical Investigation of Personal Computer Demand"**, National University of Singapore - School of Computing, Working Paper, 2005.
[61] S.Wachtel, "Certain Observations on Seasonal Movement in Stock Prices", **Journal of Business**, 1942.
[62] M.S.Rozeff and W.R.Kinney, "Capital Market Seasonality", **Journal of Financial Economics**, 1976.

Lakonishok ve Smidt[63], sadece büyük firmalardan oluşan Dow Jones Endeksini incelemiş ve Ocak ayı etkisine rastlamamışlardır. Dolayısıyla Rozeff ve Kinney'in bulgularının küçük firmalara özgü bir olay olduğu gündeme gelmiştir.

2.4.2.1.1. OCAK AYI ETKİSİNE YÖNELİK OLARAK DÜNYA BORSALARINDA YAPILAN ÇALIŞMALAR

Banz[64] büyük veya küçük firma etkisini Ocak ayı hariç diğer aylarda bulamamıştır. Berges, McConnel ve Schlarbaum[65], Keim[66], Reinganum[67] ve Roll[68] küçük firmaların Ocak ayında ve özellikle ilk hafta pozitif getiri sağladığını belirlemiştir. Van Den Bergh ve Wessels[69], 1966-1982 dönemi için Amsterdam Borsası'nda, Berges, McConnell ve Schlarbaum[70], 1950-1980 dönemi için Toronto ve Montreal Borsalarında, Jaffe ve Westerfield[71] Japonya Borsası'nda yaptıkları çalışmalarda Ocak ayı etkisinin güçlü bir biçimde varolduğu sonucuna ulaşmışlardır. Reinganum ve Shaphiro[72] tarafından Londra Borsası'nda yapılan araştırmada ise, Ocak ayında sermaye kazançlarına vergi getirilmesi döneminde Ocak ayı etkisine rastlandığını belirlemişlerdir.

---

[63] J.Lakonishok and S.Smidt, "Are Seasonal Anomalies Real? A Ninety Year Perspective", **Review of Financial Studies,** 1988.
[64] R.Banz, "The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks", **Journal of Financial Economics**, 1981.
[65] A.Berges, J.J.McConnel and G.G.Schlarbaum, "An Investigation of the Turn of the Year Effect, the Small Firm Effect, and the Tax-Loss-Selling Pressure Hypothesis in Canadian Stock Returns", **Journal of Finance**, 1982.
[66] Donald Keim, "Size-Related Anomalies and Stock Return Seasonality", **Journal of Financial Economics**, s.13-32, 1983.
[67] Mark Reinganum, "The Anomalous Stock Market Behaviour of Small Firms in January : Empirical Test for Tax-Loss Selling Effects", **Journal of Financial Economics**, 1983.
[68] Richard Roll, "On Computing Mean Returns and the Small Firm Premium", **Journal of Financial Economics**, 1983.
[69] W.M.Wan Der Bergh and S.E.Wessels, "Stock Market Seasonality and Taxes : An Examination of the Tax-Loss Selling Hypothesis", **Journal of Business and Accounting**, 1985.
[70] A.Berges, J.J.McConnel and G.G.Schlarbaum, "An Investigation of the Turn of the Year Effect, the Small Firm Effect, and the Tax-Loss-Selling Pressure Hypothesis in Canadian Stock Returns", **Journal of Finance**, 1982.
[71] J.Jaffe and R.Westerfield, "Patterns in Japanese Common Stock Returns : Day of the Week and Turn of the Year Effects", **Journal of Financial Quantitative Analysis**, 1985.
[72] M.R.Reinganum and A.C.Shaphiro, "Taxes and Stock Return Seasonality : Evidence from the London Stock Exchange", **Journal of Business**, 1987.

Gültekin ve Gültekin[73] tarafından 17 ülke borsasına yönelik olarak yapılan çalışmada, 12 ülke borsasında (Almanya, Avustralya, Belçika, Danimarka, Hollanda, İngiltere, İspanya, İsveç, İsviçre, Japonya, Kanada ve Norveç) Ocak ayı etkisinin oldukça fazla etkili olduğu, ancak Rozeff ve Kinney[74] tarafından yapılan çalışmanın tersine ABD'de Ocak ayı etkisinin var olmadığı gözlemlenmiştir. Corhay, Hawawini ve Michel[75], Ocak 1970 – Aralık 1983 dönemi için NewYork, Londra, Paris ve Brüksel Borsaları'nı incelemiş ve bu dört borsada da anılan dönem için en yüksek getirilerin Ocak ayında gerçekleştiğini tespit etmişlerdir.

Agrawal ve Tandon[76], yaptıkları çalışmada ABD dışında 18 ülke borsasını 1971-1987 dönemi için incelemişler ve istatistiksel ve matematiksel olarak 12 ülke borsasında Ocak ayı etkisinin varolduğunu gözlemlemişlerdir. Claessens, Dasgupta ve Glen[77] ise 20 ülke borsasını incelemiş ve Ocak ayı etkisine rastlamamışlardır.

Haug ve Hirschey[78] yaptıkları çalışmada; Schwert'in[79] çalışmasında kullandığı 1802 – 1926 dönemini kapsayan verilerini ve 1927-2004 dönemi için "Center for Research on Stock Prices (CRSP)" eşit ağırlıklandırılmış portföy verilerini kullanmıştır. 1927 – 2004 dönemi verileri incelendiğinde küçük firmalarda Ocak ayı etkisinin olduğu gözlemlenmiştir. Özellikle 1986 yılında yürürlüğe giren Vergi Reformu Yasası'ndan sonra Ocak ayı etkisinin küçük firmalarda daha da fazla gözlemlendiği belirlenmiştir. Haug ve Hirschey, Ocak ayında getirilerde gözlemlenen anormal artışın sebebinin; yatırımcıların alım satım sayılarındaki

[73] Mustafa Gültekin ve Bülent Gültekin, "Stock Market Seasonality : International Evidence", **Journal of Financial Economics,** 1983.
[74] M.S.Rozeff and W.R.Kinney, "Capital Market Seasonality", **Journal of Financial Economics**, 1976.
[75] A.Corhay, G.Hawawini and P.Michel, "Seasonality in the Risk-Return Relationship: Some International Evidence", **Journal of Finance**, 1987.
[76] A.Agrawal and K.Tandon, "Anomalies or Illussion? Evidence from Stock Markets in Eighteen Countries", **Journal of International Money and Finance**, s.83-106, 1994.
[77] S.Claessens, S.Dasgupta and J.Glen, "Return Behaviour in Emerging Stock Markets", **World Bank Economic Review**, 1995.
[78] Mark Haug and Mark Hirschey, **"The January Effect",** University of Kansas, Working Paper, 2005.
[79] William G.Schwert, "Size and Stock Returns and Other Emprical Regularities", **Journal of Financial Economics**, 1983.

anormal artıştan kaynaklandığını ileri sürmektedirler. Fama ve French[80] tarafından öne sürülen firma büyüklüğü etkisinin Ocak ayı etkisine katkıda bulunduğu gözlemlenmiştir. Ayrıca bu çalışma ile, Ritter'ın[81] yaptığı çalışmada bireysel yatırımcıların küçük firmalara ait hisse senetlerini Ocak ayında satması nedeniyle negatif getiri gözlemlendiği sonucu da desteklenmektedir.

2.4.2.2. YIL DÖNÜŞÜ ETKİSİ

Yıl dönüşü etkisi, Aralık ayının son birkaç günü ile Ocak ayının ilk haftasını içeren dönemde hisse senedi getirilerinde anlamlı bir değişim gözlemlenmesi durumunda sözkonusudur.

Kein ve Reinganum 1983 yılında yaptıkları çalışmada, küçük ölçekli firmaların menkul kıymet getirilerinde Ocak ayının ilk iki haftasında anormal artış olduğunu gözlemlemiştir. Bu anomali "yıl dönüşü etkisi" olarak adlandırılmaktadır. Roll'a[82] göre, küçük firmalar yılsonu öncesi gösterdikleri zarar rakamlarından daha fazla kayıp yaşamaktadır. Küçük firmalara ait hisse senetleri Aralık ayında satışa zorlanmaktadır, bu durum da Ocak ayında tekrar geri alıma neden olur, bu da beklenen getiri oranının artmasına neden olur. Yıl dönüşü etkisi, keşfedildiği zamandan bugüne dek oldukça azalmıştır. Kimi zaman hala gözlemlenmekle beraber kurumsal yatırımcıların portföylerinde bu etki gözlemlenmemektedir.

[80] Eugene F.Fama and Kenneth R.French, "The Cross-Section of Expected Stock Returns", **Journal of Finance**, 1993.
[81] Jay R.Ritter, "The Buying and Selling Behaviour of Individual Investors at the Turn of Year", **Journal of Finance**, 1988.
[82] Richard Roll, "On Computing Mean Returns and the Small Firm Premium", **Journal of Financial Economics**, 1983.

2.4.2.2.1. YIL DÖNÜŞÜ ETKİSİNE YÖNELİK OLARAK DÜNYA BORSALARINDA YAPILAN ÇALIŞMALAR

Cadsby[83], 1977-1987 dönemi için Kanada Borsası'nda yaptığı araştırmasında, 21 Aralık ile 5 Ocak tarihleri arasında ortalama getirilerin matematiksel ve istatistiki olarak önemli ölçüde yüksek ve pozitif olduğu sonucunu elde etmiştir. Berges, McConnell ve Schlarbaum[84] tarafından yine Kanada Borsası'nda yapılan araştırmada, Cadsby'nin sonuçlarına benzer sonuçlar elde edilmiştir.

Lauterbach ve Ungar[85], İsrail Borsası'nda Aralık ayının son işlem günü ile Ocak ayının ilk işlem günü getirisini, diğer normal günlerin getirisi ile karşılaştırmış ve güçlü bir yıldönümü etkisinin varolduğunu gözlemlemişlerdir. Gültekin ve Gültekin[86] tarafından yapılan çalışmada ise Lauterbach ve Ungar'ın çalışmasının aksine İsrail Borsası'nda yıldönüşü etkisinin oldukça zayıf şekilde varolduğu sonucu elde edilmiştir. Santemases[87] İspanya'da, Jennergren ve Sörensen[88] ise Kopenhag'da araştırma yapmışlar ve yıldönüşü etkisinin varolduğunu gözlemlemişlerdir.

---

[83] Charles B.Cadsby, **"Canadian Calender Anomalies and the Capital Asset Pricing Model",** In R.M.C. Guimaraes, B.G.Kingsman and S.J.Taylor, A Reappraisal of the Efficiency of Financial Markets, Berlin, 1989.

[84] A.Berges, J.J.McConnel and G.G.Schlarbaum, "An Investigation of the Turn-of-the-Year Effect, the Smalll Firm Effect, and the Tax-Loss-Selling-Pressure Hypothesis in Canadian Stock Returns", **Journal of Finance**, 1982.

[85] B.Lauterbach and M.Ungar, "Stock Return Regularities : Evidence From the Israeli Stock Market", **Review of Business and Economic Research**, s.70-84, 1991.

[86] Mustafa Gültekin ve Bülent Gültekin, "Stock Market Seasonality : International Evidence", **Journal of Financial Economics**, 1983.

[87] M.Santesmases, "An Investigation of the Spanish Stock Market Seasonalities", **Journal of Business, Finance&Accounting**, Vol:13, No:2, 1986.

[88] L.P.Jennergren and B.G.Sörensen, "Random Walks and Anomalies on the Copenhagen Stock Exchange in the 1890's", In R.M.C. Guimares, B.G.Kingsman and S.J.Taylor, **A Reappraisal of the Efficiency of Financial Markets**, 1989.

Jaffe ve Westerfield[89] tarafından Japon Borsası'nda yapılan araştırmada ise yıldönüşü etkisine rastlanmamıştır. Dai[90], 1984-1999 dönemi için Norveç Borsası'nda yaptığı araştırmasında, yıldönüşü etkisinin güçlü bir şekilde varolduğunu belirlemiştir. Normal günlerin getiri ortalaması %0,10 iken, yıldönüşü adıyla adlandırılan günlerdeki ortalama getiri %1,19'dur. Dai'nin araştırma sonucuna göre Norveç Borsası'nda yıldönüşü etkisi oldukça güçlüdür ve en yüksek getiri Ocak ayının ilk işlem günü gerçekleşmektedir.

Ng ve Wang'ın[91] yaptıkları çalışma sonucuna göre; yıldönüşü etkisine küçük firmaların hisse senetlerinde daha çok rastlanmaktadır ve yıldönüşü etkisi özellikle Ocak ayının ilk işlem günleri görülmektedir. Bu çalışmada Aralık 1986 – Ocak 1999 dönemi için Aralık ayının son 10 işlem günü ile Ocak ayının ilk 10 işlem günü getirileri veri seti olarak kullanılmıştır. Geçmişteki araştırmalarda gözlemlenen yıldönüşü etkisi, Ng ve Wang'ın çalışmasında da gözlemlenmiştir ve önceki yapılan çalışmalarla tutarlı sonuçlar vermiştir. 1990'ların sonlarında yıldönüşü etkisi azalmakla birlikte, kaybeden küçük firma hisse senetlerinde yine de gözlemlenmektedir. Window dressing[92] ve küçük firma hisse senetlerinin kurumsal yatırımcılarca satın alınması yıldönüşü etkisini azaltmaktadır.

2.4.2.3. AY DÖNÜŞÜ ETKİSİ

Ay dönüşü etkisi, bir ayın ilk birkaç gününde ve son birkaç günündeki ortalama getirilerin anlamlı bir trend izlemesi durumunda ortaya çıkan bir anomalidir.

---

[89] J.Jaffe and R.Westerfield, "Patterns in Japanese Common Stock Returns : Day of the Week and Turn of the Year Effects", **Journal of Financial Quantitative Analysis**, 1985.
[90] Qinglei Dai, **"Tax-loss Selling and the Turn-of-the-Year Effect"**, EFMA 2003 Helsinki Meetings, 2003.
[91] Lilian K. Ng and Qinghai Wang, **"Institutional Trading and the Turn-of-the-Year Effect"**, University of Wisconsin – Milwaukee, Working Paper, 2000.
[92] Bazı danışmanlık firmalarının, yasal çerçeveler içerisinde finansal tablolarda yaptıkları değişikliklere verilen isimdir.

Hisse senetleri piyasasındaki yatırımcılar, hisse senedi alımlarını ayın ilk gününde gerçekleştirdiklerini ve satışlarını erteledeklerini, bunun sebebinin de ayın son gününde başlayan dönemde getirilerin yükselmesi olduğunu ifade etmişlerdir[93].

2.4.2.3.1. AY DÖNÜŞÜ ETKİSİNE YÖNELİK OLARAK DÜNYA BORSALARINDA YAPILAN ÇALIŞMALAR

İlk kez Ariel[94], Dow Jones Sanayi Endeksini inceleyerek, kümülatif getirilerin önemli bir bölümünün ayın son 9 gününde gerçekleştiğini belirlemiştir. Lakonishok ve Smidt[95] de, Dow Jones Sanayi Endeksini, 1897-1986 yılları arasındaki 90 yıllık dönem için ayın ilk 4 günü ile son 4 günü gerçekleşen getirilerini incelemişler ve güçlü bir aydönüşü etkisi gözlemlemişlerdir.

Ogden[96] ay dönüşü etkisinin Amerikan borsalarında, temettü ödemesi gibi belirli ödeme günlerinde (regular in payments) gözlemlendiğini belirlemiştir. Lauterbach ve Ungar[97], ay dönüşü etkisine yönelik olarak İsrail Borsası'nda inceleme yapmışlar ancak ABD'de gözlemlenen şekilde güçlü bir ay dönüşü etkisi gözlemlememişlerdir.

Cadsby ve Ratner[98], 10 ülke için ayın ilk ve son 3 işlem günü getirilerini diğer günlerle kıyaslamışlar ve ABD, Almanya, Avustralya, İngiltere, İsviçre ve Kanada'da ay dönüşü etkisinin var olduğunu gözlemlemişlerdir.

---

[93] Bildik, **a.g.e.**, sf.58.
[94] Robert Ariel, "A Monthly Effect in Stock Returns", **Journal of Financial Economics**, s.161-174, 1987.
[95] J.Lakonishok and S.Smidt, "Are Seasonal Anomalies Real? A Ninety-Year Perspective", **Review of Financial Studies**, 1988.
[96] Joseph P.Ogden, "Turn-of-Month Evaluations of Liquid Profits and Stock Returns : A Common Explanation for the Monthly and January Effects", **Journal of Finance**, 1990.
[97] B.Lauterbach and M.Ungar, "Stock Return Regularities : Evidence From the Israeli Stock Market", **Review of Business and Economic Research**, s.70-84, 1991.
[98] C.Cadsby and M.Ratner, "Turn-of-Month, and Pre-Holiday Effects on Stock Returns: Some International Evidence", **Journal of Banking and Finance**, 1992.

Agrawal ve Tandon[99], 19 ülke borsasını kapsayan çalışmaları sonucunda, ilk ve son 4 günlük getirileri karşılaştırmışlar ve ABD dışında yer alan 18 ülkenin 10'unda (Almanya, Avustralya, Brezilya, Danimarka, Hollanda, İsveç, İtalya, Japonya, Kanada ve Meksika) ayın son gününde gerçekleşen getirinin, ortalama aylık getiriye oranla hayli yüksek olduğunu belirlemişlerdir. Martikainen, Perttunen ve Puttonen[100], ay dönüşü etkisini 12 ülkenin farklı bölgelerinde yer alan 24 ayrı hisse senedi piyasasında araştırmış ve ay dönüşü etkisinin birçoğunda varolduğunu gözlemlemişlerdir.

Dickinson ve Peterson[101], S&P 100 endeksini 1 Aralık 1983 – 31 Ocak 1990 dönemi için inceleyerek yaptıkları çalışmada, son 20 senedir ay dönüşü etkisinin varolduğunu gözlemlemişlerdir.

Maberly and Waggoner[102], Mayıs 1982- Mayıs 1990 dönemi için S&P 500 endeksini kullanarak yaptığı çalışmasında, 1990'lardan sonra ay dönüşü etkisinin oldukça azaldığını gözlemlemiştir. 1990'lara kadar olan dönem incelendiğinde önceki yapılan çalışma sonuçlarını destekler nitelikte ay dönüşü etkisine rastlanmıştır.

McConnell ve Xu'nun[103], 1926-2005 dönemi için 48 sektöre ait CRSP günlük getirilerini kullanarak yaptıkları, 34 ülkeyi kapsayan araştırmalarında; ay dönüşü etkisinin 30 ülkede gözlemlendiği ve anılan dönem içerisinde ay dönüşü etkisinin küçük ve büyük firmaların hisse senetlerinin her ikisinde de gözlemlendiği belirlenmiştir. McConnell ve Xu'ya göre ay dönüşü etkisi; 1926-2005 dönemi için

[99] A.Agrawal and K.Tandon, "Anomalies or Illussion? Evidence from Stock Markets in Eighteen Countries", **Journal of International Money and Finance**, s.83-106, 1994.
[100] T.Martikainen, J.Perttunen and V.Puttonen, "Finish Turn of the Month Effects: Returns, Volume and Implied Volatility", **Journal of Futures Markets**, 1995.
[101] Amy Dickinson and David R. Peterson. "Expectations of Weekend and Turn-of-the-Month Mean Return Shifts Implicit in Index Call Option Prices", **Journal of Financial and Strategic Decisions**, Vol. 8, No.3 (Fall 1995).
[102] Edwin D.Maberly and Daniel F.Waggoner, **"Closing the Question on the Continuation of Turn-of-the-Month Effects: Evidence from the S&P 500 Index Futures Contract"**, Federal Reserve Bank Of Atlanta Working Paper, August 2000.
[103] Dr.John J.McConnell and Dr.Wei Xu, **"Equity Returns at the Turn of the Month: Trading Strategies and Implications for Investors and Managers"**, Krannert School of Management, Working Paper, 2006.

oldukça güçlü şekilde gözlemlenmiştir ve endüstriler arasında farklılık göstermektedir. Öte yandan McConnell ve Xu'ya göre ay dönüşü etkisi; düşük ya da yüksek değerlenmiş hisse senetleri ile ve yıl sonu etkisi ile ilgili değildir.

2.4.2.4. AY İÇİ ETKİSİ

Ay içi etkisi, ay içerisinde belirli günlerde hisse senedi getirilerinde herhangi anlamlı bir trend gözlemlenmesi durumunda sözkonusudur.

Bu etkiye ilişkin ilk çalışma Ariel[104] tarafından yapılmıştır. Ariel, 1963-1981 dönemini incelediği araştırmasında, ayın ilk 9 günü ile son 9 gününün ortalama getirilerini karşılaştırmıştır ve ayın ilk 9 günlük ortalama getirisinin, son 9 günlük ortalama getirisinden anlamlı derecede yüksek olduğunu belirlemiştir. Linn ve Lockwood[105] da, yaptıkları çalışmada Ariel'in çalışma sonuçlarına benzer bulgular elde etmişlerdir.

2.4.2.4.1. AY İÇİ ETKİSİNE YÖNELİK OLARAK DÜNYA BORSALARINDA YAPILAN ÇALIŞMALAR

Jaffe ve Westerfield[106] da, Ariel gibi ayın ilk 9 gününün ortalama getirisi ile ayın son 9 günlük ortalama getiri sonuçlarını ABD, Japonya, İngiltere, Kanada ve Avustralya için araştırmışlar ve Japonya hariç diğer ülkelerde ilk yarı getirilerinin ikinci yarıya oranla daha yüksek olduğu belirlemişlerdir. Japonya Borsası'nda ise tam tersi durum gözlemlenmiştir. Barone[107], İtalya Borsası'nda yaptığı çalışmada; ayın ilk yarısında getirilerin düştüğünü, ikinci yarısında ise yükseldiğini gözlemlemiştir.

---

[104] Ariel, **a.g.e.**, s.161-174.
[105] C.Linn and J.Lockwood, "An Examination of Stock Market Return Volatility During Overnight and Intraday Periods 1964-1989", **Journal of Finance**, 1990.
[106] J.Jaffe and R.Westerfield, "Is There a Monthly Effect in Stock Market Returns? Evidence From Foreign Countries", **Journal of Banking and Finance**, 1989.
[107] E.Barone, "The Italian Stock Market Efficiency and Calender Anomalies", **Journal of Banking and Finance**, 1990.

Ay içi etkisinin olası nedenlerinin kar açıklama tarihleri, temettü ödemelerinin gerçekleştiği tarihler, takvim ve işlem zamanlarının uyuşmaması ve istatistiki sorunlar olarak belirlenmiştir[108].

2.4.3. TATİLLERE İLİŞKİN ANOMALİLER

2.4.3.1. TATİL ETKİSİ

Dini ve resmi bayram günleri, doğal afet, teknik arıza vb. nedenlerle borsanın kapalı olduğu günler tatil günü olarak nitelendirilmektedir ve tatil etkisi, hisse senedi getirilerinin tatil öncesi ve sonrası dönemlerde olağandışı bir trend izlemesi durumudur.

Tatil etkisi, anomalilere yönelik olarak yapılan çalışmaların en eski konularından biridir ve sık görülen ve bilinen bir anomali türüdür. Tatil öncesi etkisinin varlığını kanıtlayan birçok çalışmadan sonra, tatil sonrası etkisinin varlığına yönelik çalışmalar da yapılmıştır.

Tatil etkisine yönelik olan ilk çalışma Fields[109] tarafından yapılmıştır. Fields bu çalışmasında, 1901-1932 dönemi için Dow Jones Sanayi Endeks verilerini kullanmıştır. Roll[110] ve Lakonishok ve Smidt[111] ise Aralık ayının son günü ile Christmas tatili öncesinde, hisse senedi getirilerinde olağandışı bir yükselme gözlemlemişlerdir.

---

[108] Bildik, **a.g.e.**, s.67.
[109] M.J.Fields, "Security Prices and Stock Exchange Holidays in Relation to Short Selling", **Journal of Business**, 1934.
[110] Richard Roll, "Vas ist das? The Turn-of-the-Year Effect and the Return Premia of Small Firms", **Journal of Portfolio Management**, 1983.
[111] J.Lakonishok and S.Smidt, "Volume and Turn-of-the-Year Behaviour", **Journal of Financial Economics**, 1984.

2.4.3.1.1. TATİL ETKİSİNE YÖNELİK OLARAK DÜNYA BORSALARINDA YAPILAN ÇALIŞMALAR

Merrill, 1897-1965 dönemi için Dow Jones Sanayi Endeks verilerini kullanarak yaptığı çalışmasında; tatil etkisinin oldukça güçlü olduğunu gözlemlemiştir.

Ariel[112], 1963-1982 dönemi için tatil öncesi 160 işlem gününü incelemiş ve hisse senedi getirilerinin tatil öncesinde diğer günlerdeki getiriye oranla 9 katı kadar fazla olduğunu belirlemiştir. Pettengil ve Jordan[113], küçük firmalar için tatil öncesi etkisinin, büyük firmalar için ise tatil sonrası etkisinin görüldüğünü belirlemişlerdir.

Ziemba[114] Japonya Borsası'nda ve Barone[115] İtalya Borsası'nda yaptıkları çalışmalarla, anılan borsalarda tatil etkisinin varlığını kanıtlamışlardır. Kim ve Park[116] yaptıkları çalışmada, New York Borsası, Amerikan Borsası ve kot dışı pazarda (NASDAQ/OTC) tatil öncesi etkisinin oldukça yüksek olduğunu tespit etmişlerdir. Agrawal ve Tandon[117], ABD hariç 18 ülke borsası için yaptıkları çalışmada 10 ülkede tatil öncesi etkisinin varolduğunu gözlemlemişlerdir.

Rogalski ve Pettengill'in Temmuz 1962–Aralık 1986 dönemi verilerini kullanarak yaptıkları çalışma sonuçlarına göre, tatil etkisi firma büyüklüğü ile ilişkili değildir ve küçük veya büyük firmaların hisse senetlerinin her ikisinde de görülebilir. Özellikle tatil öncesi getirilerin, normal günlerdeki getirilere oranla oldukça farklı olduğunu ve özellikle de küçük firmalarda büyük firmalara oranla bu etkinin daha

---

[112] Robert Ariel, "High Stock Returns Before Holidays: Existence and Evidence on Possible Causes", **Journal of Finance**, 1990.
[113] G.Pettengil and B.Jordan, "A Comprehensive Examination of Volume Effects and Seasonality in Daily Security Returns", **Journal of Financial Research**, 1988.
[114] W.Ziemba, "Japanese Security Market Regularities: Monthly, Turn of the Month and Year, Holiday and Golden Week Effects", **Jopurnal of Japan and the World Economy**, Vol.3, 1991.
[115] E.Barone, "The Italian Stock Market Efficiency and Calender Anomalies", **Journal of Banking and Finance**, 1990.
[116] Chan-Wung Kim and Jinwoo Park, "Holiday Effects and Stock Returns", **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, March 1994.
[117] A.Agrawal and K.Tandon, "Anomalies or Illussion? Evidence from Stock Markets in Eighteen Countries", **Journal of International Money and Finance**, s.83-106, 1994.

çok olduğunu belirlemişlerdir. Tatil dönüşü etkisi ise küçük veya büyük firmaların hisse senetlerinin her ikisinde de pozitif yönde etkilidir. Öte yandan, küçük firmalarda bu pozitif etki büyük firmalara oranla daha fazladır.

Cadsby ve Ratner[118], 10 ülke borsasını incelemişler ve Kanada, Japonya, Avustralya ve Hong Kong'da tatil etkisinin varlığını gözlemlemişlerdir. Brockman ve Michayluk[119] yaptıkları çalışmada, 1973-1994 dönemi için Nasdaq Borsası'nı incelemişler ve tatil öncesi etkisinin bu borsada oldukça etkin olduğunu gözlemlemişlerdir. Cadsby ve Ratner'e göre, dünyanın herhangi bir ülkesinde gözlemlenen bir anomali diğer ülke borsalarına da sıçrayabilir. Brockman ve Michayluk'a göre küçük firmaların hisse senetlerinde tatil etkisi büyük firmalara oranla daha etkilidir ve büyük firmaların hisse senetlerinde bu etki giderek azalır.

Meneu ve Pardo[120]'nun çalışma sonucuna göre, tatil öncesi küçük yatırımcılar, hisse senedi satışına isteksizdirler ve bu da tatil öncesi etkisine neden olmaktadır. Lin ve Liu[121], Tayvan Borsası'nda yaptıkları çalışmada, tatil etkisinin anılan borsa içerisinde çok az etkili olduğunu, fakat yine de dikkate alınması gerektiğini belirlemişlerdir.

Bazı araştırmacılar tatil etkisinin takvimsel anomaliler ile ilişkili olduğunu düşünmektedir. Ariel[122] ve Lakonishok ve Smidt[123] de, yıl dönüşü etkisi, hafta sonu etkisi ve haftanın günü etkisinin tatil etkisini etkileyip etkilemediğini araştırmışlar fakat araştırmaları sonucunda, yüksek getirilerin diğer takvimsel anomalilerin bir belirtisi olmadığını ortaya koymuşlardır.

---

[118] C.Cadsby and M.Ratner, "Turn-of-Month, and Pre-Holiday Effects on Stock Returns: Some International Evidence", **Journal of Banking and Finance**, 1992.
[119] Paul Brockman and David Michayluk, **"The Holiday Anomaly: An Investigation of Firm Size Versus Share Price Effects"**, University of Nebraska, Working Paper, 1995.
[120] Vicente Meneu and Angel Pardo, **"Pre-Holiday Effect, Large Trades and Small Investor Behaviour"**, University of Valencia, Working Paper, 2001.
[121] Jin-Lung Lin and Tian-Shy Liu, **"Modeling Lunar Calender Holiday Effects in Taiwan"**, Institute of Economics, Academia Sinica, Working Paper, July 2002.
[122] Robert Ariel, "High Stock Returns Before Holidays: Existence and Evidence on Possible Causes", **Journal of Finance**, 1990.
[123] J.Lakonishok and S.Smidt, "Are Seasonal Anomalies Real? A Ninety-Year Perspective", **Review of Financial Studies**, 1988.

Diğer bir açıklama, tatil etkisi ile firma büyüklüğü etkisi arasında ilişki olmasıdır. Pettengill[124], Ocak ayı ve diğer aylarda tatil öncesinde küçük firmaların hisse senetlerinin getirisinin arttığını öne sürmüştür. Ancak karşıt görüş olarak, Ariel[125] ve Kim ve Park[126] haftanın günü etkisi, yılbaşı günü öncesi etkisi ve firma büyüklüğü etkisinin tatil etkisi ile ilişkili olmadığı görüşündedirler. Ariel'e göre tatil avantajından yararlanmak isteyen yatırımcıların hisse senetleri piyasasında kısa pozisyon almaları tatil etkisini ortaya çıkarmaktadır.

2.4.4. GÜN İÇİ ETKİSİ

Dönemsel anomalilere yönelik olarak yapılan çalışmalar sonucunda elde edilen bulgulardan birisi de "gün içi etkisi"dir. Gün içi etkisine yönelik olarak yapılan çalışmaların temel amacı; günün belirli saatlerinin veya belirli bir zaman diliminin, diğer saatlere veya zaman dilimlerine göre sürekli olarak daha düşük veya yüksek getiri sağlayıp sağlamadığını belirlemek ve herhangi bir trend olup olmadığını araştırmaktır[127].

Gün içi etkisine yönelik araştırmaların büyük çoğunluğu A.B.D. borsaları için yapılmıştır ve sayıca diğer anomali türlerine oranla daha az rastlanmıştır.

---

[124] G.N.Pettengill, "Holiday Closings and Security Returns", **Journal of Financial Research**, 1989.
[125] Robert A.Ariel, "High Stock Returns Before Holidays: Existence and Evidence on Possible Causes", **Journal of Finance**, 1990.
[126] Chan-Wung Kim and Jinwoo Park, "Holiday Effects and Stock Returns", **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, March 1994.
[127] Özmen, **a.g.e.**, s.26.

2.4.4.1. GÜN İÇİ ETKİSİNE YÖNELİK OLARAK DÜNYA BORSALARINDA YAPILAN ÇALIŞMALAR

Harris[128] tarafından yapılan araştırmada, 1 Aralık 1981 – 31 Ocak 1983 dönemi için işlem günleri 15 dakikalık periyotlara bölünerek incelenmiştir. Harris, haftasonu etkisinin Pazartesi gününün ilk 45 dakikasına negatif olarak yansıdığını ve Pazartesi ile haftanın diğer günlerinin ilk 45 dakikalarına ait getiriler arasında önemli ve anlamlı getiri farkı olduğunu gözlemlemiştir. Harris'e göre getiriler günün son işlem zamanlarında pozitif yönde artış göstermektedir. Özellikle borsanın kapanışından önceki son 5 dakikada, getirilerin %0,1241 oranında pozitif artış gösterdiği, bunun yanısıra son 45 dakikalık dilimde getirilerin ortalama pozitif yükselişinin %0,0507 olduğu belirlenmiştir.

Wood, McInish ve Ord[129] 1985 ile Brooks ve Chiou 1985 yılında, Wood ve McInish 1988 yılında 1980 – 1984 yılları için New York Borsa Endeks verilerini kullanarak yaptığı çalışmada ve Jain ve Joh[130] 1988 yılında S&P endeksinin 1979 – 1983 dönemi için getirilerin saatlik değişimini inceleyerek yaptıkları çalışmada, günün kapanışa yakın zaman diliminde daha yüksek getiri elde edildiği sonucuna ulaşmışlardır.

Cornell[131] tarafından 1985 yılında, Yadav ve Pope[132] tarafından 1992 yılında, Chang, Jain ve Locke tarafından 1995 yılında yapılan araştırmalarda "haftanın günü etkisi" ile "gün içi etkisi" arasında ilişki olduğu tespit edilmiştir. Yapılan araştırma sonuçlarına göre, gün içerisinde getirilerde gerçekleşen değişim, gün içerisindeki

---

[128] Lawrence Harris, "A Transaction's Data Study of Weekly and Intradaily Patterns in Stock Returns", **Journal of Financial Economics**, s.99-117, 1986.
[129] R.A.Wood, T.H.MCInish and J.K.Ord, "An Investigation of Transaction Data for NYSE Stocks", **Journal of Finance**, s.723-729, 1985.
[130] P.C.Jain and G.H.Joh, "The Dependence Between Hourly Prices and Trading Volume", **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, s.269-284,1988.
[131] Bradford Cornell, "The Weekly Pattern in Stock Returns : Cash Versus Futures : A Note", **Journal of Finance**, s.583-588, 1985.
[132] P.K.Yadav and P.F.Pope, "Intraweek and Intraday Seasonalities in Stock Market Risk Premia - Cash and Futures", **Journal of Banking and Finance**, s.233-270, 1992.

alış-satış fiyatı arasındaki farkın gün içerisindeki değişimine bağlıdır ve korelasyonu yüksektir.

Jain ve Joh[133] yaptıkları araştırmada, 1979 – 1983 dönemi için S&P 500 endeksinin saatlik getiri ortalamalarını incelemişlerdir. Gün bazında saatlik getiriler açısından sadece Pazartesi günlerinin negatif getiri sağladığını gözlemlemişlerdir. Jain ve Joh, bu araştırmada saatlik bazda getirilerin değişiminin yanısıra, işlem hacimlerinde de anomali olup olmadığını araştırmışlar ve işlem hacimlerinin de günün belirli saatlerinde farklı özellikler gösterdiğini gözlemlemişlerdir.

Smirlock ve Starks[134] 1986 yılında yaptıkları çalışmada, Dow Jones endeksini saatlik getiriler açısından 1963-1983 yılları arasında incelemişler ve Pazartesi açılış saatlerindeki getiriler hariç diğer günlerin saatlik getirilerinin herhangi bir farklılık göstermediği sonucuna ulaşmışlardır. Foster ve Viswanathan[135] tarafından 1990 yılında, Brock ve Kleidon tarafından 1992 yılında yapılan çalışmalarda gerçekleşen işlem sayısı ile getirilerin değişkenliği arasında New York Borsası için "U" şeklinde bir ilişki (U shaped pattern) görüldüğü sonucuna ulaşmıştır.

En yüksek işlem hacminin olduğu zamanlarda getirilerde gerçekleşen değişimin yüksek olması, Admati ve Pfleiderer[136] tarafından öne sürülen işlem hacmi ile ilgili modelle uygunluk göstermektedir.

---

[133] P.C.Jain and G.H.Joh, "The Dependence Between Hourly Prices and Trading Volume", **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, s.269-284,1988.
[134] M.Smirlok and L.Starks, "Day of the Week and Intraday Effects in Stock Returns", **Journal of Financial Economics**, s.197-210, 1986.
[135] F.Foster and S.Vswanathan, "A Theory of the Interday Variations in Volume, Variance and Trading Cost in Securities Markets", **Review of Financial Studies**, s.593-624, 1990.
[136] A.R.Admati and P.Pfleiderer, "A Theory of Intraday Patterns : Volume and Price Variability", **Review of Financial Studies**, 1988.

Cheung[137] , Lam ve Tong Hong Kong Borsası'nda, Miller[138], Yadav ve Pope[139] İngiltere Borsası'nda, Choe ve Shin Kore Borsası'nda, Copeland ve Jones 2000 yılında Kore ve Hong Kong Borsalarında gün içi etkisinin var olduğuna dair bulgular elde etmiştir.

2.4.5. UĞURSUZ CUMA ETKİSİ

Günlere ilişkin anomalilerden en ilginç olanı, ayın 13'üne rastlayan Cuma günlerine ilişkindir. Bazı toplumlarda batıl bir inanç olarak, bu Cumalar kara kedilerin, cadıların ve büyücülerin günleri olarak kabul edildiğinden uğursuz sayılır. Bu nedenle, finansal araştırmacılar ayın 13'üne rastlayan Cuma günleri hisse senedi getirilerinde olumsuz yönde bir değişiklik olup olmadığını araştırmışlardır.

Haftanın günü etkisine yönelik olarak yapılan araştırmalarda en yüksek getirinin Cuma günleri gerçekleştiği sonucuna rağmen, Kolb ve Rodriguez[140] tarafından yapılan araştırmada, normal Cumalar ile ayın 13'üne denk gelen Cumalar karşılaştırılmış ve önceki bulguların aksine bu Cumalarda istatistiksel açıdan anlamlı ve önemli bir negatif getiri sağlandığı belirlenmiştir. Dyl ve Maberly[141] ve Agrawal ve Tandon[142] bu konuya ilişkin olarak yaptıkları çalışmalarda bu bulguyu destekleyen nitelikte sonuçlar elde edememişlerdir. Uğursuz Cuma Anomalisi, İngilizcede "Friday the thirteenth effect" olarak adlandırılır ve bu konuda fazla çalışma yapılmamıştır[143].

---

[137] Y.L.Cheung, "Intraday Returns and the Day-End Effect : Evidence From the Hong Kong Equity Market", **Journal of Business Finance&Accounting**, 1995.
[138] Edward M.Miller, "Why A Weekend Effect?", **Journal of Portfolio Management**, s.42-48, 1988.
[139] P.K.Yadav and P.F.Pope, "Intraweek and Intraday Seasonalities in Stock Market Risk Premia - Cash and Futures", **Journal of Banking and Finance**, s.233-270, 1992.
[140] R.Kolb and R.Rodriguez, "Friday the Thirteenth : Part VII A Note", **Journal of Finance**, Vol.42, s.1385-1387, 1987.
[141] E.Dyl and E.Maberly, "The Anomaly That Isn't There : A Comment on Friday the Thirteenth", **Journal of Finance**, Vol.43, s.1285-1286, 1988.
[142] A.Agrawal and K.Tandon, "Anomalies or Illusion? Evidence from Stock Markets in Eighteen Countries", **Journal of International Money and Finance**, s.83-106, 1994.
[143] Özmen, **a.g.e.**, s.19.

2.5. KESİTSEL ANOMALİLER

2.5.1. Firma Büyüklüğü Etkisi

Firma büyüklüğü etkisi, düşük piyasa değerli firmaların pazar getirisinin üzerinde getiri sağladıklarını ifade eder. Bu etkiyi ilk olarak Banz[144] öne sürmüştür. Firma büyüklüğü etkisine yönelik olarak uluslararası piyasalarda birçok çalışma yapılmıştır. Ancak firma büyüklüğü etkisinin anomali olarak sınıflandırılması konusunda birtakım eleştiriler bulunmaktadır. Varlık fiyatlama modelleri, büyüklük etkisinin bir anomali olabilmesi için beklenen getiri ve beklenen nakit akımları arasında pozitif kesitsel bir ilişki talep etmelidir. Ancak hiçbir varlık fiyatlama teorisi bu talebe sahip değildir[145]. Dimson ve Marsh[146], Chen[147], Berk[148] firma büyüklüğü etkisinin uluslararası piyasalarda var olup olmadığı konusunda araştırma yapan araştırmacılardan birkaçıdır ve çalışmaları sonucunda bu etkinin var olduğunu gözlemlemişlerdir.

2.5.2. Piyasa Değeri/Defter Değeri Oranı Etkisi

Piyasa değeri / Defter değeri (P/D) etkisi düşük P/D oranlı firmaların yüksek P/D oranlı firmalardan daha yüksek getiri sağladıklarını ifade eder. Bu etkiyi destekleyen herhangi bir teorik model yoktur ancak yatırım analistleri uzun bir süre cari piyasa değerinin defter değerinden sapmasının büyüklüğünün, beklenen getirilerin önemli bir göstergesi olduğunu savunmuşlardır. Piyasa değeri / Defter

---

[144] Rolf W.Banz, "The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks", **Journal of Financial Economics**, 1981.
[145] Jonathan B.Berk, "A View of the Current Status of Size Anomaly", **Security Market Imperfections in World Wide Equity Markets**, Edited by KEIM, Donald B. ve Ziemba, William T., Cambridge University Press, 2000, 90-115.
[146] Elroy Dimson and Paul Marsh, **"The Hoare Govett Smaler Companies Index for the UK"**, Working Paper, Hoare Govett Limited, January 1987.
[147] Nai-fu Chen, "Equilibrium Asset Pricing Models and Firm Size Effect", **Stock Market Anomalies**, Edited by DIMSON, Elroy, Cambridge University Press, 1988.
[148] Jonathan B.Berk, "A View of the Current Status of Size Anomaly", **Security Market Imperfections in World Wide Equity Markets**, Edited by KEIM, Donald B. ve Ziemba, William T., Cambridge University Press, 2000, 90-115.

değeri etkisine ilişkin olarak, Rouwenhorst[149], Patel[150] ve Pinfold, Wilson ve Li[151] tarafından uluslararası piyasalarda yapılan çalışmalarda bazı dönemlere ilişkin olarak anlamlı sonuçlar elde edilmiştir[152].

2.5.3. Fiyat / Kazanç Oranı Etkisi

Firmaların kazançları ile ilgili stratejiler yatırımcılar arasında eski bir geçmişe sahiptir. Bu stratejilerin en çok bilineni düşük Fiyat / Kazanç (F/K) oranlı hisse senetlerini almayı gerektirir. F/K oranı etkisi, düşük F/K oranlı hisse senetlerinin yüksek F/K oranlı hisse senetleri ile karşılaştırıldıklarında daha yüksek kazandırma eğiliminde oldukları düşüncesine dayanır. F/K oranı etkisine yönelik olarak, Basu[153], Jaffe, Keim ve Westerfield[154], Lakonishok, Shleifer ve Vishny[155] ve Hawawini ve Keim[156] tarafından uluslararası piyasalarda yapılan çalışmalarda F/K oranı etkisi araştırılmış ve bu etkinin piyasalarda gerçekten varolduğu kanıtlanmıştır[157].

---

[149] Geert K. Rouwenhorst, "Local Return Factors and Turnover in Emerging Stock Markets", The **Journal of Finance**, 1999.
[150] Sandeep A.Patel, "Characterstics-Based Premia in Emerging Markets: Sector-Neutrality, Cycles and Cross-Market Correlation", **Security Market Imperfections in World Wide Equity Markets**, Edited by KEIM, Donald B. and Ziemba, William T., Cambridge University Press, 2000.
[151] John F.Pinfold, R.William and Oiuli Li, "Book to Market and Size as Determinants of Returns in Small Illiquid Markets: The New Zeland Case", **Financial Services Review**, 2001.
[152] Öztürkatalay, **a.g.e.**, s.41-47.
[153] Senjoy Basu, "The Relationship Between Earning's Yield, Market Value and The Returns for NYSE Common Stocks: Further Evidence", **Journal of Financial Economics**, 1983.
[154] J.Jaffe, D.B.Keim and R.Westerfield, "Earning Yields, Market Values and Stock Returns", **Journal of Finance**, Vol. 44, No. 1 (Mar., 1989), s.135-148, 1989.
[155] J.Lakonishok, A.Schleifer and R.W.Vishny, "Contrarian Investment, Extrapolation and Risk", **The Journal of Finance**, Vol. 49, No. 5 (Dec., 1994), s.1541-1578, 1994.
[156] Gabriel Hawawini and Donald B.Keim, "The Cross Section of Common Stock Returns: A Rewiew of the Evidence and Some New Findings", **Security Market Imperfections in World Wide Equity Markets**, Edited by Keim and Ziemba, Cambridge University Press, 2000.
[157] Öztürkatalay, **a.g.e.**, s.48-49.

2.5.4. Fiyat / Satış Oranı Etkisi

Fiyat / Satış (F/S) oranı, bir firmanın hisse başına fiyatının onun en son 12 aylık hisse başına satışına bölünerek hesaplanmaktadır. Gözlemleme metodu ile, F/S oranı stratejisi F/K oranı stratejisine göre üç nedenden dolayı daha üstündür[158]: (1) Satışlar karlara göre daha iyi tahmin edilebilir. (2) F/S oranı firma zarar ettiği zaman F/K oranı anlamsız olmasına rağmen F/S oranı anlamlı bir değerleme ölçüsüdür. (3) F/K oranı stratejisini bilinçsiz takip etme iki tane yatırım hatasına neden olur : a) düşük karlı olup da elenen firmalar geçici olarak yüksek F/K oranına sahip olabilir ve onlar yakın gelecekte karlarını yükseltebilir. b) ekonomi büyüme dönemi boyunca karları zirvedeyken F/K oranı düşük dönemsel hisse senetlerini satın alma ve ekonomik durgunluk boyunca karları dipte olan yüksek F/K oranlı hisse senetlerini satma.

F/S oranı etkisine yönelik olarak, Senchack ve Martin[159], Jacobs ve Levy[160], Liao ve Chou[161] ve O'Shaughnessy[162] tarafından uluslararası piyasalarda yapılan çalışmalar, F/S oranı etkisinin varolduğunu ortaya koymuştur[163].

2.5.5. Fiyat / Nakit Akımı Oranı Etkisi

Nakit akımları net dönem karı artı amortisman olarak tanımlanır. Muhasebe karları gerçekte yanıltıcı olabilir. Hisse başına nakit akımları ise daha az yanlı olmaktadır. Bildirilen nakit akımları ve kazançlar arasındaki bu fark, kazançların raporlanması ile ilgili olarak ülkeler arasında farklı muhasebe uygulamaları olduğu zaman ortaya çıkmaktadır. Chan, Hamao ve Lakonishok[164], Lakonishok, Scleifer ve

---

[158] A.Senchack and J.Martin, "Relative Performance of the PSR and the PER Investment Strategies", **Financial Analyst Journal**, Vol.43, s.45-56, 1987.
[159] **A.e.**
[160] B.Jacobs and K.Levy, "Disentangling Equity Return Regularities: New Insights and Investment Opportunities", **Financial Analyst Journal**, May/June 1988, Vol. 44, s.18-44.
[161] Tung L.Liao and Shyan R.Chou, "Relative Performance of the PER and PSR Filters with Stochastic Dominance: Evidence From the Taiwan Stock Exchange", **Applied Financial Economics**, 1996.
[162] James P.O'Shaugnessy, **"What Works on Wall Street"**, McGraww-Hill, 1998.
[163] Öztürkatalay, **a.g.e.**, s.58-62.
[164] Louis K.Chan, Yasushi Hamao and Josef Lakonishok, "Fundamentals and Stock Returns in Japan", **The Journal of Finance**, Vol. 46, No. 5 (Dec., 1991), s.1739-1764.

Vishny[165], Hawawini ve Keim[166] ve Lau, Lee ve McInish[167] uluslararası piyasalarda yaptıkları çalışmalarda Fiyat / Nakit akımı oranı etkisini araştırmış ve kimi zaman zayıf şekilde gözlemlendiğini belirlemişlerdir[168].

2.5.6. Temettü Verimi Etkisi

Temettü verimi, hisse başına yıllık temettü miktarının hisse senedinin piyasa değerine bölünmesiyle bulunur. Yüksek temettü verimli hisse senetlerinin daha yüksek getiri sağlayıp sağlamadığı konusunda uluslararası piyasalarda birçok araştırma yapılmıştır. Miller ve Modigliani[169], mükemmel piyasalar varsayımı altında firmanın nakit akımlarının olasılık dağılımlarının sabit kaldığı ve vergi etkilerinin bulunmadığı sürece firmanın temettü politikasının cari piyasa değerini etkilemeyeceği sonucuna varmıştır. Black ve Scholes[170] ise, temettü yansızlığı hipotezini önermiştir. Yüksek temettü verimli hisse senetleri ile düşük temettü verimli hisse senetlerinin beklenen getirileri arasında vergiden önce veya sonra fark olduğunu ispatlamanın mümkün olmadığını öne sürmüşlerdir. Blume[171], Keim[172], Fama ve French[173], Chrstine[174], Martikainen, Rothovius ve Yli-Oli[175] ve Naranjo,

---

[165] J.Lakonishok, A.Schleifer and R.W.Vishny, "Contrarian Investment, Extrapolation and Risk", **The Journal of Finance**, Vol. 49, No. 5 (Dec., 1994), s.1541-1578.
[166] Gabriel Hawawini and Donald B.Keim, "The Cross Section of Common Stock Returns: A Rewiew of the Evidence and Some New Findings", **Security Market Imperfections in World Wide Equity Markets**, Edited by Keim and Ziemba, Cambridge University Press, 2000.
[167] Sie Ting Lau, Chee Tong Lee and Thomas H.McInish, "Stock Returns and Beta, Firm Size, E/P, CF/P, Book to Market and Sales Grovth: Evidence From Singapore and Malaysia", **Journal of Multinational Financial Management**, 2002.
[168] Öztürkatalay, **a.g.e.**, s.63-65.
[169] M.Miller and F.Modigliani, "Dividend Policy, Growth and Valuation of Shares", **Journal of Business**, October 1961.
[170] Fischer Black and Myron Scholes, "The Effects of Dividend Yield and Dividend Policy on Common Stock Prices and Returns", **Journal of Financial Economics**, Vol.1, May 1974, s.1-22.
[171] Marshall Blume, "Stock Returns and Dividend Yields: Some More Evidence", **Review of Economics and Statistics**, 1980.
[172] Donald Keim, "Dividend Yields and Stock Returns: Implications of Abnormal January Returns", **Journal of Financial Economics**, 1985.
[173] Eugene F.Fama and Kenneth R.French, "Dividend Yields and Expected Stock Returns", **Journal of Financial Economics**, 1988.
[174] William Christine, "Dividend Yield and Expected Returns: The Zero-Dividend Puzzle", **Journal of Financial Economics**, 1990.
[175] T.Martikainen, T.Rothovius and P.Yli-Olli, "On the Individual and Incremental Information Content of Accrual Earnings, Cash Dividends in the Finnish Stock Market", **Europan Journal of Operational Research**, 1993.

Nimalendran ve Ryngaert[176] de yaptıkları çalışmalarda temettü etkisinin varolduğunu gözlemlemişlerdir[177].

2.5.7. Önceki Getiri Etkisi

Uluslararası piyasalara yönelik olarak yapılan araştırmalarda, önceki getirilerin, hisse senetlerinin takip eden getirilerinin kesitsel davranışını açıkladığına dair çeşitli kanıtlar elde edilmiştir. De Bondt ve Thaler[178], NYSE hisse senetleri için, 3-5 yıllık dönemler boyunca en çok kaybedenlerin, ortalama olarak elde tutma dönemi boyunca en yüksek, en çok kazananlarınsa en düşük piyasaya göre düzeltilmiş getiri sağladıklarını bulmuşlardır. Chopra, Lakonishok ve Ritter ise, bu dönüş etkisinin, getiriler firma büyüklüğüne ve riske göre düzeltiğinde ortadan kaybolmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Jegadeesh[179], Lehmann[180], Jagadeesh ve Titman[181], Foerster, Prihar ve Schmidt[182] de, önceki getiri etkisine yönelik olarak uluslararası piyasalarda araştırmalar yapmıştır.

---

[176] Andy Naranjo, M.Nimalendran and Mike Ryngaert, **"**Stock Returns,Dividend Yields and Taxes", **The Journal of Finance**, Vol.53, December 1998, s.2029-2057.
[177] Öztürkatalay, **a.g.e.**, s.66-70.
[178] Werner F.M.DeBondt and R.Thaler, "Further Evdence on Investor Overreactions and Stock Market Seasonality", **the Journal of Finance**, Vol. 44, No.4 (Sep., 1989), s.1011-1023.
[179] N.Jegadeesh, "Evidence of Preedictable Behaviour of Security Returns", The Journal of Finance, Vol.45, No.3, (Jul.1990), s.881-898.
[180] B.Lehmann, "Fads, Martingales and Market Efficiency", **Quaterly Journal of Economics**, 1990.
[181] N.Jegadeesh and S.Titman, "Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency", **The Journal of Finance**, Vol. 48, No.1, (Mar., 1993), s. 65-69.
[182] S.Foerster, A.Prihar and J.Schmidit, "Back to Future", **Canada Investment Review**, 1994.

3. BÖLÜM
TÜRKİYE'DE ETKİN PAZAR HİPOTEZİ VE ANOMALİ KONUSUNDA YAPILAN ÇALIŞMALAR

3.1. TÜRKİYE'DE ETKİN PAZAR HİPOTEZİ VE ANOMALİ KONUSUNDA YAPILAN ÇALIŞMALAR

İMKB'ye yönelik olarak yapılan etkinlik testleri genellikle zayıf formda etkinliğin test edilmesine yönelik olmakla birlikte, son yıllarda yarı güçlü formda etkinlik konusunda da çalışmalar yapılmaktadır.

Bekçioğlu ve Ada[183] seri korelasyon analizi ve run testi yöntemlerini kullanarak yaptıkları çalışma sonucunda, Türkiye'de rassal yürüyüş hipotezinin varolmadığını belirlemişlerdir.

Muradoğlu ve Önkal[184] yaptıkları çalışmada, para politikası ve mali politika arasında gecikmeli bir ilişki bulunduğunu ve piyasanın yarı güçlü formda etkin olmadığını belirlemişlerdir. Erol ve Aydoğan[185], enflasyon oranı ve reel faiz oranlarının hisse senedi getirileri üzerinde etkili olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Muradoğlu ve Metin[186] ve Balaban, Candemir ve Kunter[187], İMKB'nin yarı güçlü formda etkin olmadığını tespit etmişlerdir.

---

[183] Selim Bekçioğlu ve Erman Ada, "Menkul Kıymetler Piyasası Etkin Mi?", **Muhasebe Enstitüsü Dergisi**, Yıl II, Ağustos 1985, Sayı 41.
[184] Şengül Muradoğlu, G. ve D.Önkal, "Türk Hisse Senedi Piyasasında Yarı-Güçlü Etkinlik", **ODTÜ Gelişme Dergisi**, Sayı:19, s.197-207, 1992.
[185] K.Aydoğan and G.Muradaoğlu, **"Do Markets Learn From Experience? Price Reaction to Stock Dividends in the Turkish Market"**, Discussion Paper No: 9416-C, Department of Management, Bilkent University, Ankara, 1994.
[186] G.Muradaoğlu and K.Metin, "Efficiency of the Turkish Stock Exchange with Respect to Monetary Variables: A Cointegration Analysis", **European Journal of Operational Research**, Forthcoming, 1995.
[187] E.Balaban, H.B.Candemir ve K.Kunter, "İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda Bahama Etkileri", **İşletme ve Finans**, Sayı:113, s.93-104, 1995.

Öncel[188] çalışmasında, İMKB'de işlem gören 43 adet hisse senedinin Ocak 1988 – Şubat 1993 yıllarına ait günlük kapanış fiyatlarını filtre testine tabi tutmuş ve İMKB'nin zayıf formda etkin olmadığını belirlemiştir.

Kıyılar[189]'ın, 1 Ocak 1988 – 31 Aralık 1994 dönemi için İMKB'de işlem gören 45 firmaya ait günlük kapanış fiyatları kullanılarak yaptığı çalışmasında, İMKB'de Etkin Pazar Hipotezi'nin zayıf şeklinin geçerli olmadığı ve "teknik analiz" veya "temel analiz" yöntemi kullanılarak yatırımcıların başarı elde etmesinin mümkün olduğu belirlenmiştir.

Buguk ve Brorsen[190] çalışmalarında, bileşik, endüstriyel ve finansal endekslerin haftalık kapanış fiyatları ile İMKB'de Etkin Pazar Hipotezi'nin rassal yürüyüş hipotezini test etmişler ve rassal yürüyüşü destekler nitelikte bir sonuç elde etmişlerdir.

3.1.1. TÜRKİYE'DE DÖNEMSEL ANOMALİLERE YÖNELİK OLARAK YAPILAN ÇALIŞMALAR

İMKB'de gözlemlenen dönemsel anomaliler konusunda bugüne dek yapılan en kapsamlı araştırma, Özmen[191] tarafından yapılmıştır. Bu çalışmada, İMKB bileşik endeksindeki günlük yüzde değişimleri 4 Ocak 1988 – 7 Haziran 1996 dönemi için incelenmiş ve İMKB'nin zayıf formda etkin olmadığı sonucu elde edilmiştir. Cuma günleri en yüksek, Salı günleri en düşük getirinin sağlandığı, ancak çift seans uygulamasına geçildikten sonra Salı günkü negatif getirilerin pozitife dönüştüğü ve Pazartesi günleri negatif getiri elde edilmeye başlandığı, gün içi (seanslara yönelik) anomaliye ilişkin olarak da Pazartesi hariç tüm 1.seansların 2.seanslardan anlamlı ölçüde daha yüksek getiri sağladığı, Pazartesi günleri 2.seansta ise en düşük (negatif)

---

[188] Tuğrul Sıddık Öncel, **"Filter Rule and Trading in the Istanbul Stock Exchange"**, yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Boğaziçi Üniversitesi, İstanbul, 1993.
[189] Murat Kıyılar,**Etkin Piyasa Kuramı ve İMKB'de İrdelenmesi**, SPK Yayınları, 1997.
[190] Cumhur Buguk and B.Wade Brorsen, "Testing Weak-Form Market Efficiency: Evidence From Istanbul Stock Exchange", **International Review of Financial Analysis**, 2003.
[191] Tahsin Özmen, **Dünya Borsalarında Gözlemlenen Anomaliler ve İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Üzerine Bir Deneme**, SPK Yayınları, Ankara 1997.

getirinin elde edildiği ve birinci seansların ortalama getirisinin ikinci seansların ortalama getirisine oranla 3 kat fazla olduğu gözlemlenmiştir. Aylara ilişkin olarak Ocak, Haziran ve Eylül aylarında daha yüksek getiri sağlandığı, bunun yanı sıra ayların ilk yarısının ikinci yarısından, ayın ilk iki gününün de diğer günlerden daha yüksek getiri sağladığı tespit edilmiştir. Negatif getiri sağlayan tek ayın Ekim ayı olduğu tespit edilmiştir. Son olarak Özmen, tatil öncesi 2 günün ortalama getirisinin, diğer günlerin ortalama getirisinden 5,5 kat, tatil sonrası 2 günün ortalama getirisinin de, diğer günlerin ortalama getirisinden 14 kat daha yüksek olduğunu belirlemiştir.

Erbil[192], haftanın günlerinin istatistiki açıdan anlamlı bir farklılık göstermediğini, aylara ilişkin olarak ise Ocak ayında getirilerde pozitif yönde artış olduğunu, buna karşılık Mart ve Nisan aylarında getirilerin negatif eğilim gösterdiğini gözlemlemiştir.

Muradoğlu ve Oktay[193], 1988-1992 dönemi için yaptıkları çalışmada İMKB'de haftanın günü etkisinin varolduğunu ve en yüksek getirilerin Cuma günleri gerçekleştiğini, öte yandan Salı günleri ise en düşük getirilerin gerçekleştiğini belirlemişlerdir. Aylara ilişkin olarak, en yüksek getirinin Ocak ve Eylül aylarında gerçekleştiği belirlenmiştir.

Kıvılcım, Muradoğlu ve Yazıcı[194], İMKB'ye yönelik olarak yaptıkları çalışma sonucunda, İMKB'de zayıf etkinlik hipotezini reddetmişler ve Cuma ile Pazartesi günlerinin etkili olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

---

[192] A.Fuat Erbil, **"Stock Market Seasonality in the Istanbul Stock Exchange"**, Yayımlanmamış Master Tezi, Bilkent Üniversitesi, Ankara, 1993.
[193] G.Muradoğlu ve T.Oktay, "Türk Hisse Senedi Piyasasında Zayıf Etkinlik: Takvim Anomalileri", **Hacettepe Üniversitesi İkt.İd.Bil.Fak.Dergisi**, Sayı:11, s.51-62, 1993.
[194] M.Kıvılcım, G.Muradoğlu ve B.Yazıcı, "İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda Haftanın Günleri Etkisi", **İMKB Dergisi**, Yıl :1, Sayı:4.

Karan[195], 1988-1993 dönemini, Ocak 1988-Eylül 1990 ve Ekim 1990-Aralık 1993 şeklinde iki alt gruba ayırarak yaptığı çalışmasında, hafta sonu etkisini araştırmış ve negatif Pazartesi etkisinin İMKB'de varolmadığını ama diğer günlere oranla Cuma günlerinin getirisinin daha yüksek olduğunu belirlemiştir. Haftanın günü etkisi olarak negatif Pazartesi etkisi yerine, Salı günleri negatif etki olduğunu, Ocak ayı etkisinin İMKB'de varolduğunu, tatil öncesi son işlem gününün ortalama getirisinin pozitif olduğunu, buna karşılık istatistiki olarak anlamlı olmamakla birlikte tatil sonrası ilk işlem günü ortalama getirisinin negatif olduğunu gözlemlemiştir.

İMKB'de tatil öncesi etkisine yönelik olarak, Özmen, Erbil, Karan ve Balaban ve Candemir tarafından yapılan çalışmalar sonucunda, İMKB'de tatil öncesi etkisinin güçlü bir şekilde varolduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Kirkoryan[196], 1 Ocak 1988 – 28 Şubat 1994 dönemi için İMKB'de işlem gören 142 hisse senedi için araştırma yapmış ve Ocak ayı etkisinin İMKB'de daha çok ilk iki haftada kendini gösterdiğini, haftanın günleri etkisinde pozitif Cuma etkisinin büyük firmalar için varolduğunu, negatif Pazartesi günü etkisinin pozitif bir şekilde küçük firmalarda varolduğunu ve asıl negatif getirinin Salı günleri gerçekleştiğini gözlemlemiştir. Seler[197], 1991-1995 dönemi için İMKB birleşik endeksi günlük kapanış değerlerini incelemiş ve Pazartesi ve Salı günü getirilerinin, Cuma gününün getirisine oranla daha düşük değerde gerçekleştiğini belirlemiştir.

[195] Mehmet Baha Karan, "İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda Hafta Sonu Etkisi", **Yaklaşım Dergisi**, s:20, s.9-109, 1994.
[196] Kevork Kirkoryan, **"A Study on the Empirical Anomalies in Istanbul Stock Exchange"**, Yayımlanmamış Master Tezi, Boğaziçi Üniversitesi, İstanbul, 1994.
[197] İhsan Tunç Seler, **"Haftanın Günleri: İMKB'ye Etkileri Üzerine Bir İnceleme"**, Erciyes Üniversitesi, 1996.

Bildik[198], 1990-1995 dönemi için İMKB'ye yönelik olarak yaptığı çalışmasında, haftanın en yüksek getirisinin Cuma günleri, haftanın en düşük getirilerinin ise Salı ve Pazartesi günleri gerçekleştiğini, küçük firma etkisinin gözlemlendiğini, Ocak ve Kasım aylarında yüksek ve pozitif getirilerin, öte yandan Ekim ve Temmuz aylarında ise düşük ve negatif getirilerin gerçekleştiğini belirlemiştir. Bildik[199] tarafından yapılan diğer bir çalışma neticesinde, haftanın günü etkisinin bir günden iki güne uzaması sonucunda haftanın günü etkisinin yön değiştirdiği, pozitif getiri etkisinin Cuma gününden Perşembe gününe, negatif getiri etkisinin ise Salı gününden Pazartesi gününe kaydığı gözlemlenmiştir. Bildik (1998), haftanın günü etkisini gecelik faiz oranları için araştırmış ve gecelik faiz oranlarının diğer günlerden farklı olarak Çarşamba günleri düştüğünü, Pazartesi günleri ise yükseldiğini belirlemiştir. Bildik[200], İMKB'de dönemsel anomalilere yönelik olarak yaptığı çalışması sonucunda, haftanın en yüksek getirisinin Cuma günleri, haftanın en düşük ve tek negatif getirisinin ise Salı günleri gerçekleştiğini, haftanın günü etkisinin işlem aktivitesine de yansıdığını, bu sebeple en düşük likiditenin Pazartesi günleri gerçekleştiğini, Ocak ayında gerçekleşen günlük ortalama getirinin diğer ayların günlük ortalama getirilerine oranla oldukça fazla olduğunu, Haziran ayında da diğer aylara oranla günlük ortalama getirinin yüksek olduğunu, öte yandan Ağustos ayında negatif getiri sağlanırken, Ekim ve Temmuz aylarındaki getirilerin de diğer ayların günlük ortalama getirisine oranla daha düşük olduğunu gözlemlemiştir.

Balaban[201], 1988-1994 dönemi için İMKB'de haftanın günü etkisine yönelik olarak yaptığı çalışmasında en yüksek getirilerin Cuma günleri gerçekleştiğini ve bu dönemde yer alan yıllar itibariyle Cuma gününün negatif getiri gerçekleşmeyen tek gün olduğunu tespit etmiştir. En düşük getiri, istatistiksel olarak anlamlı olmamakla beraber Salı günleri gerçekleşmektedir. Aylara ilişkin olarak; Ocak, Haziran ve Eylül

[198] Recep Bildik, **"Hisse Senedi Piyasalarında Aykırılıklar:İMKB'de Gün Etkisi"**, Unpublished Working Paper at Finance Department of İstanbul University, 1995.
[199] Recep Bildik, **"Day of the Week Effects in turkish Money and Stock Markets"**, Unpublished Working Paper at Finance Department of İstanbul University, 1997.
[200] Recep Bildik, **Hisse Senedi Piyasalarında Dönemsellikler ve İMKB Üzerine Ampirik Bir Çalışma**, İMKB Yayınları, 2000.
[201] Ercan Balaban, "Day of the Week Effects: New Evidence from an Emerging Stock Market", **Applied Economics Letters**, Sayı:2, s.139-143, 1995.

aylarında hisse senedi getirilerinin anormal trendler izlediği belirlenmiştir. Balaban ve Bulu[202], Ocak 1988 – Haziran 1995 dönemi için İMKB'de ay içi etkisini araştırmışlar ve istatistiki olarak anlamlı olmasa da ayın ilk yarısının, ikinci yarısına oranla yaklaşık 2 katı daha fazla getiri sağladığını gözlemlemişlerdir. Balaban ve Candemir[203], Ocak 1988 – Haziran 1995 dönemi için İMKB'de tatil etkisini incelemişler ve resmi tatillerden iki gün önceki dönemin ortalama getirisinin diğer günlerin ortalama getirisinden yaklaşık 6 kat daha yüksek olduğunu gözlemlemişlerdir. Buna karşılık resmi tatillerden bir sonraki günün ortalama getirisi ise %-0,67 olarak belirlenmiştir.

Dağlı[204], Ocak 1988 – Temmuz 1995 dönemi için ay içi etkisini incelemiş, Cuma günleri anlamlı şekilde pozitif getiri sağlandığını, öte yandan istatistiki olarak anlamlı olmasa da Salı günleri negatif getiri elde edildiğini gözlemlemişlerdir. Bunun yanı sıra, Ocak ayında en yüksek getirinin elde edildiği, Haziran, Eylül ve Aralık aylarında da diğer aylara oranla getirilerin yükseldiği, Ekim ayında ise negatif getiri elde edildiği belirlenmiştir.

Demirer ve Karan[205], Türkiye ekonomisinin yüksek enflasyon oranı ve durağan olmayan finansal piyasalar nedeniyle, Batı ekonomilerinden farklı olduğunu iddia etmişlerdir. İMKB endeksinin birbirini takip eden günlerdeki getirilerini analiz etmişler ve haftanın başlangıcında pozitif getiri olması durumunda haftanın tamamında pozitif getiri sağlandığını gözlemlemişlerdir. 1988-1996 dönemi için hafta sonu etkisinin varolmadığını, Cuma günlerinin getirisinin yüksek, Pazartesi ve Salı günlerinin getirilerinin ise etkisinin olmadığını gözlemlemişlerdir. Çalışmalarında elde ettikleri en önemli bulgu, günlük getirileri etkileyen en önemli etkenin "bir gün önce gerçekleşen getiri" olduğudur.

---

[202] E.Balaban and M.Bulu, **"Monthly Effects in an Emerging Stock Market"**, Unpublished Paper, Research Department, The Central Bank of the Republic of Turkey, July, 1995.
[203] E.Balaban ve H.B.Candemir, "İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda Bahama Etkileri", **İşletme ve Finans Dergisi**, Sayı:113, s.93-104, 1995.
[204] Hüseyin Dağlı, **"Türk Hisse Senedi Piyasasının Takvim Etkileri: Haftanın Günü ve Ay Etkileri"**, SPK Yayını, 1996.
[205] R.Demirer ve M.B.Karan, "An Investigation of the Day-of-the-Week Effect on Stock Returns in Turkey", **Emerging Markets Finance and Trade**, 2002.

Oğuzsoy ve Güven[206] çalışmalarında, 1988-1999 dönemi için İMKB 100 endeksi verilerini incelemiş ve Salı günlerinin düşük getiriye, Cuma günlerinin ise yüksek getiriye sahip olduğunu, öteyandan varyansın Pazartesi günü en yüksek değeri, Cuma günü ise en düşük değeri aldığını belirlemişlerdir.

Bildik[207]'e göre, dönemsel anomaliler 1980'lerde keşfedildikten sonra etkilerini giderek kaybetmişlerdir. Bildik 2004 yılında İMKB'de yaptığı çalışmasında, ay dönüşü etkisinin İMKB'de farklı şekilde varolduğunu ve kamusal ödeme günü olan her ayın 15'inde getirilerde anormal artış gözlemlendiğini belirlemiştir. Bunun yanı sıra, kurumsal yatırımcıların da bu mevsimsel etkinin görülmesine katkısı olduğu düşünülmektedir. Ayın ilk 5 günü ile son 5 günü getirilerinin, diğer günlerin getirisi ile karşılaştırıldığında matematiksel ve istatistiki olarak oldukça anlamlı ve pozitif olduğu gözlemlemiştir. Bu bulgular da, Lakonishok ve Smidt[208]'in çalışma sonuçları ile uyum göstermektedir.

Çinko[209] çalışmasında, 8 Ekim 1993 – 16 Kasım 2005 dönemi için İMKB 100 endeksi getirilerini incelemiştir. Çalışma sonucunda, İMKB endeksi getirilerinin günlere göre farklılaştığı, takas süresinin bir gün olduğu dönemde Pazartesi ve Salı günlerinin getirilerinin negatif getiri, takas süresinin iki gün olduğu dönemde ise sadece Pazartesi günlerinin negatif getiri sağladığı belirlenmiştir. Takas süresi bir gün iken sadece Cuma günleri getirisi istatistiksel olarak anlamlı sonuç vermiştir. Takas süresinin iki gün olduğu dönemde ise Salı ve Çarşamba dışındaki günlerin getirileri istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Öte yandan, tatil öncesi etkisinin İMKB'de varolmadığı gözlemlenmiştir.

---

[206] C.B.Oğuzsoy and S.Güven, "Stock Returns and the Day-of-the-Week Effect in Istanbul Stock Exchange", **Applied Economics**, 2003.

[207] Recep Bildik, **"Are Calender Anomalies Still Alive?: Evidence From Istanbul Stock Exchange"**, Social Science Research Network Electronic Library, 2004.

208J.Lakonishok and S.Smidt, "Are Seasonal Anomalies Real? A Ninety Year Perspective", **Review of Financial Studies**, 1988

[209] Dr.Murat Çinko, "Etkin Piyasa Hipotezi: İMKB'de Haftanın Günü Etkisi ve Tatil Anomalisi", **TİSK Akademi Yayınları**, Sayı:2, s.117-127

İMKB'de gözlemlenen dönemsel anomalilere ilişkin olarak yapılan literatür taramasında, İMKB'nin belli dönemlerde mevsimsel trendlerden etkilenmekte olduğu, dolayısıyla geçmiş fiyat hareketlerinden hareket edilerek, gelecekteki fiyat hareketlerinin kısmen öngörülebildiği ve İMKB'nin zayıf formda dahi etkin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

4. BÖLÜM
DÖNEMSEL ANOMALİLERİN
1996-2006 DÖNEMİ İÇİN İMKB'DE İNCELENMESİ

4.1. İMKB'NİN TARİHÇESİ[210]

1985	**Aralık**	İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nın açılışı.
1987	**Ekim**	Daha önce haftalık olarak hesaplanan Borsa Endekslerinin günlük olarak hesaplanmaya başlaması
1989	**Temmuz**	Takas ve Saklama Merkezi'nin kurulması
1991	**Haziran**	Tahvil ve Bono Piyasası'nın kurularak Kesin Alım-Satım Pazarı'nın faaliyete başlaması
1993	**Şubat**	Tahvil ve Bono Piyasası Repo-Ters Repo Pazarı'nın faaliyete başlaması
1994	**Temmuz**	Birincisi 10:00-12:00, ikincisi 14:00-16:00 saatleri arasında olmak üzere seans sayısının 2'ye, günlük işlem süresinin toplam 4 saate çıkarılması
		Takas süresinin iki güne (T+2) çıkarılması
	Eylül	Tahvil ve Bono Piyasası Küçük Emirler Pazarları'nın faaliyete geçmesi
	Kasım	Hisse senetlerinin tümünün bilgisayar ortamında alım satımına başlanması
1995	**Nisan**	Açığa satış işlemlerinin düzenlenmesi

[210] www.imkb.gov.tr

1996	**Ocak**	Tahvil ve Bono Piyasası, Devlet İç Borçlanma Senetleri Endekslerinin hesaplanmaya başlanması
1997	**Ocak**	Mevcut endekslerin adları değiştirilmesi, endeks değerinden iki sıfır atılması ve yeni endekslerin hesaplanması
1998	**Mayıs**	OECD ile protokol imzalanması.
1999	**Ocak**	İMKB Ulusal-100 Endeksi Euro bazlı olarak hesaplanmaya başlanması.
	Eylül	Tahvil ve Bono Piyasası'nda seans saatlerinin 09:30-17:00 olarak değiştirilerek, 12:00-13:00 arası öğle arası verilmeye başlanması.
2000	**Ocak**	Ulusal-50 endeksi ile gayrimenkul yatırım ortaklıkları endeksi hesaplanmaya başlanması.
	Aralık	30, 91 ve 182 günlük vadelerle hesaplanan Devlet İç Borçlanma Senetleri (DIBS) endeksleri , 02 Ocak 2001 tarihi baz alınarak 6 (182 gün), 9 (273 gün), 12 (365 gün) ve 15 (456 gün) aylık yeni vadelerle hesaplanmaya başlanacak olması.
	Ağustos	Hisse Senetleri Piyasası birinci ve ikinci seans sürelerinin uzatılarak yeni seans saatlerinin 09:30 - 12:00 ve 14:00 - 16:30 olarak değiştirilmesi.
		İMKB Vadeli İşlemler Piyasası'nın açılması.

4.2. VERİLER, İZLENEN YÖNTEM VE KULLANILAN İSTATİSTİKİ TESTLER

Bu çalışma içerisinde İMKB Ulusal 100 endeksine ait değerlerin dönemselliği ve bu dönemselliğin endeks üzerindeki etkileri incelenecektir.

Bu çalışmada 02.01.1996- 29.12.2006 tarihleri arasındaki İMKB 100 ulusal endeksine ait günlük kapanış fiyatları temel alınmıştır. Analizlerde günlere ait değerlerin ortalamalarının karşılaştırılması yapılıp, endekse etkileri ve farklılaştıkları noktalar belirlenecektir. Ortalama karşılaştırmalarında istatistiksel yöntemler kullanılacak olup, verilerin durumuna göre varsayımlara uygun testler yapılacaktır. Örneğin normal dağılan 2'den fazla gruplu seriler için ANOVA (Varyans Analizi) , normal dağılmayanlara Kruskal Wallis, farklı grupların belirlenmesi için Post Hoc vb.testleri kullanılacaktır. Çalışma içerisinde güven olasılığı olarak %95 (hata payı %5) olarak kabul edilmiş ve analiz sonuçları ona göre yorumlanmıştır.

Her bir test için öncelikle varsayımların kontrolü yapılmış ve ona göre yöntem değişikliğine gidilmiştir. Literatür çalışmalarında parametrik yöntemlerin belli varsayımlara bağlı kalması nedeniyle daha güvenilir sonuçlara dayandığı ve bu nedenle kullanıldığı gözlenmektedir. Bu nedenle öncelikle daha külfetli, zor ama güvenilir olan parametrik yöntemler ile analize başlanmış sonrasında uygun olanı tercih edilmiştir.

İstatistik literatürüne bakıldığında ortalamaların karşılaştırılmasında çeşitli yöntemlerin kullanıldığı gözlenmektedir. Pozitif değerli seriler için aritmetik ortalama, negatif değerli olanlar için kareli, yüzdesel olanlar için geometrik ortalama gibi. Bu çalışmada endeksin getiri serisi ile uygulama yapıldığı için seride yüzdesel ve (-) değerli gözlemler bulunmaktadır. Bu nedenle kareli ortalama hesaplanması gerekmektedir. Fakat kullanılan paket programın buna elverişli olmaması nedeniyle aritmetik ortalama ile analizler yapılacak ve yorumlanacaktır.

4.2.1. Kolmogorov – Smirnov Testi :

Belirli bir anlamlılık düzeyinde örnek değerlerinin dağılımının normal dağılıma uygunluğunu belirlemede kullanılır.

4.2.2. Parametrik Testler :

Kukla değişkenler vasıtasıyla yapılan regresyon analizi, F ve t testleridir.

4.2.2.1.Regresyon :

Regresyon analizi, bağımlı değişkenin bir veya birden fazla bağımsız (açıklayıcı) değişkenle arasındaki ilişkinin matematik bir fonksiyon şeklinde yazılmasıdır. Bu fonksiyona regresyon denklemi adı verilmektedir[211].

Bu tez çalışmasında regresyon modelleri En Küçük Kareler Yöntemi ile tahmin edilmiştir.

4.2.2.2. En Küçük Kareler Yöntemi :

Gerçekleşen değer ile tahmin edilen değer arasındaki farkın karesinin toplamının minimize edilmesine dayanmaktadır. Bu yöntemin uygulanabilmesi için belirli varsayımların sağlanması gerekmektedir.

$$\sum_{t=1}^{n}\left(Y_t - \hat{Y}_t\right)^2 = \text{Minimum}$$

4.2.2.2.1. En Küçük Kareler Yöntemi Varsayımları :

[211] Neyran Orhunbilge, **Uygulamalı Regresyon ve Korelasyon Analizi**, İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi, İstanbul, 2002, s.13.

1. Regresyon modeli katsayıları doğrusaldır.
2. Bağımsız değişkenlerin değerleri tekrarlanan örneklemlerde değişmez.
3. Hata terimi ε_t'nin ortalaması 0'dır.
4. Gözlem sayısı (n) tahmin edilecek parametre sayısından büyük olmalıdır.
5. Belli bir örneklemdeki x değerlerinin hepsi aynı olmamalıdır.
6. Regresyon modeli doğru kurulmalıdır.
7. Hata terimleri arasında otokorelasyon olmamalıdır.

   $E(\varepsilon_t \varepsilon_j) = 0 \quad i \neq j$

8. Hata terimi ε_t'nin varyansı sabittir.
9. Bağımsız değişkenler arasında tam çoklu doğrusallık yoktur[212].
10. Hata terimlerinin dağılımı normaldir.

4.2.2.3. t-Testi :

İki örneklem grubu arasında ortalamalar ortalamalar açısından fark olup olmadığını araştırmak için kullanılır. t testi, bir gruptaki ortalamanın diğer gruptaki ortalamadan önemli derecede farklı olup olmadığını belirler.

Hipotezin kurulması;

H_0 : İki bağımsız grubun ortalamaları eşittir.
H_1 : İki bağımsız grubun ortalamaları farklıdır.

Hesaplanan değer tablo değerinden daha büyük veya kuyruk olasılık değeri hata payından daha küçük ise H_0 hipotezi reddedilir.

4.2.2.4. Tek Yönlü ANOVA (Varyans Analizi) Testi :

[212] Analiz kısmında otoregresif model kurulduğu için tam çoklu doğrusallık varsayımı dikkate alınmamıştır.

Karşılaştırılacak olan getiri ortalamalarının sayısı ikiden fazla olduğunda, ikiden çok bağımsız grup verilerinin değerlendirilmesinde tek yönlü varyans analizi kullanılır. Bu testin yapılabilmesi için, gruplar arası varyansların homojenliği ve grupların normal dağılması şartı gerekmektedir.

4.2.3. Parametrik Olmayan Testler :

Kruskal Wallis, Scheffe, Tukey ve Post Hoc ve Mann Whitney U Testi.

4.2.3.1. Kruskal Wallis Testi :

İkiden daha fazla sayıda alt gruptaki serilerin medyanlarının birbirine eşitliğini karşılaştırmada kullanılır. Verilerin sırasını kullanarak, varyans analizine dayalı bir test istatistiği üretir. Kruskal Wallis testinin istatistiki olarak anlamlı olması durumunda, serilerden bir veya daha fazlasının diğer serilerden farklı medyana sahip olduğu anlaşılır. Bu test parametrik olmayan bir test olduğu için normal dağılım şartı aranmamaktadır.

Kruskal Wallis testi gruplar arası tek yönlü varyans analizinin (Tek Yönlü ANOVA) parametrik olmayan alternatifidir.

4.2.3.2. Scheffe, Tukey ve Post Hoc Testleri :

ANOVA testine ilişkin olarak grupların ikişerli olarak karşılaştırılmasına imkan veren testlerdir. Çoklu karşılaştırma testleri olarak da bilinmektedirler. Tukey testi homojen varyansa sahip grupların, Scheffe testi ise homojen varyanslı olmayan grupların karşılaştırılmasında kullanılır.

Bu testler yıl dönüşü etkisinin analiz kısmında kullanılmış olup, ANOVA (Varyans Analizi) Tablosu sonuçlarını desteklediği gözlemlenmiştir. Ancak sonuçlara göre gruplar arasında farklılık çıkmadığı için tablolarına yer verilmemiştir.

4.2.3.3. Mann Whitney U Testi :

Normal dağılmayan ikili grupların karşılaştırılmasında kullanılır. Bu test bağımsız örnekler için uygulanan t-testlerinin parametrik olmayan alternatifidir. t-testinde olduğu gibi, iki grubun ortalamalarının karşılaştırılması yerine, Mann-Whitney U Testi grupların medyanlarını karşılaştırır.

4.2.4. Levene Testi :

Tek yönlü ANOVA (Varyans Analizi)'nın temel varsayımı olan varyansların homojenliğini test etmek için kullanılır. Levene testi sonucu elde edilen kuyruk olasılığı değeri hata payından büyük ise varyansların homojen olduğu sonucuna varılır. Bu durumda ANOVA tablosunun yorumlarına güvenilebilir.

4.2.5. Breusch – Godfrey LM Testi (Breusch – Godfrey Lagrange Çarpanı Testi):

Yüksek mertebeden otokorelasyon testidir. Sınırları olmadığı için tüm durumlarda kullanılabilir. Orjinal regresyon denklemi tahmin edilerek, $\hat{\varepsilon}_t$'ler hesaplanır ve $\hat{\varepsilon}_t$'nin bağımlı değişken olduğu orjinal denklemdeki açıklayıcı değişkenlerinin karelerinin ve birbirleriyle çarpımlarının açıklayıcı değişken olarak kullanıldığı denklem tahmin edilir. Bu denklemin belirlilik katsayısı çekilerek gözlem sayısı ile çarpılır ve elde edilen test istatistiği kuyruk olasılığı değeri ile karşılaştırılır.

$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \text{K } \rho_p = 0$ → Otokorelasyon Yoktur

$H_0 : \rho_1 \neq \rho_2 \neq \text{K } \rho_p \neq 0$ → Otokorelasyon Vardır

4.2.6. White Testi (Değişen Varyans Testi) :

Hata terimlerinin varyanslarının bağımsız değişkenlerden etkilenip etkilenmediğini inceleyen bir testtir. Orjinal regresyon denklemi tahmin edilirek, $\hat{\varepsilon}_t^{\,2}$'ler hesaplanır ve $\hat{\varepsilon}_t^{\,2}$'nin bağımlı değişken olduğu orjinal denklemdeki açıklayıcı değişkenlerinin karelerinin ve birbirleriyle çarpımlarının açıklayıcı değişken olarak kullanıldığı denklem tahmin edilir. Bu denklemin belirlilik katsayısı çekilerek gözlem sayısı ile çarpılır ve elde edilen test istatistiği kuyruk olasılığı değeri ile karşılaştırılır.

Bu tez çalışmasında bağımsız değişkenlerin birbirleriyle çarpımları kullanılmamıştır.

$H_0 : E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2$ → Değişen Varyans Yoktur

$H_1 : E(\varepsilon_t^2) \neq \sigma^2$ → Değişen Varyans Vardır

İMKB getirilerinin normal dağılımdan uzak, yüksek basıklık ve negatif çarpıklık özellikleri göstermesi nedeniyle parametrik testlerin yanısıra, normal olmayan dağılımlarda daha anlamlı sonuçlar veren parametrik olmayan testler de kullanılmıştır.

- Literatürde finansal zaman serilerinin analizleri yapıldığında bu serilerin bileşik getiri adıyla tanımlanan değerleri kullanılmakta olup getiri:

$$R_t = LOG(IMKB100)_t - LOG(IMKB100)_{t-1}$$

şeklinde hesaplanmaktadır. Bu aşamadan sonra getiri serisi olarak açıklamalarda kullanılacaktır.

4.2.7. Otoregresif Modeller

4.2.7.1. AR(p) Modeli:

p'inci mertebede otoregresif sürece sahip gözlenen y_t serisi, y_t değerlerinin p dönem geriye doğru giden ağırlıklı ortalaması ile rassal değişken toplam değerine eşittir. AR modelinin geçerliliği için r_t serisinin durağan olması gerekir.

***AR (p) Modelinin Genel Formülasyonu:**

$$Y_t = \emptyset_0 + \emptyset_1 Y_{t-1} + \emptyset_2 Y_{t-2} + \mathrm{K} + \emptyset_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

$Y_t = \emptyset_1 Y_{t-1} + \emptyset_2 Y_{t-2} + \mathrm{K} + \emptyset_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$ → Analiz yapılırken sabitsiz olan bu formülasyon tercih edilmiştir.

AR(p) Modelinin geçerliliği için aynı zamanda Y_t serisinin de durağan olduğunu ortaya koyan bir özellik de durağanlık koşulu denen ve otoregresif parametrelerin toplamının 1'den küçük olmasıdır.

$\sum_{i=1}^{p} \emptyset_i < 1$ → Bu durağanlık koşuludur.

4.2.7.2. MA(q) Modeli:

q sürecin mertebesidir. MA Modelini oluştururken hata terimleri "saf hata terimi (white noise)" varsayımı ile hareket edilir.

Saf hata terimi :

$\varepsilon_t = a_t$

$a_t = NB(0, \sigma^2)$

N: Normal Dağılım

B: Bağımsızlık (Otokorelasyonsuz)

0 : Sıfır ortalama

σ^2 : sabit varyans

*** MA (q) Modelinin Genel Formülasyonu:**

$$Y_t = M + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} + \mathrm{K} + \theta_q a_{t-q}$$

$$Y_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \mathrm{K} - \theta_q a_{t-q}$$

AR(p) Modelinde durağanlık koşulu olduğu gibi MA(q) Modelinde de çevrilebilirlik koşulu vardır.

Analiz kısmında sabit değer olmayan formülasyon kullanılmıştır

$\sum_{i=1}^{q} \theta_i < 1$ → Bu çevrilebilirlik koşuludur.

Her AR Modeli çevrilebilir olduğu için bakılmaz, her MA modeli de durağandır.

4.2.7.3. ARMA (p,q) Modeli

$$Y_t = \Phi_1 Y_{t-1} + \Phi_2 Y_{t-2} + \mathrm{K} + \Phi_p Y_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \Lambda - \theta_q a_{t-q}$$

$\sum_{i=1}^{p} \Phi_i < 1$ ve $\sum_{i=1}^{q} \theta_i < 1$ koşulu aranır.

Bütün bu üç model için de parametrelerin istatistiksel olarak anlamlı olması gerekir.

P veya q gecikmeleri sırasıyla kısmi otokorelasyon fonksiyonu ve otokorelasyon fonksiyonuna göre belirlenebilir. Veya Box&Pierce q testi'ne göre veya Bartlett Testi'ne göre belirlenebilir.

4.3. İMKB 100 ENDEKSİ LOGARİTMİK FARK GETİRİ SERİSİNİN NORMAL DAĞILIM TESTİ

* Logaritmik fark serisine dönüştürülen İMKB 100 Endeksi logaritmik fark günlük getiri serisinin, normal dağılım gösterip göstermediğinin belirlenmesi için Kolmogorov-Smirnov Testi yapılır.

Kolmogorov - Smirnov Testi

Tablo 1

Tanımlayıcı İstatistik					
	N	Ortalama	Std.Sapma	Minimum	Maksimum
Getiri	2716	0,00169	0,029319	-0,200	0,178

Yukarıda yer alan Kolmogorov-Smirnov Testi tanımlayıcı istatistik tablosuna göre; 2716 gözleme sahip İMKB 100 endeksi logaritmik fark günlük getiri serisi (2716 günlük (2.1.1996-29.12.2006 dönemi için) 0,02932 sapmayla 0,001687 ortalamaya sahiptir.

Tablo 2

Tek Örneklem Kolmogorov-Smirnov Testi		
		Log.Fark Serisi İMKB 100 Endeksi
N		2716
Normal Parametreler	Ortalama	0,00168
	Standart Sapma	0,0293
En Uç Farklar	Mutlak	0,060
	Pozitif	0,060
	Negatif	-0,057
Kolmogorov-Smirnov Z		3,139
Kuyruk Olasılığı (2 yönlü)		0,000

H_0 : Seri Normal Dağılmaktadır

H_1 : Seri Normal Dağılmamaktadır.

Yukarıda yer alan Tablo 2 yorumlanacak olursa; % 95 güven olasılığında kuyruk olasılığı değeri 0<0,05'ten küçük olduğu için, H_0 hipotezi reddedilir. Yani İMKB 100 endeksi serisinin logaritmik fark halindeki bileşik getiri tanımıyla bilinen değerleri normal dağılım göstermemektedir.

*İMKB 100 Endeksi logaritmik fark serisinin normal dağılım testine ilişkin tanımlayıcı istatistikleri incelenecek olursa;

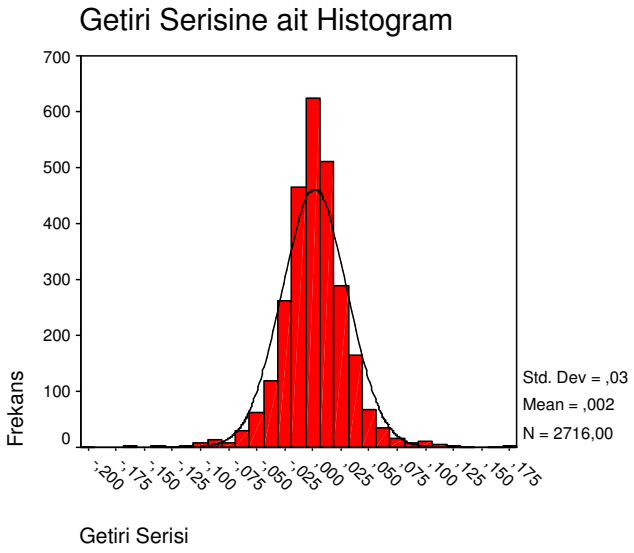
Tablo 3

Tanımlayıcı İstatistikler[a]		
Getiri		
N	Geçerli gözlem sayısı	2716
Ortalama		0,001687
Medyan (Ortanca)		0,001659
Mod-Sıklık		-0,19979
Standart Sapma		0,029319
Varyans		0,00086
Eğiklik		-0,0274
Sivrilik- Basıklık		4,538329
Değişim Aralığı		0,377532
Minimum		-0,19979
Maximum		0,177741
Toplam		4,582373

a. Çoklu mod barıdırmakta olup, en küçük olan gösterilmiştir.

Getiri serisinin 0,001687 ortalama, 0,02932 standart sapma ile -0,20 minimum değişme 0,18 maksimum değişme arasında 4,58>3 ile sivri ve -0,27<0 ile sola eğik olarak dağıldığı gözlenmektedir. Getiri serisinin dağılımını gösteren grafik aşağıda yer almaktadır.

Grafik 1



Yukarıdaki grafikten de gözlemlendiği gibi sivrilik incelemesi için 4,538>3 olduğu için serinin sivri olduğu sonucu çıkmaktadır. Eğikliği için de -0,027<0 olduğu için hafif sola eğik denilebilir.

4.4. DÖNEMSELLİKLERİN AMPİRİK YÖNDEN İNCELENMESİ

4.4.1. HAFTANIN GÜNÜ ETKİSİ

Hisse senedi getirilerinin haftanın günleri arasında dağılımında farklılık gösterip göstermediği, haftanın belirli günlerinde diğer günlerden farklı olarak daha yüksek ya da daha düşük getiri elde edilip edilemeyeceği, İMKB'de haftanın günü etkisi mevcut ise bu etkinin 1996-2006 dönemi için yıllara göre farklılık gösterip göstermediği incelenmiştir.

4.4.1.1. Veriler ve İzlenen Yöntem

Haftanın günü etkisinin varlığı, İMKB için, 02.01.1996 – 29.12.2006 tarihleri arasındaki 11 yıllık bir dönem içerisindeki 2716 günlük veri seti üzerinde araştırılmıştır.

Haftanın günlerinin getirileri arasında farklılık olup olmadığının incelenmesi için haftanın günleri 3 grupta incelenmiş olup:

- Yıl farkı gözetmeksizin haftanın günlerinin getirileri arasında istatistiki açıdan anlamlı farklılık olup olmadığı,
- Yıllara göre haftanın günlerinin getirileri arasında istatistiki açıdan anlamlı farklılık olup olmadığı,
- Yıl farkı gözetmeksizin aylara göre haftanın günlerinin getirilerinde farklılık olup olmadığı araştırılmıştır.

4.4.1.2. Haftanın Günleri Bazında Tanımlayıcı İstatistikler ve Ortalama Karşılaştırma Testi

İMKB'de 02.01.1996 – 29.12.2006 tarihleri arasında, haftanın günleri bazında getiriler arasında farklılık olup olmadığını incelemek amacıyla veri seti olarak, sözkonusu döneme ait İMKB 100 günlük kapanış değerlerinin logaritmik fark serisi veri seti olarak kullanılmıştır.

Öncelikle, haftanın günlerine ait tanımlayıcı istatistikler oluşturulmuştur.

Tablo 4

Getiri	**Haftanın Günlerinin Tanımlayıcı İstatistikleri**					
	Pazartesi	**Salı**	**Çarşamba**	**Perşembe**	**Cuma**	**Toplam**
Ortalama	-0,002121	-0,000187	0,0015469	0,004497	0,0046853	0,0016872
Gözlem Sayısı	540	546	543	549	538	2716
Standart Sapma	0,0328989	0,0280978	0,0292458	0,0293709	0,02607	0,0293192
Medyan (Ortanca)	-0,002213	-0,001525	0,0015973	0,0040767	0,003741	0,0016593
Toplam	-1,145288	-0,101832	0,8399735	2,4688495	2,5206701	4,5823728
Minimum	-0,15803	-0,099344	-0,1997911	-0,140655	-0,120331	-0,199791
Maximum	0,122684	0,1777411	0,1709387	0,1179438	0,1564286	0,1777411
Değişim Aralığı	0,2807136	0,2770848	0,3707298	0,2585983	0,2767596	0,3775322
Varyans	0,0010823	0,0007895	0,0008553	0,0008627	0,0006796	0,0008596
Sivrilik	3,0792633	5,1706686	7,7280932	2,5738431	5,1570388	4,5383293
Eğiklik	-0,035504	0,6597257	-0,5657407	-0,268392	0,4463647	-0,027399

Yukarıda yer alan "Haftanın Günlerinin Tanımlayıcı İstatistikleri" incelendiğinde:

* Getirinin en fazla olduğu günün "0,004685" ile Cuma günü olduğu, en az getiri hatta negatif olarak zarar denilecek günün ise "-0,00212" ile Pazartesi günü olduğu,

* Öte yandan, riskin göstergesi olan varyanslar dikkate alındığında en az riskli günün "0,0008627" ile Perşembe günü olduğu, riski en yüksek olan günün ise "0,001082" ile Pazartesi günü olduğu,

* Pazartesi günü maksimum "-0,16" kayıp, en fazla "0,12" kar; Salı günü maksimum "-0,10" kayıp, en fazla "0,18" kar; Çarşamba günü maksimum "-0,20" kayıp, en fazla "0,17" kar; Perşembe günü maksimum "-0,14" kayıp, en fazla "0,12" kar; Cuma günü ise maksimum "-0,12" kayıp, en fazla "0,16" kar elde edilebileceği,

* 2716 güne ait getiri serisi içerisinde 540 gün ile Pazartesi, 546 gün ile Salı, 543 gün ile Çarşamba, 549 gün ile Perşembe ve 538 gün ile Cuma gününün yer almakta olduğu belirlenmiştir.

Haftanın günlerinin getirileri arasında farklılık olup olmadığının araştırılması için ANOVA (Varyans Analizi) Testi yapılmıştır. ANOVA Testi'nin temel varsayımı olan varyansların homojenliği koşulu için Levene Testi yapılır.

Tablo 5

Varyansların Homojenliği Testi			
Getiri Levene Testi[213]	Serbestlik Derecesi 1	Serbestlik Derecesi 2	Kuyruk Olasılığı Değeri
4,690	4	2711	0,001

H_0 : Grupların Varyansları homojendir

H_1 : Grupların Varyansları homojen değildir

[213] Levene Testi: Varyans analizindeki temel varsayımlardan birisi, farklı grupların varyanslarının aynı yani homojen olduğudur. Levene Testi de bu varsayımın doğruluğunu sınamak amacıyla kullanılan istatistiki bir testtir.

Levene testinin kuyruk olasılığı değeri 0,001, hata payı 0,05'ten küçük olduğu için (0,001 < 0,05) için Ho reddedilir. Yani grupların varyansları homojen değildir. Levene Testi sonuçlarına göre ANOVA Testi sonuçlarına güvenilemeyeceği belirlenmiştir. Ancak ANOVA Testi uygulanmıştır.

Tablo 6

ANOVA (Varyans Analizi) Tablosu						
		Kareler Toplamı	Serbestlik Derecesi	Kareler Ortalaması	F	Kuyruk Olasılığı Değeri
Getiri	Gruplar Arası	0,019	4	0,005	5,542	0,000
	Gruplar İçi	2,315	2711	0,001		
	Toplam	2,334	2715			

*Günlerin ortalamalarının karşılaştırılması için yapılan ANOVA (Varyans Analizi) Testi sonucunda;

H_0 : Günlerin ortalamaları eşittir.

H_1 : Günlerin ortalamaları eşit değildir. (En az biri farklıdır.)

Test sonucuna göre kuyruk olasılığı değeri 0<0,05 olduğu için H_0 hipotezi reddedilmiştir. Yani günlerden en az birinin ortalaması farklıdır.

Haftanın günlerinin medyanlarının birbirine eşitliğini karşılaştırmak için, Kruskal Wallis testi uygulanır.

Kruskal Wallis Testi

Tablo 7

Test İstatistiği[a,b]	
	Getiri
Ki-Kare	32,29148865
Serbestlik Derecesi	4
Kuyruk Olasılığı Değeri	0,0000

a : Kruskal Wallis Testi
b : Gruplandırılan Değer: Nümerik gün kodu

Yukarıda yer alan tablo doğrultusunda; test istatistik değeri kuyruk olasılığına göre 0<0,05 olduğu için günlerin ortalamasının farklı olduğu sonucuna varılmıştır.

4.4.1.3.Yıl Esasına Dayalı Günlerin Tanımlayıcı İstatistikleri

İncelenen döneme ilişkin olarak, 11 yılın günlerinin ortalamaları ANOVA (Varyans Analizi) Testi ile karşılaştırılarak, günlerin getirileri arasında anlamlı farklılık olup olmadığı araştırılmıştır.

Bu analizde incelenen grup sayısının 50'den fazla olması nedeniyle Levene testi sonuçlanamamıştır. Bu nedenle varyansların homojenliği varsayımı teste tabi tutulmaksızın ANOVA Testi yapılmıştır.

Tablo 8

ANOVA (Varyans Analizi) Tablosu					
Getiri					
	Kareler Toplamı	Serbestlik Derecesi	Kareler Ortalaması	F	Kuyruk Olasılığı Değeri
Gruplar Arası	0,0762667	54	0,0014123	1,6647165	0,0017972
Gruplar İçi	2,257594	2661	0,0008484		
Toplam	**2,3338610**	**2715**			

H_0 : Yılın günlerinin ortalamaları eşittir.

H_1 : Yılın günlerinin ortalamaları eşit değildir. En az biri farklıdır.

Test istatistik değeri 0,0017972, kuyruk olasılığı değeri 0,05 ten küçük olduğu için (0,0017972<0,05) H_0 hipotezi reddedilmiştir. Yani incelenen dönem için yılların günlerinin getiri ortalamaları arasında farklılık vardır.

Tanımlayıcı istatistiklerin yorumları yapılırsa; yılın günlerinin ortalamalarına bakıldığında en büyük ortalama getiriye sahip olan yılın günü 0,01492 değeriyle 2001 yılının Perşembe günleridir, Perşembe günlerini 1999 yılı Cuma günleri 0,01114 değerle izlemektedir. Negatif getiriye sahip günler incelendiğinde -0,018 değeri ile 2000 yılının Pazartesileri daha sonra onu ise -0,00868 ile 2002 yılının pazartesi günleri izlemektedir.

Risklerine bakıldığında en büyük riskli 1998 yılı Pazartesi günü 0,002055, en az riskli gün ise 2000 yılı Pazartesi günleri 0,00090308 değeri ile belirlenmiştir.

Yıl Esasına Dayalı Günlerin Tanımlayıcı İstatistikleri

Tablo 9

Yılın Günü	Ort.	N	Std. Sapma	Medyan	Min.	Maks.
P.tesi 96	0,00285	48	0,0238	0,0039	-0,0396	0,0951
Salı 96	-0,00176	48	0,0177	-0,0042	-0,0406	0,0404
Çarş.96	0,00601	50	0,0235	0,0047	-0,0485	0,0671
Per.96	0,00721	51	0,0201	0,0020	-0,0377	0,0483
Cuma 96	0,00341	50	0,0171	0,0019	-0,0399	0,0402

Tablo 10

Yılın Günü	Ort.	N	Std. Sapma	Medyan	Min.	Maks.
P.tesi 97	0,00398	49	0,0403	0,0019	-0,1186	0,1227
Salı 97	-0,00018	50	0,0319	0,0036	-0,0993	0,0524
Çarş.97	0,00694	50	0,0204	0,0102	-0,0503	0,0640
Per.97	0,00891	52	0,0270	0,0119	-0,0506	0,0780
Cuma 97	0,00523	51	0,0279	0,0022	-0,0670	0,1058

Tablo 11

Yılın Günü	Ort.	N	Std. Sapma	Medyan	Min.	Maks.
P.tesi 98	-0,00134	51	0,0453	-0,0060	-0,1143	0,1064
Salı 98	-0,00171	50	0,0336	-0,0041	-0,0793	0,0898
Çarş.98	-0,00440	51	0,0423	0,0006	-0,1617	0,0750
Per.98	-0,00371	48	0,0427	-0,0014	-0,1407	0,0932
Cuma 98	0,00567	48	0,0391	0,0052	-0,1203	0,1564

Tablo 12

Yılın Günü	Ort.	N	Std. Sapma	Medyan	Min.	Maks.
P.tesi 99	0,00860	48	0,0379	0,0028	-0,0542	0,1186
Salı 99	0,00198	48	0,0340	-0,0010	-0,0932	0,0953
Çarş.99	0,00787	46	0,0334	0,0019	-0,0862	0,0946
Per.99	0,00802	48	0,0304	0,0057	-0,1096	0,0505
Cuma 99	0,01114	46	0,0328	0,0133	-0,0643	0,1038

Tablo 13

Yılın Günü	Ort.	N	Std. Sapma	Medyan	Min.	Maks.
P.tesi 00	-0,01797	48	0,0305	-0,0197	-0,0847	0,0658
Salı 00	0,00631	50	0,0452	0,0027	-0,0944	0,1777
Çarş.00	0,00122	49	0,0398	-0,0061	-0,0662	0,1709
Per.00	-0,00214	50	0,0384	0,0004	-0,1037	0,0858
Cuma 00	0,00239	49	0,0294	0,0028	-0,0921	0,0639

Tablo 14

Yılın Günü	Ort.	N	Std. Sapma	Medyan	Min.	Maks.
P.tesi 01	-0,00661	47	0,0427	-0,0085	-0,1580	0,0756
Salı 01	-0,00500	50	0,0248	-0,0060	-0,0593	0,0478
Çarş.01	-0,00177	50	0,0451	-0,0008	-0,1998	0,0609
Per.01	0,01492	50	0,0400	0,0119	-0,0935	0,1098
Cuma 01	0,00553	51	0,0382	0,0020	-0,0944	0,1269

Tablo 15

Yılın Günü	Ort.	N	Std. Sapma	Medyan	Min.	Maks.
P.tesi 02	-0,00868	51	0,0254	-0,0109	-0,0531	0,0596
Salı 02	-0,00598	50	0,0290	-0,0084	-0,0738	0,0969
Çarş.02	-0,00152	52	0,0273	0,0005	-0,0578	0,0965
Per.02	0,00748	51	0,0303	0,0057	-0,0464	0,1179
Cuma 02	0,00322	48	0,0233	0,0044	-0,0558	0,0551

Tablo 16

Yılın Günü	Ort.	N	Std. Sapma	Medyan	Min.	Maks.
P.tesi 03	0,00015	49	0,0389	-0,0013	-0,1334	0,1010
Salı 03	0,00241	50	0,0261	-0,0023	-0,0601	0,1096
Çarş.03	0,00076	48	0,0195	-0,0008	-0,0627	0,0410
Per.03	0,00245	50	0,0234	0,0045	-0,0765	0,0470
Cuma 03	0,00610	49	0,0141	0,0072	-0,0250	0,0339

Tablo 17

Yılın Günü	Ort.	N	Std. Sapma	Medyan	Min.	Maks.
P.tesi 04	-0,00222	49	0,0187	-0,0018	-0,0445	0,0390
Salı 04	0,00095	50	0,0200	0,0003	-0,0419	0,0570
Çarş.04	0,00317	50	0,0145	0,0033	-0,0335	0,0329
Per.04	-0,00111	51	0,0187	0,0007	-0,0458	0,0480
Cuma 04	0,00517	49	0,0159	0,0062	-0,0410	0,0382

Tablo 18

Yılın Günü	Ort.	N	Std. Sapma	Medyan	Min.	Maks.
P.tesi 05	0,00182	50	0,0161	0,0038	-0,0456	0,0312
Salı 05	0,00139	51	0,0138	-0,0022	-0,0224	0,0379
Çarş.05	-0,00036	48	0,0164	0,0033	-0,0469	0,0293
Per.05	0,00297	47	0,0180	0,0061	-0,0371	0,0382
Cuma 05	0,00378	48	0,0146	0,0054	-0,0372	0,0350

Tablo 19

Yılın Günü	Ort.	N	Std. Sapma	Medyan	Min.	Maks.
P.tesi 06	-0,00388	50	0,0212	-0,0031	-0,0867	0,0420
Salı 06	-0,00048	49	0,0181	0,0011	-0,0584	0,0285
Çarş.06	-0,00030	49	0,0172	-0,0002	-0,0359	0,0329
Per.06	0,00401	51	0,0176	0,0046	-0,0381	0,0510
Cuma 06	0,00023	49	0,0185	0,0007	-0,0407	0,0495

→ Yıl esasına dayalı olarak günlere bakıldığında;

*1996 ve 1997 yıllarında en düşük ortalamaya ve tek negatif ortalamaya Salı günü, en yüksek getiri ortalamasına ise Perşembe günü sahiptir.

*1998 yılında Cuma hariç diğer günlerin getiri ortalamaları negatiftir ve en düşük ortalama Çarşamba gününe aittir.

*1999 yılında tüm günlere ait getiri ortalamaları pozitiftir. En düşük getiri ortalaması Salı gününe, en yüksek getiri ortalaması ise Cuma gününe aittir.

*2000, 2001, 2002 ve 2004 yıllarında en düşük getiri ortalaması Pazartesi gününe aittir ve negatiftir. 2000 yılında Salı günü, 2001 ve 2002 yılında Perşembe günü, 2004 yılında ise Cuma günü en yüksek getiri ortalamasına sahiptir.

*2003 yılında tüm günlere ait getiri ortalamaları pozitiftir. En düşük getiri ortalaması Pazartesi gününe, en yüksek getiri ortalaması ise Perşembe gününe aittir.

*2005 yılında en düşük getiri ortalamasına tek negatif ortalamayla Çarşamba günü sahiptir. En yüksek getiri ortalaması Cuma gününe aittir.

*2006 yılında en düşük getiri ortalaması Pazartesi gününe aittir ve negatiftir. En yüksek getiri ortalaması Perşembe gününe aittir ve diğer günlere oranla oldukça yüksektir.

11 yıllık döneme ait günlerin medyanlarını karşılaştırmak amacıyla Kruskal Wallis testi uygulanmıştır.

Kruskal Wallis Testi

Tablo 20

Test İstatistiği[a,b]	
	Getiri
Ki-Kare	97,46735382
Serbestlik Derecesi	54
Kuyruk Olasılığı Değeri	0,000266618
a : Kruskal Wallis Testi b : Gruplandırılan Değer: Yılın Günü	

Test istatistik değeri 0, kuyruk olasılığı değeri 0,05'e göre (0,000266618<0,05) küçük olduğu için yılın günlerinin ortalaması farklıdır ya da en az biri farklıdır sonucuna varılır.

4.4.1.4. Ay Esasına Dayalı Günlerin Tanımlayıcı İstatistikleri

İncelenen dönem içerisinde yıl farkı gözetmeksizin aylara göre günlerin getiri ortalamaları arasında farklılık olup olmadığının belirlenmesi amacıyla ANOVA (Varyans Analizi) Testi yapılmıştır.

Bu analizde incelenen grup sayısının 50'den fazla olması nedeniyle Levene testi sonuçlanamamıştır. Bu nedenle varyansların homojenliği varsayımı teste tabi tutulmaksızın ANOVA Testi yapılmıştır.

Tablo 21

ANOVA Tablosu						
		Kareler Toplamı	Serbestlik Derecesi	Kareler Ortalaması	F	Kuyruk Olasılığı Değeri
Getiri * Ayın Günü	Gruplar Arası (Karma)	0,0684	59	0,0012	1,3596	0,0365
	Gruplar İçi	2,2654	2656	0,0009		
	Toplam	2,3339	2715			

H_0 : Ayların günlerinin getiri ortalamaları eşittir.

H_1 : Ayların günlerinin getiri ortalamaları eşit değildir. En az biri farklıdır.

Test istatistiği değeri 0,0365, kuyruk olasılığı değeri 0,05'e göre (0,0365<0,05) küçük olduğu için yıl farkı gözetmeksizin ayların günlerine dayalı ortalamalardan en az birinin farklı olduğu anlaşılmaktadır.

Aylara Göre Günlerin Tanımlayıcı İstatistikleri

Tablo 22

Ayın Günü	Ort.	N	Std. Sapma	Medyan	Min.	Maks.
Ocak P.tesi	0,000917	43	0,040359	0,000327	-0,1143	0,122684
Ocak Salı	0,003882	45	0,036076	-0,00051	-0,09186	0,141029
Ocak Çarş.	0,005109	44	0,03436	0,008682	-0,08617	0,067063
Ocak Perş	0,010013	43	0,030654	0,008403	-0,04419	0,109829
Ocak Cuma	0,005502	41	0,028329	0,002202	-0,04381	0,105845
Şubat P.tesi	-0,00205	39	0,044607	0,003998	-0,15803	0,106416
Şubat Salı	-0,00074	41	0,029778	-0,00506	-0,07269	0,080773
Şubat Çarş	-0,00234	41	0,04235	0,00311	-0,19979	0,076279
Şubat Perş.	0,007811	43	0,032116	0,00621	-0,06545	0,094267
Şubat Cuma	0,005312	41	0,022468	0,006093	-0,03902	0,063855
Mart P.tesi	-0,00915	46	0,037231	-0,0038	-0,13341	0,065002
Mart Salı	-0,0045	45	0,030458	-0,00675	-0,05318	0,109618
Mart Çarş.	-0,00455	46	0,026476	-0,0015	-0,06272	0,075664
Mart Perş.	0,007822	46	0,033111	0,008984	-0,07758	0,077021
Mart Cuma	0,007678	47	0,023687	0,006788	-0,03012	0,113818
Nisan P.tesi	-0,00301	43	0,027251	-0,00477	-0,06302	0,057116
Nisan Salı	0,001854	43	0,031428	-0,00285	-0,09325	0,095272
Nisan Çarş.	0,008235	43	0,02342	0,003789	-0,04765	0,094617
Nisan Perş.	0,005113	44	0,030146	-0,00081	-0,05056	0,074031
Nisan Cuma	0,008334	42	0,027716	0,005044	-0,06536	0,126861
Mayıs P.tesi	-0,01125	46	0,025347	-0,009	-0,08671	0,03188
Mayıs Salı	0,002286	47	0,020234	0,00096	-0,04132	0,042083
Mayıs Çarş.	-0,00386	46	0,0295	-0,001	-0,0857	0,060871
Mayıs Perş.	0,00065	48	0,024554	-0,00269	-0,05736	0,066158
Mayıs Cuma	-0,00199	46	0,024303	-0,00342	-0,05582	0,049484

Tablo 22 - devam

Ayın Günü	Ort.	N	Std. Sapma	Medyan	Min.	Maks.
Haz.P.tesi	-0,00648	47	0,028428	-0,00934	-0,06613	0,077258
Haz.Salı	-0,00289	47	0,02054	-0,00098	-0,05835	0,040394
Haz.Çarş	-0,00153	47	0,019742	-0,00022	-0,05276	0,056905
Haz.Perş.	0,008916	47	0,021638	0,009652	-0,03806	0,061356
Haz.Cuma	0,00573	47	0,024499	0,004471	-0,04194	0,073594
Tem.P.Tesi	-0,00028	49	0,025742	-0,00085	-0,05472	0,091603
Tem.Salı	-0,00505	49	0,021945	-0,00369	-0,05931	0,04077
Tem.Çarş.	0,000283	49	0,027002	-0,00319	-0,0813	0,096502
Tem.Perş.	0,00763	49	0,020539	0,004864	-0,03403	0,064786
Tem.Cuma	0,0023	48	0,026557	0,005403	-0,09442	0,055096
Ağus.P.tesi	-0,00524	45	0,020857	-0,00486	-0,05913	0,04519
Ağus.Salı	-0,00418	46	0,020611	-0,00518	-0,07926	0,034302
Ağus.Çarş.	-0,00174	44	0,022147	-0,00316	-0,08196	0,038756
Ağus.Perş.	-0,0042	47	0,033573	-0,00193	-0,14065	0,050636
Ağus.Cuma	0,00385	46	0,015207	0,004752	-0,04656	0,027852
Eylül P.tesi	-0,00256	48	0,024341	-0,0041	-0,06187	0,083256
Eylül Salı	0,002766	46	0,023998	0,002838	-0,04709	0,089752
Eylül Çarş.	0,007411	46	0,022188	0,007869	-0,05173	0,075356
Eylül Perş.	-0,00117	47	0,030695	0,000669	-0,09354	0,093237
Eylül Cuma	-0,00173	47	0,036206	0,000615	-0,12033	0,156429
Ekim P.tesi	0,00483	45	0,038208	0,00538	-0,11862	0,104643
Ekim Salı	0,00646	46	0,027253	0,007615	-0,09934	0,07487
Ekim Çarş.	0,000968	46	0,023214	-0,00583	-0,05139	0,052379
Ekim Perş.	0,002924	48	0,02702	0,003679	-0,08298	0,069386
Ekim Cuma	0,00947	45	0,023131	0,00248	-0,02677	0,05949
Kasım P.tesi	0,00529	45	0,03772	0,006101	-0,09878	0,093335
Kasım Salı	-0,00381	45	0,035247	-0,00318	-0,09443	0,096855
Kasım Çarş.	0,005054	45	0,037411	0,003266	-0,16167	0,075009
Kasım Perş.	0,002399	44	0,035442	0,005662	-0,08382	0,117944
Kasım Cuma	0,003488	43	0,026534	0,004423	-0,06699	0,059581
Aralık P.tesi	0,004208	44	0,037234	0,000505	-0,08475	0,118555
Aralık Salı	0,001995	46	0,034388	-0,00257	-0,07379	0,177741
Aralık Çarş.	0,005777	46	0,035024	0,003362	-0,06729	0,170939
Aralık Perş.	0,006977	43	0,030016	0,005453	-0,1037	0,061493
Aralık Cuma	0,009031	45	0,028963	0,006444	-0,09212	0,103844

Ayların günlerinin tanımlayıcı istatistikleri incelendiğinde; 0,010013 getiri ortalaması ile en büyük ortalama getiriye sahip gün Ocak ayının Perşembe günleridir. En az getiriye hatta zarara ise -0,01125 getiri ortalaması ile Mayıs ayının Pazartesi günlerinde rastlanmıştır.

Riskler incelendiğinde ise 0,00199 değeri ile en büyük riskli gün Şubat ayının Pazartesi günleri, en az riskli gün ise 0,0002312 değeriyle Ağustos ayının Cuma günleridir.

→ İncelenen döneme ait ayların günlerinin medyanlarını karşılaştırmak amacıyla Kruskal Wallis testi uygulanmıştır.

Kruskal Wallis Testi

Tablo 23

Test İstatistiği[a,b]	
	Getiri
Ki-Kare	93,341
Serbestlik Derecesi	59
Kuyruk Olasılığı Değeri	0,003

a : Kruskal Wallis Testi
b: Gruplayıcı Değişken : Ayın Günü

Test istatistik değeri 0,003, kuyruk olasılığı değeri 0,05'e göre (0,003<0,05) küçük olduğu için ayların günlerinin ortalaması farklıdır sonucuna varılır.

4.4.1.5. Yıl ve Ay Bazlı Günlerin Tanımlayıcı İstatistikleri

İncelenen dönem içerisinde yılların aylarına göre günlerin getiri ortalamaları arasında farklılık olup olmadığının belirlenmesi amacıyla ANOVA (Varyans Analizi) Testi yapılmıştır.

Bu analizde incelenen grup sayısının 50'den fazla olması nedeniyle Levene testi sonuçlanamamıştır. Bu nedenle varyansların homojenliği varsayımı teste tabi tutulmaksızın ANOVA Testi yapılmıştır.

Tablo 24

ANOVA (Varyans Analizi) Tablosu						
		Kareler Toplamı	Serbestlik Derecesi	Kareler Ortalaması	F	Kuyruk Olasılığı Değeri
Getiri * Yılın Ayı Günü	Gruplar Arası (Karma)	0,569	659	0,001	1,005	0,465
	Gruplar İçi	1,765	2056	0,001		
	Toplam	2,334	2715			

H_0 : Yılın ayı bazında günlerin getiri ortalamaları eşittir.

H_1 : Yılın ayı bazında günlerin getiri ortalamaları eşit değildir. En az biri farklıdır.

Test istatistiği değeri 0,0465, kuyruk olasılığı değeri 0,05'ten göre (0,0465<0,05) küçük olduğu için H_0 hipotezi kabul edilir. Yani yılların aylarına göre günlerin getiri ortalamaları arasında farklılık yoktur.

*Yılın ayının günü bazında, en yüksek getiri ortalaması 1999 yılının Aralık ayının Pazartesi gününe, en düşük ise 2003 yılının Mart ayının Pazartesi gününe aittir.

→ İncelenen döneme ait ayların günlerinin medyanlarını karşılaştırmak amacıyla Kruskal Wallis testi uygulanmıştır.

Kruskal Wallis Testi

Tablo 25

Test İstatistiği[a,b]	
	Getiri
Ki-Kare	2715,000
Serbestlik Derecesi	2715
Kuyruk Olasılığı Değeri	0,496

a : Kruskal Wallis Testi
b: Gruplayıcı Değişken: Yıl Ay Gün

H_0 : Yılın ayı bazında günlerin getiri ortalamaları eşittir.

H_1 : Yılın ayı bazında günlerin getiri ortalamaları eşit değildir. En az biri farklıdır.

Test istatistik değeri 0,496, kuyruk olasılığı değeri 0,05'e göre (0,003<0,05) küçük olduğu için ayların günlerinin ortalaması farklıdır sonucuna varılır.

$H_0 = 0{,}496 > 0{,}05 \rightarrow H_0$ Kabul. Yani yılın ayı günlerinin ortalamaları eşittir.

4.4.2. YILIN AYI ETKİSİ

4.4.2.1.Yıl Bazlı Ayların Tanımlayıcı İstatistikleri

*Yıllara göre ayların tanımlayıcı istatistikleri tablosu;

Tablo 26

Yılın Ayı	Ort	N	Std.Sapma	Medyan	Min.	Maks.
Oca.96	0,0096	22	0,0289	0,0074	-0,03	0,07
Şub.96	0,0126	16	0,0302	0,0020	-0,02	0,10
Mar.96	0,0049	21	0,0225	0,0048	-0,03	0,07
Nis.96	-0,0019	19	0,0185	-0,0017	-0,03	0,03
May.96	-0,0026	22	0,0259	-0,0065	-0,05	0,04
Haz.96	0,0071	20	0,0142	0,0035	-0,02	0,03
Tem.96	-0,0046	23	0,0153	-0,0044	-0,04	0,02
Agus.96	0,0009	21	0,0145	-0,0008	-0,02	0,05
Eylul.96	0,0055	21	0,0118	0,0091	-0,02	0,02
Eki.96	0,0059	21	0,0197	0,0101	-0,04	0,03
Kas.96	0,0054	21	0,0202	0,0068	-0,04	0,06
Ara.96	0,0031	20	0,0180	0,0016	-0,02	0,04

Tablo 27

Yılın Ayı	Ort	N	Std.Sapma	Medyan	Min.	Maks.
Oca.97	0,0226	22	0,0434	0,0190	-0,09	0,12
Şub.97	0,0003	18	0,0252	0,0080	-0,07	0,04
Mar.97	0,0000	21	0,0376	0,0031	-0,06	0,08
Nis.97	-0,0068	18	0,0157	-0,0059	-0,05	0,02
May.97	0,0053	21	0,0262	0,0019	-0,03	0,05
Haz.97	0,0072	21	0,0293	0,0026	-0,05	0,08
Tem.97	0,0022	23	0,0173	0,0032	-0,03	0,03
Ağu.97	0,0006	21	0,0144	-0,0041	-0,03	0,03
Eyl.97	0,0123	22	0,0132	0,0145	-0,02	0,03
Eki.97	0,0042	22	0,0435	0,0093	-0,12	0,06
Kas.97	0,0006	20	0,0413	0,0002	-0,1	0,07
Ara.97	0,0079	23	0,0250	0,0101	-0,04	0,05

Tablo 28

Yılın Ayı	Ort	N	Std.Sapma	Medyan	Min.	Maks.
Oca.98	0,0015	18	0,0407	0,0026	-0,11	0,07
Şub.98	-0,0040	20	0,0431	0,0012	-0,07	0,11
Mar.98	-0,0002	22	0,0160	0,0006	-0,03	0,03
Nis.98	0,0158	16	0,0345	0,0243	-0,07	0,06
May.98	-0,0059	20	0,0262	-0,0049	-0,09	0,03
Haz.98	0,0043	22	0,0281	0,0035	-0,06	0,06
Tem.98	0,0023	23	0,0200	0,0002	-0,03	0,04
Ağu.98	-0,0236	21	0,0477	-0,0224	-0,14	0,05
Eyl.98	-0,0069	22	0,0651	-0,0162	-0,12	0,16
Eki.98	-0,0016	20	0,0469	-0,0033	-0,09	0,10
Kas.98	0,0076	21	0,0595	0,0156	-0,16	0,09
Ara.98	0,0003	23	0,0276	0,0010	-0,07	0,05

Tablo 29

Yılın Ayı	Ort	N	Std.Sapma	Medyan	Min.	Maks.
Oca.99	-0,0008	15	0,0387	-0,0010	-0,09	0,06
Şub.99	0,0208	20	0,0284	0,0183	-0,02	0,08
Mar.99	0,0079	20	0,0266	0,0052	-0,03	0,05
Nis.99	0,0085	19	0,0468	-0,0018	-0,09	0,10
May.99	-0,0027	20	0,0281	0,0001	-0,06	0,05
Haz.99	-0,0011	22	0,0314	-0,0056	-0,05	0,07
Tem.99	0,0072	22	0,0361	0,0025	-0,06	0,09
Ağu.99	-0,0104	14	0,0355	-0,0059	-0,11	0,04
Eyl.99	0,0087	22	0,0230	0,0031	-0,02	0,08
Eki.99	0,0038	20	0,0209	-0,0048	-0,02	0,05
Kas.99	0,0116	22	0,0274	0,0114	-0,06	0,06
Ara.99	0,0293	20	0,0456	0,0272	-0,07	0,12

Tablo 30

Yılın Ayı	Ort	N	Std.Sapma	Medyan	Min.	Maks.
Oca.00	0,0050	19	0,0547	0,0041	-0,08	0,14
Şub.00	-0,0022	21	0,0383	-0,0186	-0,05	0,09
Mar.00	-0,0001	18	0,0361	-0,0062	-0,08	0,08
Nis.00	0,0094	20	0,0315	0,0044	-0,06	0,06
May.00	-0,0077	22	0,0262	-0,0093	-0,06	0,04
Haz.00	-0,0052	22	0,0207	-0,0020	-0,04	0,03
Tem.00	-0,0020	21	0,0294	-0,0051	-0,06	0,05
Ağu.00	-0,0025	22	0,0206	-0,0034	-0,04	0,04
Eyl.00	-0,0069	21	0,0308	-0,0047	-0,06	0,08
Eki.00	0,0080	22	0,0283	0,0039	-0,03	0,07
Kas.00	-0,0199	22	0,0365	-0,0228	-0,09	0,04
Ara.00	0,0047	16	0,0810	-0,0065	-0,10	0,18

Tablo 31

Yılın Ayı	Ort	N	Std.Sapma	Medyan	Min.	Maks.
Oca.01	0,0056	22	0,0381	-0,0007	-0,05	0,11
Şub.01	-0,0098	20	0,0709	-0,0056	-0,20	0,09
Mar.01	-0,0054	17	0,0516	-0,0190	-0,10	0,11
Nis.01	0,0216	20	0,0386	0,0184	-0,03	0,13
May.01	-0,0056	23	0,0340	-0,0109	-0,06	0,07
Haz.01	0,0014	21	0,0313	0,0107	-0,07	0,06
Tem.01	-0,0056	22	0,0421	0,0017	-0,09	0,06
Ağu.01	-0,0002	22	0,0210	-0,0042	-0,04	0,03
Eyl.01	-0,0136	19	0,0314	-0,0115	-0,09	0,03
Eki.01	0,0116	22	0,0294	0,0099	-0,03	0,07
Kas.01	0,0076	22	0,0347	0,0124	-0,05	0,08
Ara.01	0,0094	18	0,0219	0,0027	-0,01	0,06

Tablo 32

Yılın Ayı	Ort	N	Std.Sapma	Medyan	Min.	Maks.
Oca.02	-0,0019	21	0,0271	0,0008	-0,06	0,06
Şub.02	-0,0101	18	0,0252	-0,0150	-0,05	0,04
Mar.02	0,0026	21	0,0258	0,0037	-0,04	0,06
Nis.02	-0,0010	21	0,0247	0,0013	-0,05	0,05
May.02	-0,0041	23	0,0216	-0,0048	-0,06	0,04
Haz.02	-0,0052	20	0,0260	-0,0056	-0,05	0,04
Tem.02	0,0038	23	0,0329	0,0040	-0,05	0,10
Ağu.02	-0,0033	21	0,0175	-0,0073	-0,04	0,03
Eyl.02	-0,0037	21	0,0174	-0,0040	-0,04	0,03
Eki.02	0,0067	22	0,0223	0,0035	-0,03	0,05
Kas.02	0,0124	21	0,0453	0,0022	-0,05	0,12
Ara.02	-0,0124	20	0,0316	-0,0090	-0,07	0,04

Tablo 33

Yılın Ayı	Ort	N	Std.Sapma	Medyan	Min.	Maks.
Oca.03	0,0028	22	0,0244	0,0071	-0,06	0,04
Şub.03	0,0032	15	0,0215	0,0072	-0,04	0,04
Mar.03	-0,0095	21	0,0521	-0,0059	-0,13	0,11
Nis.03	0,0093	21	0,0213	0,0064	-0,03	0,05
May.03	-0,0005	21	0,0160	-0,0027	-0,03	0,03
Haz.03	-0,0021	21	0,0148	-0,0045	-0,02	0,03
Tem.03	-0,0013	23	0,0132	-0,0027	-0,03	0,02
Ağu.03	0,0045	21	0,0172	0,0046	-0,02	0,05
Eyl.03	0,0053	22	0,0178	0,0033	-0,04	0,03
Eki.03	0,0085	22	0,0305	0,0050	-0,03	0,10
Kas.03	-0,0053	14	0,0313	0,0014	-0,08	0,04
Ara.03	0,0105	23	0,0237	0,0099	-0,03	0,09

Tablo 34

Yılın Ayı	Ort	N	Std.Sapma	Medyan	Min.	Maks.
Oca.04	-0,0038	20	0,0260	-0,0032	-0,04	0,06
Şub.04	0,0053	17	0,0233	0,0060	-0,05	0,05
Mar.04	0,0029	23	0,0153	0,0061	-0,04	0,03
Nis.04	-0,0054	21	0,0195	-0,0076	-0,04	0,03
May.04	-0,0027	20	0,0226	-0,0013	-0,04	0,03
Haz.04	0,0023	22	0,0165	0,0039	-0,03	0,04
Tem.04	0,0034	22	0,0107	0,0068	-0,02	0,02
Ağu.04	0,0020	21	0,0139	0,0027	-0,03	0,03
Eyl.04	0,0037	22	0,0187	0,0032	-0,04	0,04
Eki.04	0,0021	20	0,0150	0,0042	-0,02	0,03
Kas.04	-0,0009	20	0,0150	-0,0020	-0,03	0,02
Ara.04	0,0050	21	0,0133	0,0022	-0,02	0,03

Tablo 35

Yılın Ayı	Ort	N	Std.Sapma	Medyan	Min.	Maks.
Oca.05	0,0050	18	0,0141	0,0078	-0,03	0,03
Şub.05	0,0019	20	0,0151	0,0075	-0,03	0,02
Mar.05	-0,0046	23	0,0231	-0,0033	-0,05	0,04
Nis.05	-0,0040	20	0,0172	-0,0052	-0,03	0,04
May.05	0,0035	19	0,0177	0,0084	-0,05	0,03
Haz.05	0,0030	22	0,0104	0,0041	-0,02	0,02
Tem.05	0,0045	21	0,0099	0,0055	-0,02	0,02
Ağu.05	0,0019	22	0,0134	0,0044	-0,03	0,03
Eyl.05	0,0034	22	0,0130	0,0017	-0,02	0,03
Eki.05	-0,0021	20	0,0214	-0,0042	-0,04	0,04
Kas.05	0,0097	18	0,0137	0,0085	-0,02	0,03
Ara.05	0,0023	19	0,0118	0,0052	-0,04	0,02

Tablo 36

Yılın Ayı	Ort	N	Std.Sapma	Medyan	Min.	Maks.
Oca.06	0,0067	17	0,0182	0,0087	-0,03	0,04
Şub.06	0,0026	20	0,0146	0,0062	-0,02	0,03
Mar.06	-0,0040	23	0,0205	-0,0016	-0,05	0,04
Nis.06	0,0011	20	0,0153	0,0013	-0,03	0,03
May.06	-0,0064	22	0,0284	0,0009	-0,09	0,05
Haz.06	-0,0033	22	0,0267	0,0005	-0,06	0,04
Tem.06	0,0008	21	0,0219	-0,0009	-0,03	0,05
Ağu.06	0,0015	22	0,0120	-0,0004	-0,01	0,03
Eyl.06	-0,0005	20	0,0133	-0,0004	-0,04	0,02
Eki.06	0,0050	19	0,0128	0,0040	-0,01	0,03
Kas.06	-0,0029	21	0,0149	0,0000	-0,03	0,02
Ara.06	0,0012	21	0,0140	0,0006	-0,02	0,04

Yılların aylarına göre inceleme sonucunda ayların ortalamalarının farklı olduğu sonucuna varılmaktadır.

*En yüksek Ocak ayı getiri ortalaması 1997 yılına aittir.

*En yüksek getiri ortalaması 1999 yılı Aralık ayına, en düşük getiri ortalaması 1998 yılı Ağustos ayına aittir.

İncelenen dönem içerisinde yılların aylarının getiri ortalamaları arasında farklılık olup olmadığının belirlenmesi amacıyla ANOVA (Varyans Analizi) Testi yapılmıştır.

Bu analizde incelenen grup sayısının 50'den fazla olması nedeniyle Levene testi sonuçlanamamıştır. Bu nedenle varyansların homojenliği varsayımı teste tabi tutulmaksızın ANOVA Testi yapılmıştır.

Tablo 37

ANOVA (Varyans Analizi) Tablosu						
		Kareler Toplamı	Serbestlik Derecesi	Kareler Ortalaması	F	Kuyruk Olasılığı Değeri
Getiri * Yılın Ayı	Gruplar Arası (Karma)	0,147	131	0,001	1,325	0,009
	Gruplar İçi	2,187	2584	0,001		
	Toplam	2,334	2715			

H_0 : Yılın aylarının getiri ortalamaları eşittir.

H_1 : Yılın aylarının getiri ortalamaları eşit değildir. En az biri farklıdır.

Test istatistiği değeri 0,009, kuyruk olasılığı değeri 0,05'ten (0,009<0,05) küçük olduğu için H_0 hipotezi reddedilir. Yani yılların aylarının getiri ortalamaları arasında farklılık vardır.

→ İncelenen döneme ait yılların aylarının medyanlarını karşılaştırmak amacıyla Kruskal Wallis testi uygulanmıştır.

Tablo 38

Test İstatistiği[a,b]	
	Getiri
Ki-Kare	166,270
Serbestlik Derecesi	131
Kuyruk Olasılığı Değeri	0,020

a : Kruskal Wallis Testi
b : Gruplayıcı Değişken: Yılın Ayı

H_0 : Yılın aylarının getiri ortalamaları eşittir.

H_1 : Yılın aylarının getiri ortalamaları eşit değildir. En az biri farklıdır.

Test istatistik değeri 0,020, kuyruk olasılığı değeri 0,05'e göre (0,020<0,05) küçük olduğu için yılın aylarının getiri ortalaması farklıdır sonucuna varılır.

$H_0 = 0{,}020 < 0{,}05 \rightarrow H_0$ Red.

4.4.2.2. Ayların Genel Ortalama Analizi

Tablo 39

Rapor											
Getiri											
Yılın Ayı	**Ort.**	**N**	**Std. Sapma**	**Medyan**	**Toplam**	**Min.**	**Max.**	**Değişim Aralığı**	**Varyans**	**Sivrilik**	**Eğiklik**
Ocak	0,0051	216	0,0341	0,0047	1,0951	-0,1143	0,1410	0,2553	0,0012	2,3113	0,3387
Şubat	0,0017	205	0,0350	0,0035	0,3472	-0,1998	0,1064	0,3062	0,0012	6,9492	-1,0326
Mart	-0,0005	230	0,0311	0,0013	-0,1124	-0,1334	0,1138	0,2472	0,0010	2,8605	-0,1765
Nisan	0,0041	215	0,0282	0,0013	0,8792	-0,0932	0,1269	0,2201	0,0008	2,1797	0,5448
Mayıs	-0,0028	233	0,0252	-0,0027	-0,6479	-0,0867	0,0662	0,1529	0,0006	0,3706	-0,2308
Haziran	0,0007	235	0,0237	0,0012	0,1760	-0,0661	0,0773	0,1434	0,0006	0,6383	0,1602
Temmuz	0,0010	244	0,0246	0,0015	0,2367	-0,0944	0,0965	0,1909	0,0006	2,3438	-0,0237
Ağustos	-0,0023	228	0,0234	-0,0009	-0,5248	-0,1407	0,0506	0,1913	0,0005	7,3949	-1,6519
Eylül	0,0009	234	0,0280	0,0015	0,2090	-0,1203	0,1564	0,2768	0,0008	6,4674	0,2505
Ekim	0,0049	230	0,0282	0,0030	1,1255	-0,1186	0,1046	0,2233	0,0008	3,3717	-0,2039
Kasım	0,0025	222	0,0346	0,0029	0,5496	-0,1617	0,1179	0,2796	0,0012	2,8309	-0,4314
Aralık	0,0056	224	0,0331	0,0029	1,2491	-0,1037	0,1777	0,2814	0,0011	6,7963	1,0915
Toplam	0,0017	2716	0,0293	0,0017	4,5824	-0,1998	0,1777	0,3775	0,0009	4,5383	-0,0274

Ayların genel ortalaması tablosuna baktığımızda en yüksek getiri ortalamasının Aralık ayına, en düşük getiri ortalamasının ise Mayıs ayına ait olduğu gözlemlenmektedir.

→ İncelenen dönem içerisinde ayların getiri ortalamaları arasında farklılık olup olmadığının belirlenmesi amacıyla ANOVA (Varyans Analizi) Testi yapılmıştır. Ancak öncelikle ANOVA Testi'nin temel varsayımı olan varyansların homojenliği koşulu için Levene Testi yapılır.

Tablo 40

Varyansların Homojenliği Testi			
Getiri			
Levene Testi	Serbestlik Derecesi 1	Serbestlik Derecesi 2	Kuyruk Olasılığı Değeri
4,695	11	2704	0,000

H_0 : Grupların Varyansları eşittir (homojen dağılmaktadır).

H_1 : Grupların Varyansları eşit değildir (homojen değildir).

Levene testinin kuyruk olasılığı değeri 0, hata payı 0,05'ten küçük olduğu için (0 < 0,05) için Ho reddedilir. Yani grupların varyansları homojen değildir. Levene Testi sonuçlarına göre ANOVA Testi sonuçlarına güvenilemeyeceği belirlenmiştir. Ancak ANOVA Testi uygulanmıştır.

Tablo 41

ANOVA (Varyans Analizi) Tablosu						
		Kareler Toplamı	Serbestlik Derecesi	Kareler Ortalaması	F	Kuyruk Olasılığı Değeri
Getiri * Yılın Ayı 2	Gruplar Arası (Karma)	0,019	11	0,002	2,066	0,020
	Gruplar İçi	2,314	2704	0,001		
	Toplam	2,334	2715			

H_0 : Ayların getiri ortalamaları eşittir.

H_1 : Ayların getiri ortalamaları eşit değildir. En az biri farklıdır.

Test istatistiği değeri 0,020, kuyruk olasılığı değeri 0,05'ten (0,020<0,05) küçük olduğu için H_0 hipotezi reddedilir. Yani ayların getiri ortalamaları arasında farklılık vardır. Ayların genel ortalama getirileri birbirinden farklıdır.

0,020 < 0,05 → H_0 red

→ İncelenen döneme ait ayların medyanlarını karşılaştırmak amacıyla Kruskal Wallis testi uygulanmıştır.

Tablo 42

Test İstatistiği[a,b]	
	Getiri
Ki-Kare	20,108
Serbestlik Derecesi	11
Kuyruk Olasılığı Değeri	0,044

a : Kruskal Wallis Testi
b : Gruplayıcı Değişken: Yılın Ayı 2

H_0 : Ayların getiri ortalamaları eşittir.

H_1 : Ayların getiri ortalamaları eşit değildir. En az biri farklıdır.

Test istatistik değeri 0,044, kuyruk olasılığı değeri 0,05'e göre (0,044<0,05) küçük olduğu için ayların yıl ve gün bazlı alınmadan karşılaştırılmalarında getiri ortalaması farklıdır sonucuna varılır.

$H_0 = 0{,}044 < 0{,}05 \rightarrow H_0$ Red.

4.4.3. YIL DÖNÜŞÜ ETKİSİ

4.4.3.1. Yıl Dönüşü Etkisinin Tanımlayıcı İstatistikleri

Yıl dönüşü etkisinin İMKB'de var olup olmadığının araştırılması için, 1.1.1996 – 31.12.2006 dönemi için yılın son 5 işlem günü ve izleyen yılın ilk 5 işlem günü logaritmik fark getirileri analize tabi tutulmuştur. Öncelikle "Tanımlayıcı İstatistik" tabloları oluşturulmuştur.

Tablo 43

Tanımlayıcı İstatistik					
	N	Ortalama	Std.Sapma	Minimum	Maksimum
Getiri	2716	0,00169	0,029319	-0,200	0,178
Yıl Dönüşü Ortalama	100	0,00956	0,032734	-0,0601	0,1410

Bir günün ortalama getirisi logfark serisi ile %0,169 iken, yıl dönüşü günlerinin ortalaması % 0,956'dır. Öteyandan, günlük getirilerin standart sapması 0,0293 iken yıl dönüşü günlerinin standart sapması 0,0327'dir.

→ Yıl dönüşü günlerinin ortalamalarının kıyaslanması amacıyla "Tanımlayıcı İstatistik" tablosu oluşturulmuştur.

Tablo 44

Tanımlayıcı İstatistikler								
Getiri	N	Ort.	Std. Sapma	Std.Hata	Ortalama için 95% Güven Aralığı		Min.	Maks.
					Alt Sınır	Üst Sınır		
0	2616	0,0014	0,0291	0,0006	0,0003	0,0025	-0,1998	0,1777
t-5	10	-0,0117	0,0313	0,0099	-0,0340	0,0107	-0,0785	0,0409
t-4	10	0,0070	0,0253	0,0080	-0,0111	0,0250	-0,0458	0,0423
t-3	10	0,0175	0,0261	0,0083	-0,0011	0,0362	-0,0174	0,0701
t-2	10	0,0242	0,0282	0,0089	0,0040	0,0444	-0,0169	0,0892
t-1	10	0,0018	0,0166	0,0053	-0,0101	0,0137	-0,0348	0,0254
t+1	10	0,0297	0,0466	0,0147	-0,0036	0,0631	-0,0286	0,1410
t+2	10	0,0061	0,0287	0,0091	-0,0144	0,0266	-0,0354	0,0396
t+3	10	0,0055	0,0481	0,0152	-0,0288	0,0399	-0,0453	0,1098
t+4	10	-0,0091	0,0279	0,0088	-0,0291	0,0109	-0,0601	0,0378
t+5	10	0,0131	0,0339	0,0107	-0,0112	0,0374	-0,0578	0,0538
Toplam	2716	0,0017	0,0293	0,0006	0,0006	0,0028	-0,1998	0,1777

Tanımlayıcı İstatistik tablosu yorumlanacak olursa;

*Getiri ortalaması en yüksek gün "0,02973" ile izleyen yılın ilk işlem gününe aittir. Onu "0,02418" ile yılın son 2.işlem günü izlemektedir.

*En düşük getiri ortalamasına "-0,01168" değer ile yılın son 5.işlem günü sahiptir. Diğer en düşük getiri "-0,00911" değer ile izleyen yılın ilk 4.işlem gününe aittir.

*En riskli gün "0,048062" ile izleyen yılın ilk 3.işlem gününe aittir. Dolayısıyla yıl dönüşü etkisine yönelik olarak izleyen yılın ilk 3.işlem gününün en yüksek riske sahip gün olduğu söylenebilir, çünkü en yüksek standart sapmaya sahiptir.

Yıl dönüşü günlerinin getirileri arasında farklılık olup olmadığının araştırılması için ANOVA (Varyans Analizi) Testi yapılmıştır. Ancak öncelikle ANOVA Testi'nin temel varsayımı olan varyansların homojenliği koşulu için Levene Testi yapılır.

Tablo 45

Varyansların Homojenliği Testi			
Getiri Levene Testi[214]	Serbestlik Derecesi 1	Serbestlik Derecesi 2	Kuyruk Olasılığı Değeri
1,0983	10	2705	0,3593

[214] Levene Testi: Varyans analiizindeki temel varsayımlardan birisi, farklı grupların varyanslarının aynı yani homojen olduğudur. Levene Testi de bu varsayımın doğruluğunu sınamak amacıyla kullanılan istatistiki bir testtir.

H_0 : Grupların varyansları eşittir, (homojen dağılmaktadır).

H_1 : Grupların varyansları eşit değildir (homojen değildir).

Levene Testi kuyruk olasılığı değeri 0,3593, %95 güven aralığında kuyruk olasılığı değeri 0,05'ten (0,3593 > 0,05) büyük olması nedeniyle H_0 reddedilemez. Yani yıl dönüşü günleri günlerinin kendi aralarında (grup olarak) varyansları eşittir. Bu durumda ANOVA (Varyans Analizi) Testi yapılarak yıl dönüşü günlerinin getiri ortalamaları arasında farklılık olup olmadığı araştırılır.

Tablo 46

ANOVA (Varyans Analizi) Tablosu						
		Kareler Toplamı	Serbestlik Derecesi	Kareler Ortalaması	F	Kuyruk Olasılığı Değeri
Getiri	Gruplar Arası (Karma)	0,020	10	0,002	2,395	0,008
	Gruplar İçi	2,313	2705	0,001		
	Toplam	2,334	2715			

H_0 : Diğer günler ile yıl dönüşü günlerinin getiri ortalamaları arasında farklılık yoktur.

H_1 : Diğer günler ile yıl dönüşü günlerinin getiri ortalamaları arasında farklılık vardır, en az biri farklıdır.

Test istatistiği değeri 0,008, kuyruk olasılığı değeri 0,05'ten (0,008<0,05) küçük olduğu için H_0 hipotezi reddedilir. Yani yıl dönüşü günleri ile diğer günlerin getiri ortalamaları arasında farklılık vardır.

→ İncelenen döneme ait yıl dönüşü günlerinin medyanlarını karşılaştırmak amacıyla Kruskal Wallis testi uygulanmıştır.

Kruskal Wallis Testi

Tablo 47

Sıralar			
	Yıl Dönüşü Ortalama[215]	N	Sıralamanın Ortalaması
Getiri	t-5	10	32,20
	t-4	10	50,40
	t-3	10	58,30
	t-2	10	65,30
	t-1	10	43,10
	t+1	10	65,10
	t+2	10	51,90
	t+3	10	45,30
	t+4	10	35,10
	t+5	10	58,30
	Toplam	100	

Tablo 48

Test İstatistiği[a,b]	
	Getiri
Ki-Kare	14,373
Serbestlik Derecesi	9
Kuyruk Olasılığı Değeri	0,110

a : Kruskal Wallis Testi
b: Gruplayıcı Değişken: Yıl Dönüşü Ortalama

[215] Bilindiği üzere, İMKB her yılın 1 Ocak günü resmi tatil nedeni ile kapalıdır. t-5 : Yıl dönüşü olan 1 Ocak gününden önceki beşinci işlem gününü, t-4 : Yıl dönüşü olan 1 Ocak gününden önceki dördüncü işlem gününü, t-3 : Yıl dönüşü olan 1 Ocak gününden önceki üçüncü işlem gününü, t-2 : Yıl dönüşü olan 1 Ocak gününden önceki ikinci işlem gününü, t-1 : Bir önceki yılın son ve yıl dönüşü olan 1 Ocak gününden bir gün önceki işlem gününü, t+1 : Yıl dönüşü olan 1 Ocak gününden sonraki ilk işlem gününü, t+2 : Yıl dönüşü olan 1 Ocak gününden sonraki ikinci işlem gününü, t+3 : Yıl dönüşü olan 1 Ocak gününden sonraki üçüncü işlem gününü, t+4 : Yıl dönüşü olan 1 Ocak gününden sonraki dördüncü işlem gününü, t+5 : Yıl dönüşü olan 1 Ocak gününden sonraki beşinci işlem gününü ifade eder.

H_0 : Yıl dönüşü günlerinin kendi aralarında (grup olarak) getiri ortalamaları eşittir.

H_1 : Yıl dönüşü günlerinin kendi aralarında (grup olarak) getiri ortalamaları eşit değildir. En az biri farklıdır.

Test istatistik değeri 0,110, kuyruk olasılığı değeri 0,05'e göre (0,110>0,05) büyük olduğu için H_0 hipotezi reddedilemez. Yani yıl dönüşü günlerinin getiri ortalamaları eşittir sonucuna varılır.

4.4.4. AY DÖNÜŞÜ ETKİSİ

4.4.4.1. Ay Dönüşü Etkisinin Tanımlayıcı İstatistikleri

Tanımlayıcı İstatistikler[216]

Tablo 49

	N	Ort.	Std. Sapma	Std. Hata	Ortalama için 95% Güven Aralığı		Min.	Maks.
					Alt Sınır	Üst Sınır		
,00	1401	0,00090	0,029266	0,000782	-0,00064	0,00243	-0,200	0,156
t-5	132	-0,00113	0,029802	0,002594	-0,00626	0,00400	-0,120	0,095
t-4	132	-0,00084	0,031521	0,002744	-0,00627	0,00459	-0,141	0,074
t-3	132	0,00382	0,025837	0,002249	-0,00062	0,00827	-0,078	0,127
t-2	132	0,00591	0,026479	0,002305	0,00135	0,01047	-0,084	0,114
t-1	131	0,00684	0,031672	0,002767	0,00137	0,01232	-0,133	0,141
t+1	131	0,00458	0,026564	0,002321	-0,00001	0,00917	-0,085	0,065
t+2	131	0,00332	0,033921	0,002964	-0,00255	0,00918	-0,096	0,178
t+3	131	0,00605	0,032356	0,002827	0,00045	0,01164	-0,060	0,171
t+4	131	-0,00119	0,028157	0,002460	-0,00605	0,00368	-0,104	0,118
t+5	131	-0,00180	0,024984	0,002183	-0,00612	0,00252	-0,114	0,050
Total	**2715**	**0,00170**	**0,029318**	**0,000563**	**0,00060**	**0,00280**	**-0,200**	**0,178**

[216] t-5 : Ayın son işlem gününden önceki beşinci işlem gününü, t-4 : Ayın son işlem gününden önceki dördüncü işlem gününü, t-3 : Ayın son işlem gününden önceki üçüncü işlem gününü, t-2 : Ayın son işlem gününden önceki ikinci işlem gününü, t-1 : Ayın son işlem gününden bir önceki işlem gününü, t+1 : İzleyen ayın ilk işlem gününü, t+2 : İzleyen ayın ikinci işlem gününü, t+3 : İzleyen ayın üçüncü işlem gününü, t+4 : İzleyen ayın dördüncü işlem gününü, t+5 : İzleyen ayın beşinci işlem gününü ifade eder.

*Diğer günlere oranla en yüksek ortalamaya "0,00684" değeri ile ayın son işlem günü sahiptir. Ayın son işlem gününü "0,0605" değeri ile izleyen ayın ilk 3.işlem günü izlemektedir.

*Diğer günlere oranla en düşük ortalamaya "-0,0180" değeri ile izleyen ayın ilk 5.işlem günü sahiptir.

*Diğer günlere oranla riski en yüksek olan gün izleyen ayın ilk 2.işlem günüdür. Çünkü "0,033921"değer ile standart sapması en yüksek olan gündür.

Ay dönüşü günleri ile diğer günlerin getiri ortalamaları arasında farklılık olup olmadığının araştırılması için ANOVA (Varyans Analizi) Testi yapılmıştır. ANOVA Testi'nin temel varsayımı olan varyansların homojenliği koşulu için Levene Testi yapılır.

Varyansların Homojenliği Testi

Tablo 50

Levene Testi	Serbestlik Derecesi 1	Serbestlik Derecesi 2	Kuyruk Olasılığı Değeri
0,739	10	2704	0,688

H_0 : Hata varyansları eşittir, homojen dağılmaktadır.
H_1 : Hata varyansları eşit değildir, en az biri farklıdır.

Levene Testi kuyruk olasılığı değeri 0,688, %95 güven aralığında kuyruk olasılığı değeri 0,05'ten (0,688 > 0,05) büyük olması nedeniyle H_0 reddedilemez. Yani ay dönüşü günlerinin kendi aralarında (grup olarak) varyansları eşittir.

→ Bu durumda ANOVA testi yapılır.

ANOVA (Varyans Analizi) Tablosu

Tablo 51

	Kareler Toplamı	Serbestlik Derecesi	Kareler Ortalaması	F	Kuyruk Olasılığı Değeri
Gruplar Arası	0,016	10	0,002	1,845	0,048
Gruplar İçi	2,317	2704	0,001		
Toplam	2,333	2714			

H_0 : Diğer günler ile ay dönüşü günlerinin getiri ortalamaları arasında farklılık yoktur.

H_1 : Diğer günler ile ay dönüşü günlerinin getiri ortalamaları arasında farklılık vardır, en az biri farklıdır.

Test istatistiği değeri 0,048, kuyruk olasılığı değeri 0,05'ten (0,048<0,05) küçük olduğu için H_0 hipotezi reddedilir. Yani ay dönüşü günleri ile diğer günlerin getiri ortalamaları arasında farklılık vardır.

→ İncelenen döneme ait ay dönüşü günleri ile diğer günlerin medyanlarını karşılaştırmak amacıyla Kruskal Wallis testi uygulanmıştır.

Kruskal-Wallis Testi[217]

Sıralar

Tablo 52

	Ay Dönüşü Ortalama	N	Mean Rank
Getiri	,00	1401	1328,13
	t-5	132	1290,62
	t-4	132	1341,61
	t-3	132	1415,05
	t-2	132	1505,26
	t-1	131	1525,97
	t+1	131	1454,22
	t+2	131	1387,58
	t+3	131	1426,92
	t+4	131	1289,63
	t +5	131	1261,63
	Total	**2715**	

Test İstatistiği[a,b]

Tablo 53

	Getiri
Ki-Kare	20,588
Serbestlik Derecesi	10
Kuyruk Olasılığı Değeri	0,024

a Kruskal Wallis Testi
b Gruplayıcı Değişken : Ay Dönüşü Ortalama

H_0 : Diğer günler ile ay dönüşü günleri arasında farklılık yoktur.

H_1 : Diğer günler ile ay dönüşü günleri arasında farklılık vardır, en az biri farklıdır.

Test istatistik değeri 0,024, kuyruk olasılığı değeri 0,05'e göre (0,024<0,05) büyük olduğu için H_0 hipotezi reddedilir. Yani ay dönüşü günleri ile diğer günlerin getirileri arasında farklılık vardır.

[217] Burada "0" günü ile karşılaştırma yapılmıştır.

Tanımlayıcı İstatistikler

Tablo 54

	N	Ortalama	Std.Sapma	Minimum	Maksimum
Getiri	2716	0,00169	0,029319	- 0,200	0,178
Ay Dönüşü Ortalama	1321	0,00267	0,029939	-0,141	0,178

→ İncelenen döneme ait ay dönüşü günlerinin kendi aralarında (grup olarak) medyanlarını karşılaştırmak amacıyla Kruskal Wallis testi uygulanmıştır.

Kruskal-Wallis Testi[218]

Sıralar

Tablo 55

	Ay Dönüşü Ortalama[219]	N	Sıralamanın Ortalaması
Getiri	t-5	132	608,52
	t-4	132	634,08
	t-3	132	668,64
	t-2	132	713,47
	t-1	131	724,00
	t+1	131	689,69
	t+2	131	656,77
	t+3	131	676,11
	t+4	131	608,74
	t +5	131	595,01
	Total	**1314**	

[218] Bu test tanımlayıcı istatistik gibi algılanmalıdır. "0" günü ile karşılaştırma yoktur.

[219] t-5 : Ayın son işlem gününden önceki beşinci işlem gününü, t-4 : Ayın son işlem gününden önceki dördüncü işlem gününü, t-3 : Ayın son işlem gününden önceki üçüncü işlem gününü, t-2 : Ayın son işlem gününden önceki ikinci işlem gününü, t-1 : Ayın son işlem gününden bir önceki işlem gününü, t+1 : İzleyen ayın ilk işlem gününü, t+2 : İzleyen ayın ikinci işlem gününü, t+3 : İzleyen ayın üçüncü işlem gününü, t+4 : İzleyen ayın dördüncü işlem gününü, t+5 : İzleyen ayın beşinci işlem gününü ifade eder.

Test İstatistiği[a,b]

Tablo 56

	Getiri
Ki-Kare	16,685
Serbestlik Derecesi	9
Kuyruk Olasılığı Değeri	,054

a Kruskal Wallis Testi
b Gruplayıcı Değişken : Ay Dönüşü Ortalama

Test istatistik değeri 0,054, kuyruk olasılığı değeri 0,05'e göre (0,054>0,05) büyük olduğu için H_0 hipotezi reddedilemez. Yani ay dönüşü günlerinin kendi aralrında (grup olarak) getiri ortalamaları eşittir sonucuna varılır.

4.4.5. AY İÇİ ETKİSİ

Bu bölümde, literatürde "ay içi etkisi" olarak adlandırılan dönemsel anomalinin İMKB'de var olup olmadığı araştırılacaktır.

4.4.5.1. Veriler ve İzlenen Yöntem

1.1.1996 – 31.12.2006 dönemi için İMKB 100 endeksinin logaritmik fark serisi analize tabi tutulmuştur. Ayın ilk yarısı 1'i ile 15'i arasındaki günleri (15'i dahil), ayın ikinci yarısı ise 16'sı ile 30'u arasındaki günleri (30'u dahil) veya 16'sı ile 31'i arasındaki günleri (31'i de dahil) günleri temsil etmektedir[220].

[220] Şubat ayı için 16'sı ile 28'i arasındaki günleri (28'i dahil) veya 16'sı ile 29'u arasındaki günleri (29'u dahil) temsil etmektedir.

4.4.5.2. Ay İçi Etkisinin Tanımlayıcı İstatistikleri ve Analizler

Ay içi etkisinin incelenmesinde "ay içi 1" ve "ay içi 2" olmak üzere iki grup yer aldığı için, çoklu karşılaştırma yapılamaz. Bu durumda iki bağımsız grup arasında ortalamalar açısından farklı olup olmadığını belirleyen "t-testi" kullanılır.

*** T Testi**

Grup İstatistiği

Tablo 57

	Ay İçi Ortalama[221]	N	Ortalama	Std.Sapma	Std.Hataların Ortalaması
Getiri	Ay İçi 1	1357	0,00178	0,029415	0,000799
	Ay İçi 2	1359	0,00159	0,029233	0,000793

Ayın ilk yarısındaki günlerin ortalaması 0,00178, ikinci yarısındaki günlerin ortalaması ise 0,00159'dur. Bununla ilişkili olarak ayın ilk yarısındaki günlerin standart sapması (0,029415), ikinci yarısına oranla (0,029233) daha yüksektir, yani ayın ilk yarısı ikinci yarısına oranla daha yüksek riske sahiptir.

[221] Ay İçi 1: Ayın 1-15'i tarihleri arasını (15'i de dahil), Ay İçi 2 : Ayın 16-31'i (31'i de dahil) veya 16-30'u (30'u da dahil) veya 16-29'u (29'u da dahil) tarihleri arasını kapsar.

Bağımsız Örneklem t Testi

Tablo 58

		Levene Testi		Ort. Eşitliği t testi						
		F	Kuyruk Olasılığı Değeri	t	Serbestlik Derecesi	Kuyruk Olasılığı Değeri (Çift Kuyruk)	Ort. Farkı	Std. Sapma	95% Güven Aralığında Alt Limit	95% Güven Aralığında Üst Limit
Getiri	Varyanslar eşittir.	0,367278	0,544543	0,173284	2714,000000	0,862441	0,000195	0,001125	-0,0020117	0,002401677
	Varyanslar eşit değildir.			0,173283	2713,839679	0,862442	0,000195	0,001125	-0,0020117	0,002401687

H_0 : Ayın ilk yarısındaki günler ile ayın ikinci yarısındaki günlerin getiri ortalaması arasında farklılık yoktur.

H_1 : Ayın ilk yarısındaki günler ile ayın ikinci yarısındaki günlerin getiri ortalaması arasında farklılık vardır, en az biri farklıdır.

Varyanslar eşittir varsayımı için; $H_0 = 0,5445 > 0,05 \rightarrow H_0$ kabul.

Bu yüzden varyansların eşit olduğu varsayımındaki kuyruk olasılığı değeri yorumlanır. Kuyruk olasılığı değeri 0,8624, hata payı 0,05'ten büyük olduğu için (0,8624 > 0,05) H_0 reddedilemez. Yani ayın ilk yarısındaki günlerin getirisi ile ayın ikinci yarısındaki günlerin getirisi arasında farklılık yoktur.

Ayın ilk yarısı ile ayın ikinci yarısındaki günlerin getiri ortalamaları arasında farklılık olup olmadığının araştırılması için ANOVA (Varyans Analizi) Testi yapılmıştır. ANOVA Testi'nin temel varsayımı olan varyansların homojenliği koşulu için Levene Testi yapılır.

Varyansların Homojenliği Testi

Getiri
Tablo 59

Levene Testi	Serbestlik Derecesi 1	Serbestlik Derecesi 2	Kuyruk Olasılığı Değeri
3,300	23	2692	0,000

H_0 : Hata varyansları eşittir, homojen dağılmaktadır.
H_1 : Hata varyansları eşit değildir, en az biri farklıdır.

Levene Testi kuyruk olasılığı değeri 0, %95 güven aralığında kuyruk olasılığı değeri 0,05'ten (0 < 0,05) küçük olması nedeniyle H_0 reddedilir. Yani "ay içi 1" ve "ay içi 2" günlerinin kendi aralarında (grup olarak) varyansları eşit değildir.

ANOVA (Varyans Analizi) Testi'nin temel varsayımı olan varyansların homojenliği koşulu sağlanmamaktadır. Ancak yine de ortalamaların karşılaştırılması için ANOVA Testi yapılır Ancak bu durumda ANOVA tablosunun yorumlarına çok güvenilemez.

ANOVA (Varyans Analizi) Tablosu

Getiri

Tablo 60

	Kareler Toplamı	Serbestlik Derecesi	Kareler Ortalaması	F	Kuyruk Olasılığı Değeri
Gruplar Arası	0,024	23	0,001	1,221	0,214
Gruplar İçi	2,310	2692	0,001		
Toplam	2,334	2715			

H_0 : Ayın ilk yarısındaki günler ile ayın ikinci yarısındaki günler arasında farklılık yoktur.

H_1 : Ayın ilk yarısındaki günler ile ayın ikinci yarısındaki günler arasında farklılık vardır, en az biri farklıdır.

$H_0 = 0,214 > 0,05 \rightarrow H_0$ kabul. Yani ayın ilk yarısındaki günlerin getirisi ile ayın ikinci yarısındaki günlerin getirisi arasında farklılık yoktur.

*** Parametrik Olmayan Testler**

İncelenen dönem içerisinde ay içi etkisinin varlığının araştırılması için "ay içi 1" ve "ay içi 2" grubunun medyanlarını karşılaştırmak amacıyla Mann-Whitney U Testi uygulanmıştır. Bu test bağımsız örnekler çin uygulanan t-testi'nin parametrik olmayan alternatifidir ve iki grubun ortalamaları yerine medyanlarını karşılaştırır.

Tanımlayıcı İstatistikler

Tablo 61

	N	Ortalama	Std.Sapma	Minimum	Maksimum
Getiri	2716	0,00169	0,029319	-0,200	0,178
Ay İçi Ortalama	2717	0,5002	0,50009	0,00	1,00

Mann-Whitney U Testi

Sıralar

Tablo 62

	Ay İçi Ortalama	N	Sıralamaların Ortalaması	Sıraların Toplamı
Getiri	Ayın ikinci yarısı	1357	1370,87	1860267,00
	Ayın ilk yarısı	1359	1346,15	1829419,00
	Toplam	**2716**		

Test İstatistiği[a]

Tablo 63

	Getiri
Mann-Whitney U	905299,000
Wilcoxon W (Sıra Toplam Testi)	1829419,000
Z	- 0,821
Kuyruk Olasılığı Değeri (Çift Kuyruklu)	0,411

a Gruplayıcı Değişken : Ay İçi Ortalama

H_0 : Ayın ilk yarısındaki günler ile ayın ikinci yarısındaki günler arasında farklılık yoktur.

H_1 : Ayın ilk yarısındaki günler ile ayın ikinci yarısındaki günler arasında farklılık vardır, en az biri farklıdır.

Test istatistik değeri 0,411, kuyruk olasılığı değeri 0,05'e göre (0,411>0,05) büyük olduğu için H_0 hipotezi reddedilemez. Yani ayın ilk yarısındaki günlerin getirisi ile ayın ikinci yarısındaki günlerin getirisi arasında farklılık yoktur.

4.4.5.3. Aylara Göre Ay İçi Etkisinin İncelenmesi

Tanımlayıcı İstatistikler

Tablo 64

	N	Ort.	Std. Sapma	Std.Hata	95% Güven Aralığında		Min.	Maks.
					Alt Sınır	Üst Sınır		
Ocak 1	101	0,00624	0,037313	0,003713	-0,00113	0,0136	-0,114	0,141
Ocak 2	115	0,00404	0,031117	0,002902	-0,0017	0,00979	-0,092	0,123
Şubat 1	107	-0,00092	0,027532	0,002662	-0,0062	0,00435	-0,073	0,061
Şubat 2	98	0,00455	0,041623	0,004205	-0,00379	0,0129	-0,2	0,106
Mart 1	110	-0,00082	0,030866	0,002943	-0,00665	0,00501	-0,133	0,077
Mart 2	120	-0,00019	0,031391	0,002866	-0,00586	0,00549	-0,112	0,114
Nisan 1	111	0,00367	0,026512	0,002516	-0,00131	0,00866	-0,093	0,095
Nisan 2	104	0,00453	0,030025	0,002944	-0,00131	0,01037	-0,065	0,127
Mayıs 1	116	-0,00269	0,023013	0,002137	-0,00692	0,00155	-0,063	0,066
Mayıs 2	117	-0,00287	0,027239	0,002518	-0,00786	0,00211	-0,087	0,061
Haz.1	117	-0,00077	0,024163	0,002234	-0,00519	0,00365	-0,06	0,074
Haz.2	118	0,00226	0,023208	0,002136	-0,00198	0,00649	-0,066	0,077
Tem.1	118	0,00058	0,026815	0,002469	-0,00431	0,00547	-0,094	0,092
Tem.2	126	0,00134	0,022502	0,002005	-0,00263	0,0053	-0,058	0,097
Ağus.1	118	-0,00303	0,021129	0,001945	-0,00689	0,00082	-0,079	0,048
Ağus.2	110	-0,00152	0,02565	0,002446	-0,00636	0,00333	-0,141	0,051
Eylül 1	116	0,00052	0,024639	0,002288	-0,00402	0,00505	-0,094	0,083
Eylül 2	118	0,00126	0,031067	0,00286	-0,0044	0,00693	-0,12	0,156
Ekim 1	118	0,00511	0,029291	0,002696	-0,00023	0,01045	-0,094	0,105
Ekim 2	112	0,00467	0,027066	0,002558	-0,0004	0,00973	-0,119	0,074
Kas.1	114	0,00526	0,034063	0,00319	-0,00106	0,01158	-0,162	0,118
Kas.2	108	-0,00046	0,03512	0,003379	-0,00716	0,00623	-0,099	0,093
Aral.1	113	0,00655	0,039884	0,003752	-0,00088	0,01399	-0,104	0,178
Aral.2	111	0,00458	0,024438	0,00232	-0,00002	0,00918	-0,074	0,089
Total	**2716**	**0,00169**	**0,029319**	**0,000563**	**0,00058**	**0,00279**	**-0,2**	**0,178**

Aylara göre ay içi etkisinin farklılığı incelendiğinde en yüksek getiri ortalamasına Aralık ayının ilk yarısının (0,00655) sahip olduğu gözlemlenmiştir. Daha sonraki en yüksek getiri ortalaması 0,00624 değeri ile Ocak ayının ilk yarısına aittir.

Tablo 65

Tanımlayıcı İstatistik					
	N	Ortalama	Std.Sapma	Minimum	Maksimum
Getiri	2716	0,00169	0,029319	-0,200	0,178
Ay İçi Ay Ortalama	2716	12,6211	6,82923	1,00	24

Aylara göre ayın ilk yarısında yer alan günler ile ayın ikinci yarısında yer alan günlerin getiri ortalamaları arasında farklılık olup olmadığının araştırılması için ANOVA (Varyans Analizi) Testi yapılmıştır. ANOVA Testi'nin temel varsayımı olan varyansların homojenliği koşulu için Levene Testi yapılır.

Varyansların Homojenliği Testi

Tablo 66

Levene Testi	Serbestlik Derecesi 1	Serbestlik Derecesi 2	Kuyruk Olasılığı Değeri
3,300	23	2692	0,000

H_0 : Hata varyansları eşittir, homojen dağılmaktadır.
H_1 : Hata varyansları eşit değildir, en az biri farklıdır.

Levene Testi kuyruk olasılığı değeri 0, %95 güven aralığında kuyruk olasılığı değeri 0,05'ten ($0 < 0,05$) küçük olması nedeniyle H_0 reddedilir. Yani ayın ilk yarısında yer alan günler ile ayın ikinci yarısında yer alan günlerin varyansları eşit değildir. Bu durumda ANOVA Testi sonuçlarına güvenilemez. Ancak hata varyanslarının eşit olduğu varsayımı ile ANOVA Testi yapılarak sonuçlar yorumlanır.

ANOVA (Varyans Analizi) Tablosu

Tablo 67

	Kareler Toplamı	Serbestlik Derecesi	Kareler Ortalaması	F	Kuyruk Olasılığı Değeri
Gruplar Arası	0,024092	23	0,001047	1,221	0,214
Gruplar İçi	2,310	2692	0,000858		
Toplam	2,334	2715			

H_0 : Ayın ilk yarısında yer alan günler ile ayın ikinci yarısında yer alan günlerin getiri ortalamaları arasında farklılık yoktur.

H_1 : Ayın ilk yarısında yer alan günler ile ayın ikinci yarısında yer alan günlerin getiri ortalamaları arasında farklılık vardır, en az biri farklıdır.

Test istatistiği değeri 0,214, kuyruk olasılığı değeri 0,05'ten (0,214 > 0,05) büyük olduğu için H_0 hipotezi reddedilemez. Yani ayın ilk yarısında yer alan günler ile ayın ikinci yarısında yer alan günlerin getiri ortalamaları arasında farklılık yoktur.

→ İncelenen döneme ait ayların ilk yarısı günleri ile ayların ikinci yarısı günlerinin kendi aralarında (grup olarak) medyanlarını karşılaştırmak amacıyla Kruskal Wallis testi uygulanmıştır.

Kruskal Wallis Testi[222]

Tablo 68

Sıralar			
Getiri	Ay İçi Ay Ortalama	N	Sıralamanın Ortalaması
	Ocak Ayı 1-15	101	1474,3465
	Ocak Ayı 16-31	115	1398,9652
	Şubat Ayı 1-15	107	1296,5981
	Şubat Ayı 16-29	98	1464,8469
	Mart Ayı 1-15	110	1282,7818
	Mart Ayı 16-31	120	1326,4000
	Nisan Ayı 1-15	111	1394,9640
	Nisan Ayı 16-30	104	1388,2692
	Mayıs Ayı 1-15	116	1204,6983
	Mayıs Ayı 16-31	117	1262,4530
	Haziran Ayı 1-15	117	1259,5385
	Haziran Ayı 16-30	118	1388,2203
	Temmuz Ayı 1-15	118	1359,5339
	Temmuz Ayı 16-31	126	1324,6508
	Ağustos Ayı 1-15	118	1201,9153
	Ağustos Ayı 16-31	110	1321,4909
	Eylül Ayı 1-15	116	1369,8966
	Eylül Ayı 16-30	118	1338,9237
	Ekim Ayı 1-15	118	1439,6525
	Ekim Ayı 16-31	112	1452,9018
	Kasım Ayı 1-15	114	1463,2895
	Kasım Ayı 16-30	108	1336,4074
	Aralık Ayı 1-15	113	1423,5664
	Aralık Ayı 16-31	111	1472,4865
	Toplam	**2716**	

[222] 1-15 : Ait olduğu ayın 1'i ile 15'i tarihleri arasında yer alan günleri ifade eder ve 15'i de dahildir.
16-30 : Ait olduğu ayın 16'sı ile 30'u tarihleri arasında yer alan günleri ifade eder ve 30'u da dahildir.
16-31 : Ait olduğu ayın 16'sı ile 31'i tarihleri arasında yer alan günleri ifade eder ve 31'i de dahildir.
16-29 : Ait olduğu ayın 16'sı ile 29'u tarihleri arasında yer alan günleri ifade eder ve 29'u da dahildir.

Test İstatistiği[a,b]

Tablo 69

	Getiri
Ki-Kare	28,260
Serbestlik Derecesi	23
Kuyruk Olasılığı Değeri	0,206

a Kruskal Wallis Testi
b Gruplayıcı Değişken : Ay İçi Ay Ortalama

H_0 : Aylara göre ayın ilk yarısındaki günler ile ayın ikinci yarısındaki günler arasında farklılık yoktur.

H_1 : Aylara göre ayın ilk yarısındaki günler ile ayın ikinci yarısındaki günler arasında farklılık vardır, en az biri farklıdır.

Test istatistik değeri 0,206, kuyruk olasılığı değeri 0,05'e göre (0,206 >0,05) büyük olduğu için H_0 hipotezi reddedilemez. aylara göre ayın ilk yarısındaki günlerin getirisi ile ayın ikinci yarısındaki günlerin getirisi arasında farklılık yoktur.

4.4.6. TATİL ETKİSİ

4.4.6.1. Tatil Etkisinin Tanımlayıcı İstatikleri ve Analizler

Tanımlayıcı İstatistikler[223]

Tablo 70

Getiri	N	Ort.	Std. Sapma	Std. Hata	95% Güven Aralığında		Min.	Maks.
					Alt Sınır	Üst Sınır		
0	2502	0,00171	0,029185	0,000583	0,00057	0,00286	-0,2	0,178
t-2	53	-0,00138	0,034524	0,004742	-0,01089	0,00814	-0,119	0,068
t-1	54	0,00028	0,02595	0,003531	-0,00681	0,00736	-0,099	0,059
t+1	54	0,0014	0,038318	0,005214	-0,00906	0,01186	-0,096	0,095
t+2	53	0,00523	0,022721	0,003121	-0,00104	0,01149	-0,046	0,056
Total	**2716**	**0,00169**	**0,029319**	**0,000563**	**0,00058**	**0,00279**	**-0,2**	**0,178**

İMKB'nin kapalı olduğu resmi tatil günlerinden önceki iki işlem günü ve sonraki iki işlem günü ile diğer günlerin getiri ortalamaları arasında farklılık olup olmadığının araştırılması için ANOVA (Varyans Analizi) Testi yapılır. ANOVA Testi'nin yapılabilmesi için varyansların homojenliği koşulu gerekmektedir. Bu koşulun sağlanıp sağlanmadığı ise Levene Testi ile belirlenir.

Tablo 71

Varyansların Homojenliği Testi			
Getiri Levene Testi[224]	Serbestlik Derecesi 1	Serbestlik Derecesi 2	Kuyruk Olasılığı Değeri
3,4360	4	2711	0,008

H_0 : Hata varyansları eşittir, homojen dağılmaktadır.

[223] t : Resmi tatil nedeni ile İMKB'nin kapalı olduğu günü/günleri ifade eder. t-2 : t gününden önceki ikinci işlem gününü, t-1: t gününden 1 gün önceki işlem gününü, t+1 : t gününden sonraki ilk işlem gününü, t+2 : t gününden sonraki ikinci işlem gününü ifade eder.
[224] Levene Testi : Varyansların Homojenliği Testi

H_1 : Hata varyansları eşit değildir, en az biri farklıdır.

Levene Testi kuyruk olasılığı değeri 0,008 %95 güven aralığında kuyruk olasılığı değeri 0,05'ten (0,008 < 0,05) küçük olması nedeniyle H_0 reddedilir. Yani resmi tatil günlerinden önceki iki işlem günü ve sonraki iki işlem günü ile diğer günlerin kendi aralarında (grup olarak) varyansları eşit değildir.

ANOVA (Varyans Analizi) Testi'nin temel varsayımı olan varyansların homojenliği koşulu sağlanmamaktadır. Ancak yine de ortalamaların karşılaştırılması için ANOVA Testi yapılır ancak bu durumda ANOVA tablosunun yorumlarına çok güvenilemez.

Tablo 72

ANOVA (Varyans Analizi) Tablosu						
		Kareler Toplamı	Serbestlik Derecesi	Kareler Ortalaması	F	Kuyruk Olasılığı Değeri
Getiri	Gruplar Arası	0,001	4	0,000	0,370	0,830
	Gruplar İçi	2,333	2711	0,001		
	Toplam	2,334	2715			

H_0 : Resmi tatil günlerinden önceki iki işlem günü ve sonraki iki işlem günü ile diğer günlerin getirisi arasında farklılık yoktur.

H_1 : Resmi tatil günlerinden önceki iki işlem günü ve sonraki iki işlem günü ile diğer günlerin getirisi arasında farklılık vardır, en az biri farklıdır.

Test istatistik değeri 0,830, kuyruk olasılığı değeri 0,05'e göre (0,830>0,05) büyük olduğu için H_0 hipotezi reddedilemez. Yani resmi tatil günlerinden önceki iki işlem günü ve sonraki iki işlem günü ile diğer günlerin getirisi arasında farklılık yoktur.

Tanımlayıcı İstatistikler

Tablo 73

	N	Ortalama	Std.Sapma	Minimum	Maksimum
Getiri	2716	0,00169	0,029319	-0,200	0,178
Tatil Etkisi	202	0,00160	0,031515	-0,119	0,095

→ İncelenen döneme ait resmi tatil günlerinden önceki iki işlem günü ve sonraki iki işlem gününün getirisinin kendi aralarında (grup olarak) medyanlarını karşılaştırmak amacıyla Kruskal Wallis testi uygulanmıştır.

Kruskal Wallis Testi

Sıralar

Tablo 74

	Tatil Etkisi	N	Sıralamanın Ortalaması
Getiri	t-2	53	99,79
	t-1	54	107,13
	t+1	54	108,46
	t+2	53	114,60
	Toplam	214	

Test İstatistiği[a]

Tablo 75

	Getiri
Ki-Kare	1,534
Serbestlik Derecesi	3
Kuyruk Olasılığı Değeri	0,675

a Kruskal Wallis Testi
b Gruplayıcı Değişken : Tatil Etkisi

H_0 : Resmi tatil günlerinden önceki iki işlem günü ve sonraki iki işlem gününün getirileri arasında farklılık yoktur.

H_1 : Resmi tatil günlerinden önceki iki işlem günü ve sonraki iki işlem gününün getirileri arasında farklılık vardır, en az biri farklıdır.

Test istatistik değeri 0,675, kuyruk olasılığı değeri 0,05'e göre (0,675 >0,05) büyük olduğu için H_0 hipotezi reddedilemez. Yani resmi tatil günlerinden önceki iki işlem günü ve sonraki iki işlem gününün getirileri arasında farklılık yoktur.

Parametrik Olmayan Testler

→ İncelenen döneme ait resmi tatil günlerinden önceki iki işlem günü ve sonraki iki işlem günü ile diğer günlerin getirisinin medyanlarını karşılaştırmak amacıyla Kruskal Wallis testi uygulanmıştır.

Kruskal Wallis Testi[225]

Sıralar

Tablo 76

	Tatil Etkisi	N	Sıralamanın Ortalaması
Getiri	,00	2502	1355,92
	t-2	53	1281,36
	t-1	54	1393,37
	t+1	54	1391,00
	t+2	53	1488,85
	Toplam	**2716**	

Test İstatistiği[a,b]

Tablo 77

	Getiri
Ki-Kare	2,204
Serbestlik Derecesi	4
Kuyruk Olasılığı Değeri	0,698

a : Kruskal Wallis Testi
b : Gruplayıcı Değişken : Tatil Etkisi

H_0 : Resmi tatil günlerinden önceki iki işlem günü ve sonraki iki işlem günü ile diğer günlerin getirileri arasında farklılık yoktur.

H_1 : Resmi tatil günlerinden önceki iki işlem günü ve sonraki iki işlem günü ile diğer günlerin getirileri arasında farklılık vardır, en az biri farklıdır.

Test istatistik değeri 0,698, kuyruk olasılığı değeri 0,05'e göre (0,698 >0,05) büyük olduğu için H_0 hipotezi reddedilemez. Yani resmi tatil günlerinden önceki iki işlem günü ve sonraki iki işlem günü ile diğer günler arasında farklılık yoktur.

[225] Burada "0" günü ile karşılaştırma yapılmıştır.

4.5. SERİNİN DURAĞANLIĞI TESTİ

Tablo 78

Sıfır Hipotezi : ENDEKS'in birim kökü vardır.
Dışsal Değişken : Yoktur
Gecikme Kriteri : 15 (Maksimum Gecikme = 27)

		t-İstatistiği	Kuyruk Olasılığı Değeri
Uyarlanmış Dickey-Fuller test istatistiği		-10.92229	0.0000
Test kritik değerleri	1% level	-2.565819	
	5% level	-1.940941	
	10% level	-1.616621	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Uyarlanmış Dickey-Fuller Test Denklemi
Bağımlı Değişken: (D) ENDEKS
Yöntem : En Küçük Kareler
Teste tabi tutulan gözlem sayısı : 2700 ayarlanmış son noktadan sonrası

Değişken	Katsayılar	Std. Hata	t-İstatistiği	Kuyruk Olasılığı Değeri
ENDEKS(-1)	-0.767612	0.070279	-10.92229	0.0000
D(ENDEKS(-1))	-0.215354	0.068719	-3.133845	0.0017
D(ENDEKS(-2))	-0.170306	0.066841	-2.547924	0.0109
D(ENDEKS(-3))	-0.189803	0.064854	-2.926643	0.0035
D(ENDEKS(-4))	-0.157755	0.062668	-2.517312	0.0119
D(ENDEKS(-5))	-0.203720	0.060211	-3.383437	0.0007
D(ENDEKS(-6))	-0.246729	0.057938	-4.258528	0.0000
D(ENDEKS(-7))	-0.228696	0.055401	-4.128005	0.0000
D(ENDEKS(-8))	-0.198207	0.052402	-3.782410	0.0002
D(ENDEKS(-9))	-0.149051	0.048958	-3.044474	0.0024
D(ENDEKS(-10))	-0.110942	0.045031	-2.463681	0.0138
D(ENDEKS(-11))	-0.150697	0.041060	-3.670141	0.0002
D(ENDEKS(-12))	-0.123362	0.037141	-3.321459	0.0009
D(ENDEKS(-13))	-0.091531	0.032354	-2.829039	0.0047
D(ENDEKS(-14))	-0.086668	0.026924	-3.219002	0.0013
D(ENDEKS(-15))	-0.028578	0.019244	-1.484983	0.1377

R-Kare	0.499063	Bağımlı değişkenin ort.	3.75E-06
Düzeltilmiş R-Kare	0.496263	Bağımlı değişkenin standart sapması	0.041092
Regresyonun Standart Hatası	0.029165	Akaike bilgi kriteri	-4.225793
Hata kareleri toplamı	2.282988	Schwarz kriteri	-4.190824
Log likelihood	5720.821	Durbin-Watson istatistiği	1.999161

D (Endeks) = -0.767612* ENDEKS(-1) – 0.215354* D(ENDEKS(-1)) –
0.170306 *D(ENDEKS(-2)) – 0.189803* D(ENDEKS(-3))
– 0.157755* D(ENDEKS(-4)) – 0.203720* D(ENDEKS(-5))
– 0.246729* D(ENDEKS(-6)) – 0.228696* D(ENDEKS(-7))
– 0.198207* D(ENDEKS(-8)) – 0.149051* D(ENDEKS(-9))
– 0.110942* D(ENDEKS(-10)) – 0.150697* D(ENDEKS(-11))
– 0.123362* D(ENDEKS(-12)) – 0.091531* D(ENDEKS(-13))
– 0.086668* D(ENDEKS(-14)) – 0.028578* D(ENDEKS(-15))

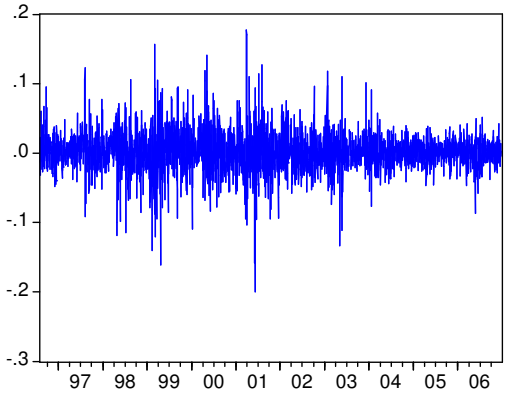
Test istatistiği değeri -10.92229 tablo kritik değerinden -1.940941 daha negatif olduğu için serinin durağan olduğu birim kökünün olmadığı anlaşılmaktadır.

ENDEKS~I(0) (endeksin birim kökü yoktur). Endeks sıfır etrafında durağandır. Bu nedenle ARMA Modeli kurulabilir.

$$R_t = LOG(IMKB100)_t - LOG(IMKB100)_{t-1}$$

*Getiri serisi grafiği (Seri sıfır etrafında durağandır.)

Grafik 2



Regresyon denkleminin geçerliliğinin sağlanmasında zayıf durağanlık şartı aranmaktadır. Zayıf durağanlık;

$E(Y_t) = \mu$ → Sabit ve zamandan bağımsız olması ve

$V(Y_t) = \sigma^2$ → Varyansın sabit ve zamandan bağımsız olması demektir.

$E(Y_t, Y_{t-i}) = 0$ → Kovaryansın zamanın değil, "t-i"nin bir fonksiyonu olması biçiminde tanımlanmaktadır.

$$\Delta Y_t = \rho Y_{t-1} + \sum_{t=1}^{n} \gamma_t \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

4.6. REGRESYON MODELLERİNİN KURULMASI

4.6.1. Tüm Kukla Değişkenlerle Regresyon

Tablo 79

Bağımlı Değişken: ENDEKS
Yöntem : En Küçük Kareler
Teste tabi tutulan gözlem sayısı : 2716 ayarlanmış son noktadan sonrası

Değişken	Katsayılar	Std. Hata	t-istatistiği	Kuyruk Olasılığı Değeri
Pazartesi	-0.002121	0.001257	-1.686606	0.0918
Salı	-0.000187	0.001251	-0.149136	0.8815
Çarşamba	0.001547	0.001254	1.233563	0.2175
Perşembe	0.004497	0.001247	3.605820	0.0003
Cuma	0.004685	0.001260	3.718951	0.0002

R-Kare	0.008110	Bağımlı değişkenin ort.	0.001687
Düzeltilmiş R-Kare	0.006647	Bağımlı değişkenin standart sapması	0.029319
Regresyonun Standart Hatası	0.029222	Akaike bilgi kriteri	-4.225976
Hata kareleri toplamı	2.314933	Schwarz criterion	-4.215102
Log likelihood	5743.875	Durbin-Watson istatistiği	1.963835

4.6.2. İki Kuklalı Değişkenle Regresyon

Tablo 80

Bağımlı Değişken : ENDEKS
Yöntem : En Küçük Kareler
Teste tabi tutulan gözlem sayısı : 2716 ayarlanmış son noktadan sonrası

Değişken	Katsayılar	Std. Hata	t-istatistiği	Kuyruk Olasılığı Değeri
Perşembe	0.004497	0.001247	3.604898	0.0003
Cuma	0.004685	0.001260	3.718000	0.0002

R-Kare	0.006505	Bağımlı değişkenin ortalaması	0.001687
Düzeltilmiş R-Kare	0.006139	S.D. dependent var	0.029319
Regresyonun Standart Hatası	0.029229	Akaike bilgi kriteri	-4.226568
Hata kareleri toplamı	2.318680	Schwarz kriteri	-4.222218
Log likelihood	5741.679	Durbin-Watson istatistiği	1.963201

Yukarıda kurulmuş olan doğrusal regresyon modellerinde artıklar arasında "otokorelasyon yoktur" varsayımı sağlanamadığı için ARMA modelleri yardımıyla regresyon modeli kurularak otokorelasyon sorunu oratdan kaldırılmaya çalışılmıştır.

4.6.3. ARMA Modelleri Yardımıyla Gün Etkisinin Belirlenmesi

→ ARMA modelleri yardımıyla;

- ARMA(4,4) modelinde parametreler anlamlıdır ancak çevrilebilirlik koşulu yoktur.
- ARMA(2,4) modelinde parametreler anlamlıdır ancak çevrilebilirlik koşulu yoktur.
- ARMA(2,1) Durağanlık ve çevrilebilirlik koşulunu sağlamaktadır. Ancak otokorelasyon çıkmıştır.
- ARMA(1,1) Durağanlık ve çevrilebilirlik koşulunu sağlamaktadır. Ancak otokorelasyon çıkmıştır.
- ARMA(1,2) Durağanlık ve çevrilebilirlik koşulunu sağlamaktadır. Otokorelasyon yoktur. Bu nedenle regresyon modellerinin kurulmasında ARMA (1,2) kullanılacaktır.

ARMA (1,2)

Tablo 81

Bağımlı Değişken: ENDEKS
Yöntem : En Küçük Kareler
Teste tabi tutulan gözlem sayısı : 2715 ayarlanmış son noktadan sonrası
9 iterasyon sonrası başarıya ulaşmıştır.

Değişken	**Katsayılar**	**Std. Hata**	**t-İstatistiği**	**Kuyruk Olasılığı Değeri**
AR(1)	-0.630862	0.201760	-3.126792	0.0018
MA(1)	0.654532	0.201744	3.244368	0.0012
MA(2)	0.059341	0.019642	3.021082	0.0025
R-Kare	0.000350	Bağımlı değişkenin ort.		0.001699
Düzeltilmiş R-Kare	-0.000388	Bağımlı değişkenin standart sapması		0.029318
Regresyonun Standart Hatası	0.029323	Akaike bilgi kriteri		-4.219762
Hata kareleri toplamı	2.331936	Schwarz kriteri		-4.213235
Log likelihood	5731.326	Durbin-Watson istatistiği		2.000350
Dönüştürülmüş AR Kökleri	-.63			
Dönüştürülmüş MA Kökleri	-.11	-.55		

ARMA(1,2) modelinde otokorelasyon olup olmadığının belirlenmesi için Breusch-Godfrey Testi (Otokorelasyon LM Testi) yapılır.

Tablo 82

Breusch-Godfrey Testi (Otokorelasyon LM Testi):			
F-istatistiği	2,416339	Kuyruk Olasılığı Değeri	0,004084
Gözlem*R-Kare	20,66231	Kuyruk Olasılığı Değeri	0,055549

$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \text{K } \rho_p = 0$ → Otokorelasyon Yoktur

$H_0 : \rho_1 \neq \rho_2 \neq \text{K } \rho_p \neq 0$ → Otokorelasyon Vardır

Gözlem*R-Kare değeri kuyruk olasılığı değeri 0,0555 > 0,05 olduğu için, %5 hata payında istatistiksel olarak anlamsız olduğu yani modelde otokorelasyonun bulunmadığı anlaşılmaktadır.

White Testi (Değişen Varyans Testi) yapıldığında; değişkenin değerlerinde negatif ve pozitif değerlerin olması nedeniyle testin uygulanması başarısız olmuştur.

Ancak otokorelasyon sorunu taşımadığı için, dönemsel anomalilere ilişkin regresyon modellerinin kurulmasında ARMA(1,2) Modeli kullanılacaktır.

4.7. ZAMANA BAĞLI ANOMALİLERİN (DÖNEMSELLİKLER) REGRESYON MODELLERİNİN KURULMASI

4.7.1. HAFTANIN GÜNÜ ETKİSİ[226]

Bu model için öncelikle tüm günlerin etkisinin incelenmesi için gün kuklalarının hepsinin bulunduğu model tahmin edilmiş daha sonra anlamsız katsayılar modelden çıkarılarak, Perşembe ve Cuma günlerine ait kukla değişkenlerin bulunduğu yukarıdaki model elde edilmiştir.

Tablo 83

Bağımlı Değişken: ENDEKS
Yöntem : En Küçük Kareler
Teste tabi tutulan gözlem sayısı : 2715 ayarlanmış son noktadan sonrası
10 iterasyon sonrası başarıya ulaşmıştır.

Değişken	Katsayılar	Std. Hata	t-İstatistiği	Kuyruk Olasılığı Değeri
Perşembe	0.004522	0.001237	3.655483	0.0003
Cuma	0.004687	0.001249	3.751617	0.0002
AR(1)	-0.623643	0.204237	-3.053523	0.0023
MA(1)	0.642893	0.204251	3.147567	0.0017
MA(2)	0.056971	0.019840	2.871518	0.0041
R-Kare	0.010008	Bağımlı değişkenin ort.		0.001699
Düzeltilmiş R-Kare	0.008547	Bağımlı değişkenin standart sapması		0.029318
Regresyonun Standart Hatası	0.029192	Akaike bilgi kriteri		-4.227997
Hata kareleri toplamı	2.309404	Schwarz kriteri		-4.217120
Log likelihood	5744.507	Durbin-Watson istatistiği		2.000099
Dönüştürülmüş AR Kökleri	-0.62			
Dönüştürülmüş MA Kökleri	-0.11	-0,54		

*Regresyon Denklemi;

Endeks = 0.004522020532*PERŞEMBE + 0.004686783718*CUMA +
[AR(1) = -0.6236429178,MA(1) = 0.6428926949,MA(2) =
0.05697094163

[226] İşlem hacmi ve şok dalgalanmalar dikkate alınmamıştır.

*Bu model için varsayımlar incelendiğinde;

Tablo 84

Breusch-Godfrey Testi (Otokorelasyon LM Testi):			
F-istatistiği	0.270659	Kuyruk Olasılığı Değeri	0.762897
Gözlem*R-Kare	0.480664	Kuyruk Olasılığı Değeri	0.786367

$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \text{K } \rho_p = 0$ → Otokorelasyon Yoktur

$H_0 : \rho_1 \neq \rho_2 \neq \text{K } \rho_p \neq 0$ → Otokorelasyon Vardır

Gözlem*R-Kare değeri kuyruk olasılığı değeri 0,7863 > 0,05 olduğu için, %5 hata payında istatistiksel olarak anlamsız olduğu yani modelde otokorelasyonun bulunmadığı anlaşılmaktadır.

Tablo 85

White Testi (Değişen Varyans Testi) :			
F-istatistiği	2.147322	Kuyruk Olasılığı Değeri	0.116995
Gözlem*R-Kare	4.292596	Kuyruk Olasılığı Değeri	0.116916

$H_0 : E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2$ → Değişen Varyans Yoktur

$H_1 : E(\varepsilon_t^2) \neq \sigma^2$ → Değişen Varyans Vardır

Değişen varyans için yapılan White testi sonucuna göre, Gözlem*R-Kare değeri kuyruk olasılığı değeri 0,1169 > 0,05 olduğu için, % 5 hata payında istatistiksel olarak anlamsız olduğu yani değişen varyans olmadığı anlaşılmaktadır.

Modelin katsayıları yorumlandığında;

- Diğer değişkenler sabitken Perşembe günleri İMKB 100 endeksi % 0.4522 artmaktadır.

- Diğer değişkenler sabitken Cuma günleri İMKB 100 endeksi % 0.4687 artmaktadır.

4.7.2. YILIN AYI ETKİSİ[227]

Ocak, Nisan, Ekim ve Aralık ayları modelde anlamlı çıkmıştır. Bu aylarla tekrar regresyon modeli kurulduğunda,

Tablo 86

Bağımlı Değişken: ENDEKS
Yöntem : En Küçük Kareler
Teste tabi tutulan gözlem sayısı : 2715 ayarlanmış son noktadan sonrası
8 iterasyon sonrası başarıya ulaşmıştır.

Değişken	Katsayılar	Std. Hata	t-İstatistiği	Kuyruk Olasılığı Değeri
Ocak	0.005217	0.002063	2.528233	0.0115
Nisan	0.004079	0.002065	1.975951	0.0483
Ekim	0.004926	0.001996	2.467257	0.0137
Aralık	0.005500	0.002023	2.718962	0.0066
AR(1)	-0.674526	0.193684	-3.482608	0.0005
MA(1)	0.689573	0.193821	3.557773	0.0004
MA(2)	0.049992	0.020165	2.479104	0.0132
R-Kare	0.008935	Bağımlı değişkenin ort.		0.001699
Düzeltilmiş R-Kare	0.006739	Bağımlı değişkenin standart sapması		0.029318
Regresyonun Standart Hatası	0.029219	Akaike bilgi kriteri		-4.225441
Hata kareleri toplamı	2.311907	Schwarz kriteri		-4.210212
Log likelihood	5743.036	Durbin-Watson istatistiği		2.001164
Dönüştürülmüş AR Kökleri	- 0.67			
Dönüştürülmüş MA Kökleri	- 0.08	- 0.61		

* Regresyon denklemi;

Endeks = 0.005216853538*OCAK + 0.004079448215*NİSAN +
0.004925598289*EKIM + 0.005499905085*ARALIK +
[AR(1) = -0.6745257202,MA(1) = 0.6895726154,MA(2) =0.04999160343

[227] İşlem hacmi ve şok dalgalanmalar dikkate alınmamıştır.

- Diğer değişkenler sabitken Ocak ayında İMKB 100 endeksi % 0.5217 artmaktadır.

- Diğer değişkenler sabitken Nisan ayında İMKB 100 endeksi % 0.4079 artmaktadır.

- Diğer değişkenler sabitken Ekim ayında İMKB 100 endeksi % 0.4926 artmaktadır.

- Diğer değişkenler sabitken Aralık ayında İMKB 100 endeksi % 0.55 artmaktadır.

Parametrelerin %5 hata payında istatistiksel olarak anlamlı oldukları gözlenmiştir.

Tablo 87

Breusch-Godfrey Testi (Otokorelaston LM Testi) :			
F-istatistiği	0.347786	Kuyruk Olasılığı Değeri	0.706282
Gözlem*R-Kare	0.673658	Kuyruk Olasılığı Değeri	0.714031

$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \text{K}\ \rho_p = 0$ → Otokorelasyon Yoktur

$H_0 : \rho_1 \neq \rho_2 \neq \text{K}\ \rho_p \neq 0$ → Otokorelasyon Vardır

Gözlem*R-Kare değeri kuyruk olasılığı değeri 0,7140 > 0,05 olduğu için, %5 hata payında istatistiksel olarak anlamsız olduğu yani modelde otokorelasyonun bulunmadığı anlaşılmaktadır.

Tablo 88

White Testi (Değişen Varyans Testi):			
F-istatistiği	2.157327	Kuyruk Olasılığı Değeri	0.071368
Gözlem*R-Kare	8.617788	Kuyruk Olasılığı Değeri	0.071396

$H_0 : E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2$ → Değişen Varyans Yoktur

$H_1 : E(\varepsilon_t^2) \neq \sigma^2$ → Değişen Varyans Vardır

Değişen varyans için yapılan White testi sonucuna göre, Gözlem*R-Kare değeri kuyruk olasılığı değeri 0,0713 > 0,05 olduğu için, % 5 hata payında istatistiksel olarak anlamsız olduğu yani değişen varyans olmadığı anlaşılmaktadır.

→ Otokorelasyon ve değişen varyans yoktur.

4.7.2.1. OCAK AYI ETKİSİ[228]

Tablo 89

Bağımlı Değişken: ENDEKS
Yöntem : En Küçük Kareler
Teste tabi tutulan gözlem sayısı : 2715 ayarlanmış son noktadan sonrası
9 iterasyon sonrası başarıya ulaşmıştır.

Değişken	**Katsayılar**	**Std. Hata**	**t-İstatistiği**	**Kuyruk Olasılığı Değeri**
Ocak	0.005215	0.002087	2.498386	0.0125
AR(1)	-0.637444	0.201285	-3.166868	0.0016
MA(1)	0.659655	0.201279	3.277312	0.0011
MA(2)	0.057635	0.019714	2.923482	0.0035
R-Kare	0.002643	Bağımlı değişkenin ort.		0.001699
Düzeltilmiş R-Kare	0.001539	Bağımlı değişkenin standart sapması		0.029318
Regresyonun Standart Hatası	0.029295	Akaike bilgi kriteri		-4.221322
Hata kareleri toplamı	2.326585	Schwarz kriteri		-4.212620
Log likelihood	5734.445	Durbin-Watson istatistiği		2.000648
Dönüştürülmüş AR Kökleri	-0.64			
Dönüştürülmüş MA Kökleri	-0.10	-0.56		

Endeks = 0.005214840249*OCAK + [AR(1) = -0.6374438334,MA(1) = 0.6596554587,MA(2) = 0.05763456919

Tablo 90

Breusch-Godfrey Testi (Otokorelaston LM Testi):			
F-istatistiği	0.319594	Kuyruk Olasılığı Değeri	0.726471
Gözlem*R-Kare	0	Kuyruk Olasılığı Değeri	1

$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \mathrm{K}\ \rho_p = 0$ → Otokorelasyon Yoktur

$H_0 : \rho_1 \neq \rho_2 \neq \mathrm{K}\ \rho_p \neq 0$ → Otokorelasyon Vardır

[228] İşlem hacmi ve şok dalgalanmalar dikkate alınmamıştır.

Gözlem*R-Kare değeri kuyruk olasılığı değeri 1 > 0,05 olduğu için, %5 hata payında istatistiksel olarak anlamsız olduğu yani modelde otokorelasyonun bulunmadığı anlaşılmaktadır.

Tablo 91

White Testi (Değişen Varyans Testi):			
F-istatistiği	4.204058	Kuyruk Olasılığı Değeri	0.040423
Gözlem*R-Kare	4.200648	Kuyruk Olasılığı Değeri	0.040409

$H_0 : E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2$ → Değişen Varyans Yoktur

$H_1 : E(\varepsilon_t^2) \neq \sigma^2$ → Değişen Varyans Vardır

Değişen varyans için yapılan White testi sonucuna göre, Gözlem*R-Kare değeri kuyruk olasılığı değeri 0,0404 < 0,05 olduğu için, % 5 hata payında istatistiksel olarak değişen varyans olduğu anlaşılmaktadır.

→ Otokorelasyon yoktur, değişen varyans vardır.

4.7.2.2. NİSAN AYI ETKİSİ[229]

Tablo 92

Bağımlı Değişken: ENDEKS
Yöntem : En Küçük Kareler
Teste tabi tutulan gözlem sayısı : 2715 ayarlanmış son noktadan sonrası
9 iterasyon sonrası başarıya ulaşmıştır.

Değişken	Katsayılar	Std. Hata	t-İstatistiği	Kuyruk Olasılığı Değeri
Nisan	0.004069	0.002089	1.947830	0.0515
AR(1)	-0.638864	0.200277	-3.189908	0.0014
MA(1)	0.660853	0.200293	3.299437	0.0010
MA(2)	0.057710	0.019738	2.923856	0.0035
R-Kare	0.001743	Bağımlı değişkenin ort.		0.001699
Düzeltilmiş R-Kare	0.000638	Bağımlı değişkenin standart sapması		0.029318
Regresyonun Standart Hatası	0.029308	Akaike bilgi kriteri		-4.220420
Hata kareleri toplamı	2.328685	Schwarz kriteri		-4.211718
Log likelihood	5733.220	Durbin-Watson istatistiği		2.000457
Dönüştürülmüş AR Kökleri	-0,64			
Dönüştürülmüş MA Kökleri	-0,10	-0,56		

*Regresyon denklemi,

Endeks = 0.004069305263*NİSAN + [AR(1) = -0.6388639241,MA(1) = 0.6608532945,MA(2) = 0.05770962073

[229] İşlem hacmi ve şok dalgalanmalar dikkate alınmamıştır.

Tablo 93

Breusch-Godfrey Testi (Otokorelaston LM Testi):			
F-istatistiği	0.225412	Kuyruk Olasılığı Değeri	0.798202
Gözlem*R-Kare	0	Kuyruk Olasılığı Değeri	1

$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \text{K}\ \rho_p = 0$ → Otokorelasyon Yoktur

$H_0 : \rho_1 \neq \rho_2 \neq \text{K}\ \rho_p \neq 0$ → Otokorelasyon Vardır

Gözlem*R-Kare değeri kuyruk olasılığı değeri 1 > 0,05 olduğu için, %5 hata payında istatistiksel olarak anlamsız olduğu yani modelde otokorelasyonun bulunmadığı anlaşılmaktadır.

Tablo 94

White Testi (Değişen Varyans Testi):			
F-istatistiği	0.280056	Kuyruk Olasılığı Değeri	0.596708
Gözlem*R-Kare	0.280234	Kuyruk Olasılığı Değeri	0.596548

$H_0 : E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2$ → Değişen Varyans Yoktur

$H_1 : E(\varepsilon_t^2) \neq \sigma^2$ → Değişen Varyans Vardır

Değişen varyans için yapılan White testi sonucuna göre, Gözlem*R-Kare değeri kuyruk olasılığı değeri 0,5965 > 0,05 olduğu için, % 5 hata payında istatistiksel olarak anlamsız olduğu yani değişen varyans olmadığı anlaşılmaktadır.

→ Otokorelasyon ve değişen varyans yoktur.

4.7.2.3. EKİM AYI ETKİSİ[230]

Tablo 95

Bağımlı Değişken: ENDEKS
Yöntem : En Küçük Kareler
Teste tabi tutulan gözlem sayısı : 2715 ayarlanmış son noktadan sonrası
8 iterasyon sonrası başarıya ulaşmıştır.

Değişken	Katsayılar	Std. Hata	t-İstatistiği	Kuyruk Olasılığı Değeri
Ekim	0.004925	0.002019	2.440149	0.0147
AR(1)	-0.643719	0.198226	-3.247405	0.0012
MA(1)	0.665414	0.198258	3.356304	0.0008
MA(2)	0.057401	0.019766	2.904059	0.0037
R-Kare	0.002535	Bağımlı değişkenin ort.		0.001699
Düzeltilmiş R-Kare	0.001431	Bağımlı değişkenin standart sapması		0.029318
Regresyonun Standart Hatası	0.029297	Akaike bilgi kriteri		-4.221213
Hata kareleri toplamı	2.326838	Schwarz kriteri		-4.212511
Log likelihood	5734.297	Durbin-Watson istatistiği		2.000597
Dönüştürülmüş AR Kökleri	-0,64			
Dönüştürülmüş MA Kökleri	-0,10	-0,56		

*Regresyon denklemi;

Endeks = 0.004925498054*EKİM + [AR(1) = -0.6437186604,MA(1) = 0.6654139852,MA(2) = 0.05740076247

Tablo 96

Breusch-Godfrey Testi (Otokorelaston LM Testi):

F-istatistiği	0.215363	Kuyruk Olasılığı Değeri	0.806263
Gözlem*R-Kare	0	Kuyruk Olasılığı Değeri	1

$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \mathrm{K}\ \rho_p = 0$ → Otokorelasyon Yoktur

$H_0 : \rho_1 \neq \rho_2 \neq \mathrm{K}\ \rho_p \neq 0$ → Otokorelasyon Vardır

[230] İşlem hacmi ve şok dalgalanmalar dikkate alınmamıştır.

Gözlem*R-Kare değeri kuyruk olasılığı değeri 1 > 0,05 olduğu için, %5 hata payında istatistiksel olarak anlamsız olduğu yani modelde otokorelasyonun bulunmadığı anlaşılmaktadır.

Tablo 97
White Testi (Değişen Varyans Testi):

F-istatistiği	0.325454	Kuyruk Olasılığı Değeri	0.568396
Gözlem*R-Kare	0.325654	Kuyruk Olasılığı Değeri	0.568229

$H_0 : E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2$ → Değişen Varyans Yoktur

$H_1 : E(\varepsilon_t^2) \neq \sigma^2$ → Değişen Varyans Vardır

Değişen varyans için yapılan White testi sonucuna göre, Gözlem*R-Kare değeri kuyruk olasılığı değeri 0,5682 > 0,05 olduğu için, % 5 hata payında istatistiksel olarak anlamsız olduğu yani değişen varyans olmadığı anlaşılmaktadır.

→ Otokorelasyon ve değişen varyans yoktur.

4.7.2.4. ARALIK AYI ETKİSİ[231]

Tablo 98

Bağımlı Değişken: ENDEKS
Yöntem : En Küçük Kareler
Teste tabi tutulan gözlem sayısı : 2715 ayarlanmış son noktadan sonrası
9 iterasyon sonrası başarıya ulaşmıştır.

Değişken	Katsayılar	Std. Hata	t-İstatistiği	Kuyruk Olasılığı Değeri
Aralık	0.005471	0.002041	2.680720	0.0074
AR(1)	-0.647541	0.200385	-3.231484	0.0012
MA(1)	0.667753	0.200435	3.331523	0.0009
MA(2)	0.055511	0.019830	2.799316	0.0052
R-Kare	0.002975	Bağımlı değişkenin ort.		0.001699
Düzeltilmiş R-Kare	0.001872	Bağımlı değişkenin standart sapması		0.029318
Regresyonun Standart Hatası	0.029290	Akaike bilgi kriteri		-4.221655
Hata kareleri toplamı	2.325811	Schwarz kriteri		-4.212953
Log likelihood	5734.897	Durbin-Watson istatistiği		2.000559
Dönüştürülmüş AR Kökleri	-0,65			
Dönüştürülmüş MA Kökleri	-0,10	-0,57		

*Regresyon denklemi;

Endeks = 0.005470804864*ARALIK + [AR(1) = -0.6475409662,MA(1) = 0.6677533825,MA(2)=0.05551095592]

Tablo 99

Breusch-Godfrey Testi (Otokorelaston LM Testi):			
F-istatistiği	0.211179	Kuyruk Olasılığı Değeri	0.809643
Gözlem*R-Kare	0	Kuyruk Olasılığı Değeri	1

$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \mathrm{K}\ \rho_p = 0$ → Otokorelasyon Yoktur

$H_0 : \rho_1 \neq \rho_2 \neq \mathrm{K}\ \rho_p \neq 0$ → Otokorelasyon Vardır

[231] İşlem hacmi ve şok dalgalanmalar dikkate alınmamıştır.

Gözlem*R-Kare değeri kuyruk olasılığı değeri 1 > 0,05 olduğu için, %5 hata payında istatistiksel olarak anlamsız olduğu yani modelde otokorelasyonun bulunmadığı anlaşılmaktadır.

Tablo 100

White Testi (Değişen Varyans Testi):			
F-istatistiği	3.228052	Kuyruk Olasılığı Değeri	0.072498
Gözlem*R-Kare	3.226592	Kuyruk Olasılığı Değeri	0.072451

$H_0 : E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2$ → Değişen Varyans Yoktur

$H_1 : E(\varepsilon_t^2) \neq \sigma^2$ → Değişen Varyans Vardır

Değişen varyans için yapılan White testi sonucuna göre, Gözlem*R-Kare değeri kuyruk olasılığı değeri 0,0724 > 0,05 olduğu için, % 5 hata payında istatistiksel olarak anlamsız olduğu yani değişen varyans olmadığı anlaşılmaktadır.

4.7.3. YIL DÖNÜŞÜ ETKİSİ[232]

Tablo 101

Bağımlı Değişken: ENDEKS
Yöntem : En Küçük Kareler
Teste tabi tutulan gözlem sayısı : 2715 ayarlanmış son noktadan sonrası
9 iterasyon sonrası başarıya ulaşmıştır.

Değişken[233]	**Katsayılar**	**Std. Hata**	**t-İstatistiği**	**Kuyruk Olasılığı Değeri**
t-5	0.001931	0.009261	0.208501	0.8349
t-4	0.024023	0.009260	2.594107	0.0095
t -3	0.017751	0.009258	1.917484	0.0553
t -2	0.006617	0.009251	0.715229	0.4745
t -1	-0.011942	0.009249	-1.291189	0.1967
t+1	0.029608	0.009261	3.196892	0.0014
t +2	0.006249	0.009260	0.674866	0.4998
t+3	0.005340	0.009257	0.576799	0.5641
t+4	-0.008808	0.009249	-0.952306	0.3410
t+5	0.012557	0.009247	1.357895	0.1746
AR(1)	-0.623926	0.220800	-2.825751	0.0048
MA(1)	0.645547	0.220772	2.924048	0.0035
MA(2)	0.054883	0.019680	2.788709	0.0053
R-Kare	0.009547	Bağımlı değişkenin ort.		0.001699
Düzeltilmiş R-Kare	0.005148	Bağımlı değişkenin standart sapması		0.029318
Regresyonun Standart Hatası	0.029242	Akaike bilgi kriteri		-4.221638
Hata kareleri toplamı	2.310481	Schwarz kriteri		-4.193356
Log likelihood	5743.874	Durbin-Watson istatistiği		2.000474
Dönüştürülmüş AR Kökleri	-0,62			
Dönüştürülmüş MA Kökleri	-0,10	-0,54		

Bu sonuçlara göre t-4, t-3, ve t+1 kukla değişkenleri istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır.

[232] İşlem hacmi ve şok dalgalanmalar dikkate alınmamıştır.

[233] Bilindiği üzere, İMKB her yılın 1 Ocak günü resmi tatil nedeni ile kapalıdır. t-5 : Yıl dönüşü olan 1 Ocak gününden önceki beşinci işlem gününü, t-4 : Yıl dönüşü olan 1 Ocak gününden önceki dördüncü işlem gününü, t-3 : Yıl dönüşü olan 1 Ocak gününden önceki üçüncü işlem gününü, t-2 : Yıl dönüşü olan 1 Ocak gününden önceki ikinci işlem gününü, t-1 : Bir önceki yılın son ve yıl dönüşü olan 1 Ocak gününden bir gün önceki işlem gününü, t+1 : Yıl dönüşü olan 1 Ocak gününden sonraki ilk işlem gününü, t+2 : Yıl dönüşü olan 1 Ocak gününden sonraki ikinci işlem gününü, t+3 : Yıl dönüşü olan 1 Ocak gününden sonraki üçüncü işlem gününü, t+4 : Yıl dönüşü olan 1 Ocak gününden sonraki dördüncü işlem gününü, t+5 : Yıl dönüşü olan 1 Ocak gününden sonraki beşinci işlem gününü ifade eder.

Tablo 102

Breusch-Godfrey Testi (Otokorelaston LM Testi):			
F-istatistiği	0.209252	Kuyruk Olasılığı Değeri	0.811204
Gözlem*R-Kare	0	Kuyruk Olasılığı Değeri	1

$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \text{K}\ \rho_p = 0$ → Otokorelasyon Yoktur

$H_0 : \rho_1 \neq \rho_2 \neq \text{K}\ \rho_p \neq 0$ → Otokorelasyon Vardır

Gözlem*R-Kare değeri kuyruk olasılığı değeri 1 > 0,05 olduğu için, %5 hata payında istatistiksel olarak anlamsız olduğu yani modelde otokorelasyonun bulunmadığı anlaşılmaktadır.

Tablo 103

White Testi (Değişen Varyans Testi):			
F-istatistiği	0.769854	Kuyruk Olasılığı Değeri	0.658215
Gözlem*R-Kare	7.707909	Kuyruk Olasılığı Değeri	0.657344

$H_0 : E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2$ → Değişen Varyans Yoktur

$H_1 : E(\varepsilon_t^2) \neq \sigma^2$ → Değişen Varyans Vardır

Değişen varyans için yapılan White testi sonucuna göre, Gözlem*R-Kare değeri kuyruk olasılığı değeri 0,6573 > 0,05 olduğu için, % 5 hata payında istatistiksel olarak anlamsız olduğu yani değişen varyans olmadığı anlaşılmaktadır.

→ Otokorelasyon ve değişen varyans yoktur.

***Anlamsız katsayılar çıkarılarak analize devam edilirse,**

Tablo 104

Bağımlı Değişken: ENDEKS
Yöntem : En Küçük Kareler
Teste tabi tutulan gözlem sayısı : 2715 ayarlanmış son noktadan sonrası
10 iterasyon sonrası başarıya ulaşmıştır.

Değişken[234]	**Katsayılar**	**Std. Hata**	**t-İstatistiği**	**Kuyruk Olasılığı Değeri**
t-4	0.023313	0.009244	2.522006	0.0117
t-3	0.018056	0.009241	1.953986	0.0508
t+1	0.028556	0.009245	3.088920	0.0020
AR(1)	-0.611551	0.223322	-2.738428	0.0062
MA(1)	0.631889	0.223284	2.829985	0.0047
MA(2)	0.054894	0.019692	2.787613	0.0053
R-Kare	0.007377	Bağımlı değişkenin ort.		0.001699
Düzeltilmiş R-Kare	0.005545	Bağımlı değişkenin standart sapması		0.029318
Regresyonun Standart Hatası	0.029236	Akaike bilgi kriteri		-4.224606
Hata kareleri toplamı	2.315543	Schwarz kriteri		-4.211553
Log likelihood	5740.903	Durbin-Watson istatistiği		2.000473
Dönüştürülmüş AR Kökleri	-0,61			
Dönüştürülmüş MA Kökleri	-0,10	-0,53		

*Regresyon denklemi;

Endeks = 0.02331321937*YD2 + 0.01805639885*YD3 + 0.02855569685*YDG1 + [AR(1) = -0.6115510075,MA(1) = 0.6318892709,MA(2)=0.05489365592]

[234] Bilindiği üzere, İMKB her yılın 1 Ocak günü resmi tatil nedeni ile kapalıdır. t-4 : Yıl dönüşü olan 1 Ocak gününden önceki dördüncü işlem gününü, t-3 : Yıl dönüşü olan 1 Ocak gününden önceki üçüncü işlem gününü, t+1 : Yıl dönüşü olan 1 Ocak gününden sonraki ilk işlem gününü ifade eder.

- Diğer değişkenler sabitken yıl dönüşünden 4 gün önceki gün İMKB 100 endeksi % 2.3 artmaktadır.

- Diğer değişkenler sabitken yıl dönüşünden 3 gün önceki gün İMKB 100 endeksi % 1.8 artmaktadır.

- Diğer değişkenler sabitken yıl dönüşünden 1 gün sonraki gün İMKB 100 endeksi % 2.8 artmaktadır.

Tablo 105

Breusch-Godfrey Testi (Otokorelaston LM Testi):			
F-istatistiği	0.214095	Kuyruk Olasılığı Değeri	0.807285
Gözlem*R-Kare	0	Kuyruk Olasılığı Değeri	1

$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \text{K}\ \rho_p = 0$ → Otokorelasyon Yoktur

$H_0 : \rho_1 \neq \rho_2 \neq \text{K}\ \rho_p \neq 0$ → Otokorelasyon Vardır

Gözlem*R-Kare değeri kuyruk olasılığı değeri 1 > 0,05 olduğu için, %5 hata payında istatistiksel olarak anlamsız olduğu yani modelde otokorelasyonun bulunmadığı anlaşılmaktadır.

Tablo 106

White Testi (Değişen Varyans Testi):			
F-istatistiği	0.945064	Kuyruk Olasılığı Değeri	0.417896
Gözlem*R-Kare	2.836409	Kuyruk Olasılığı Değeri	0.417541

$H_0 : E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2$ → Değişen Varyans Yoktur

$H_1 : E(\varepsilon_t^2) \neq \sigma^2$ → Değişen Varyans Vardır

Değişen varyans için yapılan White testi sonucuna göre, Gözlem*R-Kare değeri kuyruk olasılığı değeri 0,4175 > 0,05 olduğu için, % 5 hata payında istatistiksel olarak anlamsız olduğu yani değişen varyans olmadığı anlaşılmaktadır.

→ Otokorelasyon ve değişen varyans yoktur.

4.7.4. AY DÖNÜŞÜ ETKİSİ[235]

Tablo 107

Bağımlı Değişken: ENDEKS
Yöntem : En Küçük Kareler
Teste tabi tutulan gözlem sayısı : 2715 ayarlanmış son noktadan sonrası
9 iterasyon sonrası başarıya ulaşmıştır.

Değişken[236]	**Katsayılar**	**Std. Hata**	**t-İstatistiği**	**Kuyruk Olasılığı Değeri**
t-5	0.005916	0.002549	2.320481	0.0204
t-4	0.003836	0.002549	1.504879	0.1325
t-3	-0.000871	0.002548	-0.341900	0.7325
t-2	-0.001075	0.002546	-0.422108	0.6730
t-1	-0.001152	0.002548	-0.452254	0.6511
t+1	0.006826	0.002559	2.667549	0.0077
t+2	0.004615	0.002559	1.803672	0.0714
t+3	0.003252	0.002558	1.271541	0.2036
t+4	0.006153	0.002555	2.407940	0.0161
t+5	-0.001206	0.002555	-0.471880	0.6371
AR(1)	-0.646557	0.200738	-3.220902	0.0013
MA(1)	0.664029	0.200807	3.306804	0.0010
MA(2)	0.053969	0.020014	2.696491	0.0071
R-Kare	0.009416	Bağımlı değişkenin ort.		0.001699
Düzeltilmiş R-Kare	0.005017	Bağımlı değişkenin standart sapması		0.029318
Regresyonun Standart Hatası	0.029244	Akaike bilgi kriteri		-4.221506
Hata kareleri toplamı	2.310785	Schwarz kriteri		-4.193225
Log likelihood	5743.695	Durbin-Watson istatistiği		2.000645
Dönüştürülmüş AR Kökleri	-0,65			
Dönüştürülmüş MA Kökleri	-0,09	-0,57		

*t-5, t+1 ve t+4 değişkenleri anlamlı çıkmıştır.

[235] İşlem hacmi ve şok dalgalanmalar dikkate alınmamıştır.

[236] t-5 : Ayın son işlem gününden önceki beşinci işlem gününü, t-4 : Ayın son işlem gününden önceki dördüncü işlem gününü, t-3 : Ayın son işlem gününden önceki üçüncü işlem gününü, t-2 : Ayın son işlem gününden önceki ikinci işlem gününü, t-1 : Ayın son işlem gününden bir önceki işlem gününü, t+1 : İzleyen ayın ilk işlem gününü, t+2 : İzleyen ayın ikinci işlem gününü, t+3 : İzleyen ayın üçüncü işlem gününü, t+4 : İzleyen ayın dördüncü işlem gününü, t+5 : İzleyen ayın beşinci işlem gününü ifade eder.

Tablo 108

Breusch-Godfrey Testi (Otokorelaston LM Testi):			
F-istatistiği	0.218485	Kuyruk Olasılığı Değeri	0.803750
Gözlem*R-Kare	0	Kuyruk Olasılığı Değeri	1

$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \mathrm{K}\ \rho_p = 0$ → Otokorelasyon Yoktur

$H_0 : \rho_1 \neq \rho_2 \neq \mathrm{K}\ \rho_p \neq 0$ → Otokorelasyon Vardır

Gözlem*R-Kare değeri kuyruk olasılığı değeri 1 > 0,05 olduğu için, %5 hata payında istatistiksel olarak anlamsız olduğu yani modelde otokorelasyonun bulunmadığı anlaşılmaktadır.

Tablo 109

White Testi (Değişen Varyans Testi):			
F-istatistiği	0.777595	Kuyruk Olasılığı Değeri	0.650680
Gözlem*R-Kare	7.785196	Kuyruk Olasılığı Değeri	0.649809

$H_0 : E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2$ → Değişen Varyans Yoktur

$H_1 : E(\varepsilon_t^2) \neq \sigma^2$ → Değişen Varyans Vardır

Değişen varyans için yapılan White testi sonucuna göre, Gözlem*R-Kare değeri kuyruk olasılığı değeri 0,6498 > 0,05 olduğu için, % 5 hata payında istatistiksel olarak anlamsız olduğu yani değişen varyans olmadığı anlaşılmaktadır.

→ Otokorelasyon ve değişen varyans yoktur.

***Anlamsız değişkenler çıkarılarak analize devam edilirse,**

Tablo 110

Bağımlı Değişken: ENDEKS
Yöntem : En Küçük Kareler
Teste tabi tutulan gözlem sayısı : 2715 ayarlanmış son noktadan sonrası
9 iterasyon sonrası başarıya ulaşmıştır.

Değişken	**Katsayılar**	**Std. Hata**	**t-İstatistiği**	**Kuyruk Olasılığı Değeri**
t-5	0.005748	0.002544	2.259756	0.0239
t+1	0.006450	0.002554	2.525746	0.0116
t+4	0.005971	0.002555	2.337326	0.0195
AR(1)	-0.651072	0.200119	-3.253425	0.0012
MA(1)	0.669465	0.200184	3.344251	0.0008
MA(2)	0.054033	0.019958	2.707379	0.0068
R-Kare	0.006520	Bağımlı değişkenin ort.		0.001699
Düzeltilmiş R-Kare	0.004686	Bağımlı değişkenin standart sapması		0.029318
Regresyonun Standart Hatası	0.029249	Akaike bilgi kriteri		-4.223743
Hata kareleri toplamı	2.317541	Schwarz kriteri		-4.210690
Log likelihood	5739.732	Durbin-Watson istatistiği		2.000657
Dönüştürülmüş AR Kökleri	-0,65			
Dönüştürülmüş MA Kökleri	-0,09	-0,58		

*Regresyon denklemi;

Endeks = 0.005747878786*AD1 + 0.00644997759*ADG1 +
0.005971452987*ADG4 + [AR(1) = -0.6510720064,
MA(1) = 0.6694652456,MA(2) = 0.0540325251]

- Diğer değişkenler sabitken ay dönüşünden 5 gün önceki gün İMKB 100 endeksi % 0.5748 artmaktadır.

- Diğer değişkenler sabitken ay dönüşünden 1 gün sonraki gün İMKB 100 endeksi % 0.6450 artmaktadır.

- Diğer değişkenler sabitken ay dönüşünden 4 gün sonraki gün İMKB 100 endeksi % 0.5971 artmaktadır.

Tablo 111

Breusch-Godfrey Testi (Otokorelaston LM Testi):			
F-istatistiği	0.215391	Kuyruk Olasılığı Değeri	0.806240
Gözlem*R-Kare	0	Kuyruk Olasılığı Değeri	1

$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \text{K } \rho_p = 0$ → Otokorelasyon Yoktur

$H_0 : \rho_1 \neq \rho_2 \neq \text{K } \rho_p \neq 0$ → Otokorelasyon Vardır

Gözlem*R-Kare değeri kuyruk olasılığı değeri 1 > 0,05 olduğu için, %5 hata payında istatistiksel olarak anlamsız olduğu yani modelde otokorelasyonun bulunmadığı anlaşılmaktadır.

Tablo 112

White Testi (Değişen Varyans Testi):			
F-istatistiği	0.715447	Kuyruk Olasılığı Değeri	0.542685
Gözlem*R-Kare	2.147808	Kuyruk Olasılığı Değeri	0.542302

$H_0 : E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2$ → Değişen Varyans Yoktur

$H_1 : E(\varepsilon_t^2) \neq \sigma^2$ → Değişen Varyans Vardır

Değişen varyans için yapılan White testi sonucuna göre, Gözlem*R-Kare değeri kuyruk olasılığı değeri 0,5423 > 0,05 olduğu için, % 5 hata payında istatistiksel olarak anlamsız olduğu yani değişen varyans olmadığı anlaşılmaktadır.

→ Otokorelasyon ve değişen varyans yoktur.

4.7.5. AY İÇİ ETKİSİ[237]

→ İlk 15 Gün Son 15 Gün Ayırımı

Tablo 113

Bağımlı Değişken: ENDEKS
Yöntem : En Küçük Kareler
Teste tabi tutulan gözlem sayısı : 2715 ayarlanmış son noktadan sonrası
9 iterasyon sonrası başarıya ulaşmıştır.

Değişken[238]	**Katsayılar**	**Std. Hata**	**t-İstatistiği**	**Kuyruk Olasılığı Değeri**
Ay İçi 1	0.001627	0.000827	1.967024	0.0493
Ay İçi 2	0.001764	0.000827	2.132146	0.0331
AR(1)	-0.645058	0.200200	-3.222068	0.0013
MA(1)	0.665793	0.200231	3.325128	0.0009
MA(2)	0.056154	0.019809	2.834760	0.0046
R-Kare	0.003396	Bağımlı değişkenin ort.		0.001699
Düzeltilmiş R-Kare	0.001925	Bağımlı değişkenin standart sapması		0.029318
Regresyonun Standart Hatası	0.029289	Akaike bilgi kriteri		-4.221341
Hata kareleri toplamı	2.324829	Schwarz kriteri		-4.210463
Log likelihood	5735.470	Durbin-Watson istatistiği		2.000642
Dönüştürülmüş AR Kökleri	-0,65			
Dönüştürülmüş MA Kökleri	-0,10	-0,57		

*Regresyon denklemi;

Endeks = 0.001626748251*Ay İçi 1 + 0.001764060245*Ay İçi 2 +
[AR(1) = -0.6450582442,MA(1) = 0.6657927044,MA(2) =
0.05615368566]

[237] İşlem hacmi ve şok dalgalanmalar dikkate alınmamıştır.
[238] Ay İçi 1: Ayın 1-15'i tarihleri arasını (15'i de dahil), Ay İçi 2 : Ayın 16-31'i (31'i de dahil) veya 16-30'u (30'u da dahil) veya 16-29'u (29'u da dahil) tarihleri arasını kapsar.

Tablo 114

Breusch-Godfrey Testi (Otokorelaston LM Testi):			
F-istatistiği	0.238383	Kuyruk Olasılığı Değeri	0.787917
Gözlem*R-Kare	0.477902	Kuyruk Olasılığı Değeri	0.787453

$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \text{K}\ \rho_p = 0$ → Otokorelasyon Yoktur

$H_0 : \rho_1 \neq \rho_2 \neq \text{K}\ \rho_p \neq 0$ → Otokorelasyon Vardır

Gözlem*R-Kare değeri kuyruk olasılığı değeri 0,7874 > 0,05 olduğu için, %5 hata payında istatistiksel olarak anlamsız olduğu yani modelde otokorelasyonun bulunmadığı anlaşılmaktadır.

Tablo 115

White Testi (Değişen Varyans Testi):			
F-istatistiği	0.015953	Kuyruk Olasılığı Değeri	0.899498
Gözlem*R-Kare	0.015965	Kuyruk Olasılığı Değeri	0.899452

$H_0 : E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2$ → Değişen Varyans Yoktur

$H_1 : E(\varepsilon_t^2) \neq \sigma^2$ → Değişen Varyans Vardır

Değişen varyans için yapılan White testi sonucuna göre, Gözlem*R-Kare değeri kuyruk olasılığı değeri 0,8994 > 0,05 olduğu için, % 5 hata payında istatistiksel olarak anlamsız olduğu yani değişen varyans olmadığı anlaşılmaktadır.

→ Otokorelasyon ve değişen varyans yoktur.

4.7.5.1. Ay Bazlı Olarak Ay İçi Etkisinin İncelenmesi

Tablo 116

Bağımlı Değişken: ENDEKS
Yöntem : En Küçük Kareler
Teste tabi tutulan gözlem sayısı : 2715 ayarlanmış son noktadan sonrası
8 iterasyon sonrası başarıya ulaşmıştır.

Değişken[239]	Katsayılar	Std. Hata	t-İstatistiği	Kuyruk Olasılığı Değeri
Ocak 1	0.006494	0.003007	2.159749	0.0309
Ocak 2	0.004081	0.002808	1.453133	0.1463
Şubat 1	-0.000904	0.002910	-0.310468	0.7562
Şubat 2	0.004477	0.003040	1.472768	0.1409
Mart 1	-0.000776	0.002871	-0.270187	0.7870
Mart 2	-0.000170	0.002750	-0.061665	0.9508
Nisan 1	0.003683	0.002858	1.288556	0.1977
Nisan 2	0.004499	0.002952	1.524119	0.1276
Mayıs 1	-0.002687	0.002796	-0.960821	0.3367
Mayıs 2	-0.002947	0.002784	-1.058374	0.2900
Haziran 1	-0.000682	0.002785	-0.244980	0.8065
Haziran 2	0.002346	0.002773	0.845790	0.3977
Temmuz 1	0.000524	0.002773	0.188837	0.8502
Temmuz 2	0.001282	0.002684	0.477576	0.6330
Ağustos 1	-0.003016	0.002773	-1.087591	0.2769
Ağustos 2	-0.001461	0.002871	-0.509008	0.6108
Eylül 1	0.000547	0.002797	0.195611	0.8449
Eylül 2	0.001123	0.002773	0.404838	0.6856
Ekim 1	0.005159	0.002773	1.860667	0.0629
Ekim 2	0.004709	0.002845	1.654816	0.0981
Kasım 1	0.005259	0.002820	1.864404	0.0624
Kasım 2	-0.000402	0.002897	-0.138759	0.8897
Aralık 1	0.006564	0.002833	2.317315	0.0206
Aralık 2	0.004441	0.002858	1.553834	0.1203
AR(1)	-0.691028	0.191860	-3.601728	0.0003
MA(1)	0.702278	0.192051	3.656722	0.0003
MA(2)	0.045619	0.020499	2.225381	0.0261
R-Kare	0.013045	Bağımlı değişkenin ort.		0.001699
Düzeltilmiş R-Kare	0.003498	Bağımlı değişkenin standart sapması		0.029318
Regresyonun Standart Hatası	0.029266	Akaike bilgi kriteri		-4.214863
Hata kareleri toplamı	2.302321	Schwarz kriteri		-4.156124
Log likelihood	5748.676	Durbin-Watson istatistiği		2.001392
Dönüştürülmüş AR Kökleri	-0,69			
Dönüştürülmüş MA Kökleri	-0,07	-0,63		

[239] "… 1": Ait olduğu ayın 1-15'i tarihleri arasını (15'i de dahil), "… 2" : Ait olduğu ayın 16-31'i (31'i de dahil) veya 16-30'u (30'u da dahil) veya 16-29'u (29'u da dahil) tarihleri arasını kapsar.

Tablo 117

Breusch-Godfrey Testi (Otokorelaston LM Testi):			
F-istatistiği	0.436228	Kuyruk Olasılığı Değeri	0.646516
Gözlem*R-Kare	0.881570	Kuyruk Olasılığı Değeri	0.643531

$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \text{K } \rho_p = 0$ → Otokorelasyon Yoktur

$H_0 : \rho_1 \neq \rho_2 \neq \text{K } \rho_p \neq 0$ → Otokorelasyon Vardır

Gözlem*R-Kare değeri kuyruk olasılığı değeri 0,6435 > 0,05 olduğu için, %5 hata payında istatistiksel olarak anlamsız olduğu yani modelde otokorelasyonun bulunmadığı anlaşılmaktadır.

Tablo 118

White Testi (Değişen Varyans Testi):			
F-istatistiği	2.679376	Kuyruk Olasılığı Değeri	0.000026
Gözlem*R-Kare	60.78328	Kuyruk Olasılığı Değeri	0.000029

$H_0 : E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2$ → Değişen Varyans Yoktur

$H_1 : E(\varepsilon_t^2) \neq \sigma^2$ → Değişen Varyans Vardır

Değişen varyans için yapılan White testi sonucuna göre, Gözlem*R-Kare değeri kuyruk olasılığı değeri 0,000029 < 0,05 olduğu için, % 5 hata payında istatistiksel olarak değişen varyans vardır.

→ Otokorelasyon yok ama ve değişen varyans vardır.

*** Anlamsız parametreler çıkarılarak analize devam edilirse,**

Tablo 119

Bağımlı Değişken: ENDEKS
Yöntem : En Küçük Kareler
Teste tabi tutulan gözlem sayısı : 2715 ayarlanmış son noktadan sonrası
9 iterasyon sonrası başarıya ulaşmıştır.

Değişken[240]	**Katsayılar**	**Std. Hata**	**t-İstatistiği**	**Kuyruk Olasılığı Değeri**
Ocak 1	0.006462	0.003042	2.123914	0.0338
Aralık 1	0.006553	0.002867	2.285675	0.0224
AR(1)	-0.646894	0.199520	-3.242253	0.0012
MA(1)	0.668214	0.199532	3.348908	0.0008
MA(2)	0.056296	0.019778	2.846373	0.0045
R-Kare	0.003919	Bağımlı değişkenin ort.		0.001699
Düzeltilmiş R-Kare	0.002448	Bağımlı değişkenin standart sapması		0.029318
Regresyonun Standart Hatası	0.029282	Akaike bilgi kriteri		-4.221865
Hata kareleri toplamı	2.323610	Schwarz kriteri		-4.210987
Log likelihood	5736.182	Durbin-Watson istatistiği		2.000861
Dönüştürülmüş AR Kökleri	-0,65			
Dönüştürülmüş MA Kökleri	-0,10	-0,57		

*Regresyon denklemi;

Endeks = 0.006461821485*Ocak 1 + 0.006552570605*Aralık 1 +
[AR(1) = -0.6468937745,MA(1) = 0.6682141519,MA(2) =
0.05629582719]

[240] Ocak 1 : Ocak ayının 1-15'i tarihleri arasını (15'i de dahil), Aralık 1 : Aralık ayının 1-15'i tarihleri arasını (15'i de dahil) arasını kapsar.

Tablo 120

Breusch-Godfrey Testi (Otokorelaston LM Testi):			
F-istatistiği	0.343926	Kuyruk Olasılığı Değeri	0.709013
Gözlem*R-Kare	0	Kuyruk Olasılığı Değeri	1

$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \text{K}\ \rho_p = 0$ → Otokorelasyon Yoktur

$H_0 : \rho_1 \neq \rho_2 \neq \text{K}\ \rho_p \neq 0$ → Otokorelasyon Vardır

Gözlem*R-Kare değeri kuyruk olasılığı değeri 1 > 0,05 olduğu için, %5 hata payında istatistiksel olarak anlamsız olduğu yani modelde otokorelasyonun bulunmadığı anlaşılmaktadır.

Tablo 121

White Testi (Değişen Varyans Testi):			
F-istatistiği	10.35062	Kuyruk Olasılığı Değeri	0.000033
Gözlem*R-Kare	20.56714	Kuyruk Olasılığı Değeri	0.000034

$H_0 : E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2$ → Değişen Varyans Yoktur

$H_1 : E(\varepsilon_t^2) \neq \sigma^2$ → Değişen Varyans Vardır

Değişen varyans için yapılan White testi sonucuna göre, Gözlem*R-Kare değeri kuyruk olasılığı değeri 0,000034 < 0,05 olduğu için, % 5 hata payında istatistiksel olarak değişen varyans vardır.

→ Otokorelasyon yoktur ama değişen varyans vardır.

Bu nedenle bu modelin sonuçlarına güvenilemeyeceği için yorumlama yapılmamıştır.

4.7.6. TATİL ETKİSİ[241]

Tablo 122

Bağımlı Değişken: ENDEKS
Yöntem : En Küçük Kareler
Teste tabi tutulan gözlem sayısı : 2715 ayarlanmış son noktadan sonrası
10 iterasyon sonrası başarıya ulaşmıştır.

Değişken[242]	**Katsayılar**	**Std. Hata**	**t-İstatistiği**	**Kuyruk Olasılığı Değeri**
t-2	-0.001592	0.004030	-0.395091	0.6928
t-1	0.000238	0.003990	0.059621	0.9525
t+1	0.001325	0.003989	0.332112	0.7398
t+2	0.005081	0.004029	1.261219	0.2073
AR(1)	-0.636704	0.199750	-3.187507	0.0015
MA(1)	0.660053	0.199756	3.304302	0.0010
MA(2)	0.058957	0.019693	2.993874	0.0028
R-Kare	0.001021	Bağımlı değişkenin ort.		0.001699
Düzeltilmiş R-Kare	-0.001192	Bağımlı değişkenin standart sapması		0.029318
Regresyonun Standart Hatası	0.029335	Akaike bilgi kriteri		-4.217487
Hata kareleri toplamı	2.330369	Schwarz kriteri		-4.202258
Log likelihood	5732.239	Durbin-Watson istatistiği		2.000487
Dönüştürülmüş AR Kökleri	-0,64			
Dönüştürülmüş MA Kökleri	-0,11	-0,55		

*Regresyon denklemi;

Endeks = -0.001592213311*(t-2) + 0.0002378726593*(t-1) +
0.001324773575*(t+1) + 0.00508118645*(t+2) + [AR(1) =
-0.6367041843,MA(1) = 0.6600529131,MA(2) = 0.05895722959]

[241] İşlem hacmi ve şok dalgalanmalar dikkate alınmamıştır.
[242] t : Resmi tatil nedeni ile İMKB'nin kapalı olduğu günü/günleri ifade eder. t-2 : t gününden önceki ikinci işlem gününü, t-1: t gününden 1 gün önceki işlem gününü, t+1 : t gününden sonraki ilk işlem gününü, t+2 : t gününden sonraki ikinci işlem gününü ifade eder.

Tüm tatil etkisine tabi kukla değişkenlerin regresyon katsayısının istatistiksel olarak anlamsız oldukları belirlenmiştir. Bu nedenle de kurulan regresyon modeli anlamlı değildir.

Tablo 123

Breusch-Godfrey Testi (Otokorelaston LM Testi):			
F-istatistiği	0.230172	Kuyruk Olasılığı Değeri	0.794412
Gözlem*R-Kare	0	Kuyruk Olasılığı Değeri	1

$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \text{K } \rho_p = 0$ → Otokorelasyon Yoktur

$H_0 : \rho_1 \neq \rho_2 \neq \text{K } \rho_p \neq 0$ → Otokorelasyon Vardır

Gözlem*R-Kare değeri kuyruk olasılığı değeri 1 > 0,05 olduğu için, %5 hata payında istatistiksel olarak anlamsız olduğu yani modelde otokorelasyonun bulunmadığı anlaşılmaktadır.

Tablo 124

White Testi (Değişen Varyans Testi):			
F-istatistiği	1.762887	Kuyruk Olasılığı Değeri	0.133530
Gözlem*R-Kare	7.046225	Kuyruk Olasılığı Değeri	0.133466

$H_0 : E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2$ → Değişen Varyans Yoktur

$H_1 : E(\varepsilon_t^2) \neq \sigma^2$ → Değişen Varyans Vardır

Değişen varyans için yapılan White testi sonucuna göre, Gözlem*R-Kare değeri kuyruk olasılığı değeri 0,1334 > 0,05 olduğu için, % 5 hata payında istatistiksel olarak anlamsız olduğu yani değişen varyans olmadığı anlaşılmaktadır.

→ Otokorelasyon ve değişen varyans yoktur.

4.7.7. YIL ETKİSİ[243]

Tablo 125

Bağımlı Değişken: ENDEKS
Yöntem : En Küçük Kareler
Teste tabi tutulan gözlem sayısı : 2715 ayarlanmış son noktadan sonrası
8 iterasyon sonrası başarıya ulaşmıştır.

Değişken	Katsayılar	Std. Hata	t-İstatistiği	Kuyruk Olasılığı Değeri
Yıl 96	0.003700	0.001931	1.915822	0.0555
Yıl 97	0.005011	0.001909	2.624403	0.0087
Yıl 99	0.007466	0.001973	3.784473	0.0002
AR(1)	-0.673279	0.196313	-3.429624	0.0006
MA(1)	0.687582	0.196457	3.499922	0.0005
MA(2)	0.049147	0.020194	2.433719	0.0150
R-Kare	0.009327	Bağımlı değişkenin ort.		0.001699
Düzeltilmiş R-Kare	0.007498	Bağımlı değişkenin standart sapması		0.029318
Regresyonun Standart Hatası	0.029208	Akaike bilgi kriteri		-4.226573
Hata kareleri toplamı	2.310994	Schwarz kriteri		-4.213519
Log likelihood	5743.572	Durbin-Watson istatistiği		2.001124
Dönüştürülmüş AR Kökleri	-0,67			
Dönüştürülmüş MA Kökleri	-0,08	-0,61		

*Regresyon denklemi;

Endeks = 0.003700396678*YIL96 + 0.00501069956*YIL97 +
0.007466441791*YIL99 + [AR(1) = -0.6732790789,MA(1)
= 0.6875823677,MA(2) = 0.04914743992]

[243] İşlem hacmi ve şok dalgalanmalar dikkate alınmamıştır.

Tablo 126

Breusch-Godfrey Testi (Otokorelaston LM Testi):			
F-istatistiği	0.320671	Kuyruk Olasılığı Değeri	0.381831
Gözlem*R-Kare	0.460739	Kuyruk Olasılığı Değeri	0.391853

$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \text{K } \rho_p = 0$ → Otokorelasyon Yoktur

$H_0 : \rho_1 \neq \rho_2 \neq \text{K } \rho_p \neq 0$ → Otokorelasyon Vardır

Gözlem*R-Kare değeri kuyruk olasılığı değeri 0,3918 > 0,05 olduğu için, %5 hata payında istatistiksel olarak anlamsız olduğu yani modelde otokorelasyonun bulunmadığı anlaşılmaktadır.

Tablo 127

White Testi (Değişen Varyans Testi):			
F-istatistiği	4.559760	Kuyruk Olasılığı Değeri	0.003427
Gözlem*R-Kare	13.63069	Kuyruk Olasılığı Değeri	0.003453

$H_0 : E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2$ → Değişen Varyans Yoktur

$H_1 : E(\varepsilon_t^2) \neq \sigma^2$ → Değişen Varyans Vardır

Değişen varyans için yapılan White testi sonucuna göre, Gözlem*R-Kare değeri kuyruk olasılığı değeri 0,003 < 0,05 olduğu için, % 5 hata payında istatistiksel olarak değişen varyans olduğu anlaşılmaktadır.

→ Otokorelasyon yok ancak değişen varyans vardır.

SONUÇ

Dönemsel anomalilere ilişkin olarak Türkiye'de bugüne dek yapılan çalışma sonuçlarına göre; dönemsel anomalilerin birçoğu İMKB'de gözlemlenmiştir. Özellikle; haftanın günü etkisi, yıl dönüşü etkisi ve tatil etkisinin İMKB'de oldukça güçlü bir şekilde varolduğu belirlenmiştir.

Bu çalışma sonucunda ise; dünya borsalarında incelenen, varlığı kanıtlanan ve geçmişte yapılan çalışmalar sonucunda İMKB'de de var olduğu gözlemlenen dönemsel anomalilerden; Haftanın Günü Etkisi, Yılın Ayı Etkisi, Yıl Dönüşü Etkisi, Ay Dönüşü Etkisi ve Ay İçi Etkisi'nin İMKB Hisse Senedi Piyasası'nda 1.1.1996-31.12.2006 dönemi için varolduğu gözlemlenmiştir.

Haftanın günlerinin tanımlayıcı istatistiklerine bakıldığında (Tablo 4); getirinin en fazla olduğu günün "0,004685" ile Cuma günü olduğu, en az getiri hatta negatif olarak zarar denilecek günün ise "-0,00212" ile Pazartesi günü olduğu gözlemlenmektedir. Öte yandan, riskin göstergesi olan varyanslar incelendiğinde en az riskli günün Perşembe günü, riski en yüksek olan günün ise Pazartesi günü olduğu belirlenmiştir (Tablo 4).

Yıl esasına dayalı günlerin tanımlayıcı istatistikleri tablosu incelendiğinde; 1996 ve 1997 yıllarında en düşük ortalamaya ve tek negatif ortalamaya Salı günü, en yüksek getiri ortalamasına ise Perşembe günü sahiptir. 1998 yılında Cuma hariç diğer günlerin getiri ortalamaları negatiftir ve en düşük ortalama Çarşamba gününe aittir. 1999 yılında tüm günlere ait getiri ortalamaları pozitiftir. En düşük getiri ortalaması Salı gününe, en yüksek getiri ortalaması ise Cuma gününe aittir. *2000, 2001, 2002 ve 2004 yıllarında en düşük getiri ortalaması Pazartesi gününe aittir ve negatiftir. 2000 yılında Salı günü, 2001 ve 2002 yılında Perşembe günü, 2004 yılında ise Cuma günü en yüksek getiri ortalamasına sahiptir. 2003 yılında tüm günlere ait getiri ortalamaları pozitiftir. En düşük getiri ortalaması Pazartesi gününe, en yüksek getiri ortalaması ise Perşembe gününe aittir. 2005 yılında en düşük getiri ortalamasına tek negatif ortalamayla Çarşamba günü sahiptir. En yüksek getiri

ortalaması Cuma gününe aittir. 2006 yılında en düşük getiri ortalaması Pazartesi gününe aittir ve negatiftir. En yüksek getiri ortalaması Perşembe gününe aittir ve diğer günlere oranla oldukça yüksektir (Tablo 9-19).

Haftanın günü etkisine yönelik olarak, SPSS Analizi ile elde edilen test sonuçlarının yorumlarını desteklemek amacıyla kurulan tahmini regresyon modelinden yola çıkılarak; diğer değişkenler sabitken İMKB 100 endeksinin, Perşembe günleri % 0.4522, Cuma günleri ise % 0.4687 arttığı gözlemlenmiştir (Tablo 83).

Ayların günlerinin tanımlayıcı istatistikleri incelendiğinde; en büyük ortalama getiriye Ocak ayının Perşembe günlerinin getirilerinde, en az getiriye hatta zarara ise Mayıs ayının Pazartesi günlerinin getirilerinde rastlanmıştır (Tablo 22).

Yılların aylarına göre yapılan inceleme sonucunda ayların ortalamalarının farklı olduğu sonucuna varılmaktadır. En yüksek Ocak ayı getiri ortalaması 1997 yılına aittir. En yüksek getiri ortalaması 1999 yılı Aralık ayına, en düşük getiri ortalaması 1998 yılı Ağustos ayına aittir. Ayların genel ortalaması tablosuna baktığımızda en yüksek getiri ortalamasının Aralık ayına, en düşük getiri ortalamasının ise Mayıs ayına ait olduğu gözlemlenmektedir. Bir günün ortalama getirisi logfark serisi ile %0,169 iken, yıl dönüşü günlerinin ortalaması % 20,25'tir (Tablo 26-36).

Ayların genel ortalamaları incelendiğinde; en yüksek getiri ortalamasına "0,0056" ile Aralık ayının sahip olduğu belirlenmiştir. Aralık ayını "0,0051" ile Ocak ayı izlemektedir. En düşük getiri ortalamasına ise "-0,0028" ile Mayıs ayı sahiptir (Tablo 39).

Yılın ayı etkisine yönelik olarak, SPSS Analizi ile elde edilen test sonuçlarının yorumlarını desteklemek amacıyla kurulan tahmini regresyon modelinden yola çıkılarak; yılların aylarına göre, diğer değişkenler sabitken İMKB 100 endeksinin; Ocak ayında % 0.5217, Nisan ayında % 0.4079, Ekim ayında % 0.4926 ve Aralık ayında % 0.5500 oranında artış gösterdiği gözlemlenmiştir (Tablo 86).

Yıl dönüşü etkisine yönelik olarak tanımlayıcı istatistikler incelendiğinde; getiri ortalaması en yüksek gün "0,0297" ile izleyen yılın ilk işlem gününe aittir. Onu "0,0242" ile yılın son 2.işlem günü izlemektedir. En düşük getiri ortalamasına "-0,0117" değer ile yılın son 5.işlem günü sahiptir. Diğer en düşük getiri "-0,0091" değer ile izleyen yılın ilk 4.işlem gününe aittir. Yıl dönüşü etkisine yönelik olarak yapılan parametrik olmayan testler; İMKB'de yıl dönüşü etkisinin varolmadığını ortaya koymuştur (Tablo 44).

Ancak yıl dönüşü etkisine yönelik olarak, SPSS Analizi ile elde edilen test sonuçlarının yorumlarını desteklemek amacıyla kurulan tahmini regresyon modelinden yola çıkılarak; diğer değişkenler sabitken İMKB 100 endeksinin; yılın son işlem gününden önceki 4.gün % 2.40, yılın son işlem gününden önceki 3.gün % 1.77, izleyen yılın ilk işlem günü % 2.96 oranında artış gösterdiği gözlemlenmiştir (Tablo 104).

Ay dönüşü etkisine yönelik olarak yapılan analizler sonucunda; diğer günlere oranla en yüksek ortalamaya "0,00684" değeri ile ayın son işlem gününün sahip olduğu belirlenmiştir. Ayın son işlem gününü "0,0605" değeri ile izleyen ayın ilk 3.işlem günü izlemektedir. Diğer günlere oranla en düşük ortalamaya "-0,0180" değeri ile izleyen ayın ilk 5.işlem günü sahiptir (Tablo 49).

Ay dönüşü etkisine yönelik olarak SPSS Analizi ile elde edilen test sonuçlarının yorumlarını desteklemek amacıyla kurulan tahmini regresyon

modelinden yola çıkılarak; diğer değişkenler sabitken İMKB 100 endeksinin; ayın son işlem gününden önceki 5.işlem günü % 0.5916, izleyen ayın ilk işlem günü % 0.6826 ve izleyen ayın 4.işlem günü % 0.6153 oranında artış gösterdiği gözlemlenmiştir (Tablo 107).

Ay içi etkisine yönelik olarak tanımlayıcı istatistikler incelendiğinde; ayın ilk yarısındaki günlerin ortalamasının 0,00178, ikinci yarısındaki günlerin ortalamasının ise 0,00159 olduğu gözlemlenmiştir (Tablo 57). Ay içi etkisine yönelik olarak SPSS programı ile yapılan analizler sonucunda incelen dönem içerisinde İMKB'de ay içi etkisinin varolmadığı gözlemlenmiştir.

Aylara göre ay içi etkisinin tanımlayıcı istatistikleri incelendiğinde; en yüksek getiri ortalamasına Aralık ayının ilk yarısının sahip olduğu gözlemlenmiştir. Daha sonraki en yüksek getiri ortalaması Ocak ayının ilk yarısına aittir (Tablo 64).

Ay içi etkisine yönelik olarak SPSS Analizi ile elde edilen test sonuçlarının yorumlarını desteklemek amacıyla kurulan tahmini regresyon modelinden yola çıkılarak; diğer değişkenler sabitken İMKB 100 endeksinin ayın ilk yarısında % 0,1627, ayın ikinci yarısında ise % 0,1764 artış gösterdiği gözlemlenmiştir (Tablo 113).

Aylara göre ay içi etkisine yönelik olarak kurulan tahmini regresyon modelinde Ocak ayının ilk yarısı ile Aralık ayının ilk yarısının İMKB üzerinde bir etkiye sahip olduğu belirlenmiştir. Ancak regresyon modeline yönelik olarak yapılan testler sonucunda değişen varyans saptanması nedeniyle bu modelin sonuçlarına güvenilmemiş, bu nedenle de yorum yapılmamıştır (Tablo 116).

Tatil etkisine yönelik olarak yapılan SPSS analizi sonuçları; incelenen döneme ilişkin olarak İMKB'de tatil etkisinin varolmadığını göstermektedir. Tatil etkisine yönelik olarak SPSS Analizi ile elde edilen test sonuçlarının yorumlarını

desteklemek amacıyla kurulan tahmini regresyon modelinde; parametreler anlamsız çıkmıştır (Tablo 122). Bu da tatil etkisinin İMKB'de varolmadığının bir sonucudur.

İncelenen döneme ilişkin olarak, yılların etkisinin İMKB üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olup olmadığının belirlenmesi için tahmini regresyon modeli kurulmuştur. Bu modele göre, diğer değişkenler sabitken İMKB 100 endeksinin; 1996 yılında % 0,3700, 1997 yılında % 0,5011 ve 1999 yılında ise % 0,7466 artış gösterdiği gözlemlenmiştir (Tablo 125).

Bu çalışmada elde edilen bulgular, sözkonusu anomalilere yönelik olarak literatürde yapılan çalışmaların bulguları ile uyum göstermektedir. Ancak daha önce İMKB'de gözlemlenen "Ay İçi Etkisi" ve "Tatil Etkisi" incelenen dönem için gözlemlenmemiştir. Bu sonuçlar neticesinde, İMKB'de hisse senedi getirilerinin belirli zaman dilimlerinde öngörülebilir olduğuna işaret etmektedir. Aşırı karlar elde edilemese de, piyasayı iyi bilen ve takip eden bir yatırımcının bazı dönemlerde fazla kar etmesi mümkün olabilir.

Sonuç olarak bu çalışmanın bulguları İMKB Hisse Senedi Piyasası'nda menkul kıymet fiyatlarının, menkul kıymetlerin fiyatlarını etkileyebilecek tüm bilgileri yeterli şekilde ve zamanlı olarak yansıtmadığını ve İMKB'nin zayıf formda etkin olmadığını göstermektedir. Piyasada etkinliğini artırmak isteyen bilgi sahibi yatırımcıların bu bilgileri kötüye kullanmalarını engellemek, bilginin pazara anında ve yeterli olarak ulaşmasını sağlamak için, İMKB'de gerekli düzenlemelerin yapılması, öte yandan ayrıcalık yaratabilecek düzenlemelerden kaçınılması gerekmektedir.

KAYNAKÇA

Kitap:

Akgüç, Öztin.: **Finansal Yönetim**, İstanbul, 1994.

Akgül, Işıl: **Geleneksel Zaman Serisi Yöntemleri**, Der Yayınları, İstanbul, 2003.

Zaman Serilerinin Analizi ve ARIMA Modelleri, Der Yayınları, İstanbul, 2003.

Akın, Fahamet: Ekonometri, Ekin Kitabevi, Bursa, 2002.

Akkaya, Şahin ve Pazarlıoğlu, M.Vedat: **Ekonometri I-II**, 4.Baskı, İzmir, 2000.

Akmut, Özdemir: **Sermaye Piyasası Analizleri ve Portföy Yönetimi**, Ankara, 1989.

Albayrak, Ali Sait : **Uygulamalı Çok Değişkenli İstatistik Teknikleri**, Asil Yayın Dağıtım, Ankara, 2006.

Alexander, G.J., Francis, C.: **Portfolio Analysis**, Englewood Cliff, N.J. Prentice Hall, 1986.

Bayram, Nuran: **Sosyal Bilimlerde SPPS ile Veri Analizi**, Ezgi Kitabevi Yayınları, Bursa, 2004.

Bekçioğlu, Selim: **Portföy Yaklaşımları ve Markowitz Portföy Yaklaşımının Türk pay Senedi Piyasasına Uygulanması**, Ankara, 1964.

Berk, Niyazi: **Finansal Yönetim**, İstanbul, 1995.

Bildik, Recep : **Hisse Senedi Piyasalarında Dönemsellikler ve İMKB Üzerine Ampirik Bir Çalışma**, İMKB Yayınları, İstanbul, 2000.

Black, Fischer, Jensen, Michael C. and Sholes, Myron S. : **The Capital Asset Pricing Model : Some Empirical Tests**, In Studies in the Theory of Capital Markets, Edited by Jensen Michael, Praeger Publishers Inc, New York, 1972.

Bolak, Mehmet : **Sermaye Piyasası, Menkul Kıymetler ve Portföy Analizi**, Beta Yayınları, İstanbul, 1994.

Box, C.E.P. and Jenkins, G.M.: **Time Series Analysis : Forecasting and Control**, Revised Edition, Holden-Day,USA, 1976.

Bozkurt, Ünal: **Menkul Değer Yatırımlarının Yönetimi**, İktisat Bankası A.Ş. Yayını, No:4, İstanbul, 1988

Cohen, Jerome B., Zinbarg, Edward D. and Zeikel, Arthur **Investment Analysis and Portfolio Management**, Irwin Homewood, Illionis, Fifth Edition, 1987.

Dağlı, Hüseyin: "**Türk Hisse Senedi Piyasasının Takvim Etkileri: Haftanın Günü ve Ay Etkileri**", SPK Yayını, 1996.

E- views 4.1 **User's Guide**2002

Fama, Eugune F. : **Foundations of Finance**, New York : Basic Books, 1976.

Genceli, Mehmet: **Ekonometri ve İstatistik İlkeleri**, Filiz Kitabevi, İstanbul, 2001.

Greene, William H.: **Econometri Analysis**, Prentice Hall, Fourth Edition., Inc.New Jersey, 2000.

Gujarati, Damodar N.: **Temel Ekonometri**, Çevirenler:Ümit-Gülay Gürbüz Şenesen, Literatür Yayıncılık, 1999.

Güriş, Selahattin ve Çağlayan, Ebru: **Ekonometri Temel Kavramlar**, Der Yayınları, İstanbul, 2000.

Güriş, Selahattin ve Turanlı, Münevver: **Temel İstatistik**, Der Yayınları, İstanbul, 2000.

Haugen, R.A., and J.Lakonishok: **Incredible January Effect**, Dow Jones-Irwin, Homewood, IL, 1988.

İşyar, Yüksel: **Ekonometrik Modeller**, Vipaş A.Ş., 2.Baskı, Bursa, 1999.

Kalaycı, Şeref ve Diğerleri: **SPSS Uygulamalı Çok Değişkenli İstatistik Teknikleri**, Asil Yayın Dağıtım Ltd.Şti., Ankara, 2005.

Kıyılar, Murat : **Etkin Piyasa Kuramı ve İMKB'de İrdelenmesi**, SPK Yayınları, 1997.

Konuralp, Güvel: **Sermaye Piyasaları, Analizler, Kuramlar ve Portföy Yönetimi**, Alfa Basım Yayım Dağıtım Ltd.Şti., İstanbul, 2001.

Kutlar, Aziz : **Ekonometrik Zaman Serileri Teori ve Uygulama**, Gazi Kitabevi, Ankara, 2000.

O'Shaugnessy, James P.: **What Works on Wall Street**, Mc Graw-Hill, 1998.

Orhunbilge, Neyran : **Örnekleme Yöntemleri ve Hipotez Testleri**, İşletme İktisadi Yayın, No:8, 2000.

Uygulamalı Regresyon ve Korelasyon Analizi, İ.Ü.İşletme Fakültesi Yayını, İstanbul, 2002.

Özdamar, Kazım: **Paket Programlar ile İstatistiksel Veri Analizi I-II**, Kaan Kitabevi, IV.Baskı, Eskişehir, 2002.

Özer, Hüseyin : **Nitel Değişkenli Ekonometrik Modeller**, Nobel Yayın Dağıtım, Ankara, 2004.

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

Öztürkatalay, M.Volkan : **Hisse Senedi Piyasalarında Görülen Kesitsel A Anomaliler ve İMB'ye Yönelik Bir Araştırma**, İMKB Yayınları, 2005.

Sharpe, William: **The Capital Asset Pricing Model : A Multi-Beta Interpretation**, Financial Decision Making Under Uncertainty., H.Levy ve M.Sarnat eds., New York, Academic Press, 1977.

Tsay, Ruey S.: **Analysis of Financial Time Series**, Wiley Series in Probability and Statistics, John Wiley&Sans.Inc., 2002.

Yörük, Nevin : **Finansal Varlık Fiyatlama Modelleri ve Arbitraj Fiyatlama Modelinin İMKB'de Test Edilmesi**, İMKB Yayınları, 2000.

Ziemba, W.T.: **Seasonality Effects in Japanese Futures Markets**, in S.G.Rhee and R.P.Chang, Research On Pasific Basin Capital Markets, North Holland, Amsterdam, 1989.

Makale:

Abraham, A. and Ikenberry, D.L. :, "The Individual Investor and the Weekend Effect", **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, 1994, s.263-277.

Admati, A.R. and Pfleiderer, P. : "A Theory of Intraday Patterns : Volume and Price Variability", **Review of Financial Studies**, 1988.

Aggarwal, R., and Rivoli, P. : "Seasonal and the Day of the Week Effect in Four Emerging Markets", **Financial Review**, Vol.24, 1989.

Agrawal, A. and Tandon, K. : "Anomalies or Illussion? Evidence from Stock Markets in Eighteen Countries", **Journal of International Money and Finance**, 1994, s.83-106.

Alexakis, P. and Xanthakis, M. : "Day of the Week Effect on the Greek Stock Market", **Applied Financial Economics**, 1995, s.43-50

Aly, Hassan Youssef , Mehdian, Seyed M. and Perry, Mark J. : "An Analysis of Day-of-the-Week Effects in the Egyptian Stock Market", **International Journal of Business**, 2004.

Ariel, Robert : **"A Monthly Effect in Stock Returns"**, **Journal of Financial Economics**, 1987, s.161-174.

"High Stock Returns Before Holidays: Existence And Evidence on Possible Causes", **Journal of Finance**, Vol.45, (Dec.1990), s.1611-1626.

Aydoğan, K. and Muradaoğlu, G.: **"Do Markets Learn From Experience? Price Reaction to Stock Dividends in the Turkish Market",** Discussion Paper, No: 9416-C, Department of Management, Bilkent University, Ankara, 1994.

Aydoğan, K. and Erol, Ü.: "**Asset Pricing in an Emerging Market:The Turkish Case**", Unpublished Paper, Revised version of The paper presented in the 18th Annual Meeting Of the European Finance Association held in Rotterdam, the Netterlands, during August, 1991.

Balaban, Ercan: "Day of the Week Effects: New Evidence from an Emerging Stock Market", **Applied Economics Letters**, Sayı:2, 1995, s.139-143.

Balaban, E., Candemir, H.B. ve Kunter, K.: "İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda Bahama Etkileri", **İşletme ve Finans Dergisi**, Sayı:113, 1995, s.93-104.

Balaban, E. and Bulu, M.: "**Monthly Effects in an Emerging Stock Market**", Unpublished Paper, Research Department, The Central Bank of the Republic of Turkey, July, 1995.

Ball, Ray : "Anomalies in Relationship Between Securities Yields and Yield Surrogates", **Journal of Financial Economics**, Vol.17, June-September 1978, s.93-104.

Banz, Rolf W. : "The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks", **Journal of Financial Economics**, No:9, 1981.

Barone, E. : "The Italian Stock Market Efficiency and Calender Anomalies", **Journal of Banking and Finance**, 1990.

Basu, Sanjoy : "Investment Performance of Common Stock in Relation to Their Price-Earnings Ratios : A Test of the Efficient Market Hypothesis", **Journal of Finance**, Vol.32, June 1977, s.663-682.

"The Relationship Between Earning's Yield, Market Value and The Returns for NYSE Common Stocks: Further Evidence", **Journal of Financial Economics**, 1983.

Bekçioğlu, Selim ve Ada, Erman : "Menkul Kıymetler Piyasası Etkin Mi?", **Muhasebe Enstitüsü Dergisi**, Yıl II, Ağustos 1985, Sayı 41.

Berges, A., McConnel, J.J. and Schlarbaum, G.G. : "An Investigation of the Turn of the Year Effect, the Small Firm Effect, and the Tax-Loss-Selling Pressure Hypothesis in Canadian Stock Returns", **Journal of Finance**, Vol.6, August 1982, s.157-168.

Berk, Jonathan B. : "A View of the Current Status of Size Anomaly", **Security Market Imperfections in World Wide Equity Markets**, Edited by KEIM, Donald B. Ve Ziemba, William T., Cambridge University Press, 2000, s.90-115.

Bildik, Recep: **"Hisse Senedi Piyasalarında Aykırılıklar:İMKB'de Gün Etkisi",** Unpublished Working Paper at Finance Department of İstanbul University, 1995.

"**Day of the Week Effects in turkish Money and Stock Markets**", Unpublished Working Paper at Finance Department of İstanbul University, 1997.

"**Are Calender Anomalies Still Alive?: Evidence From Istanbul Stock Exchange**", Social Science Research Network Electronic Library, 2004.

Black, Fisher : "The Capital Asset Pricing Model : Some Empirical Test", **Studies in the Theory of Capital Markets**, Edited by Jensen Michael, Praeger, New York 1972.

Black, Fischer and Scholes, Myron : "The Effects of Dividend Yield and Dividend Policy on Common Stock Prices and Returns", **Journal of Financial Economics**, May 1974.

Blume, Marshall: "Stock Returns and Dividend Yields: Some More Evidence", **Review of Economics and Statistics**, 1980.

Breeden, D.T. : "An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investments Opportunities", **Journal of Financial Economics,** Vol.7, 1979, s.265-296.

Brockman, Paul and Michayluk, David : "**The Holiday Anomaly: An Investigation of Firm Size Versus Share Price Effects**", Working Paper, University of Nebraska, 1995.

Brooks, C. and Persand, G. : "Model Choice and Value-at-Risk Performance", **Financial Analysts Journal**, 2001.

Buguk, Cumhur and Brorsen, B.Wade: "Testing Weak-Form Market Efficiency: Evidence From Istanbul Stock Exchange", **International Review of Financial Analysis**, 2003.

Cadsby, Charles B. : "Canadian Calender Anomalies and the Capital Asset Pricing Model" In R.M.C. Guimaraes, B.G.Kingsman and S.J.Taylor, **A Reappraisal of the Efficiency of Financial Markets**, Berlin, 1989.

Cadsby, C. and Ratner, M. : "Turn-of-Month, and Pre-Holiday Effects on Stock Returns: Some International Evidence", **Journal of Banking and Finance**, 1992.

Chan, Louis K., Hamao, Yasushi and Lakonishok, Josef :	"Fundamentals and Stock Returns in Japan", **The Journal of Finance**, Vol.46, Dec.1991, s.1739-1764.
Chang, Eric, Pinegar, Michael and Ravichandran, R. :	"Interational Evidence on the Robustness of the Day-f-the-Week Effect", **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Vol.28, Dec.1993, s.497-513.
Chen, Nai-fu :	"Equilibrium Asset Pricing Models and Firm Size Effect", **Stock Market Anomalies**, Edited by DIMSON, Elroy, Cambridge University Press, 1988.
Cheung , Y.L. :	"Intraday Returns and the Day-End Effect : Evidence From the Hong Kong Equity Market", **Journal of Business Finance&Accounting**, Vol.22, 1995, s.1023-1034.
Christine, William:	"Dividend Yield and Expected Returns: The Zero-Dividend Puzzle", **Journal of Financial Economics**, Vol.28, 1990, s.95-125.
Claessens, S., Dasgupta, S. and Glen, J. :	"Return Behaviour in Emerging Stock Markets", **World Bank Economic Review**, 1995.
Condoyanni, L., O'Hanlon J. and Ward, C. :	"Day-of-the-Week Effects on Stock Returns : International Evidence", **Journal of Business**, Finance&Accounting, Vol.22, 1987, s.97-107.
Corhay, A., Hawawini, G. and Michel, P. :	"Seasonality in the Risk-Return Relationship: Some International Evidence", **Journal of Finance**, Vol.42, Mar.1987, s.49-68.
Cornell, Bradford:	"The Weekly Pattern in Stock Returns : Cash Versus Futures : A Note", **Journal of Finance**, Vol.40, June 1985, s.583-588.

Cross, Frank : "The Behaviour of Stock Prices on Fridays and Mondays", **Financial Analysts Journal**, Vol.29, 1973, s.67-69.

Çinko, Dr.Murat: "Etkin Piyasa Hipotezi: İMKB'de Haftanın Günü Etkisi ve Tatil Anomalisi", **TİSK Akademi Yayınları**, Sayı:2, s.117-127.

Dai, Qinglei : "**Tax-loss Selling and the Turn-of-the-Year Effect**", EFMA 2003 Helsinki Meetings, 2003.

Demirer, R. ve Karan, M.B.: "An Investigation of the Day-of-the-Week Effect on Stock Returns in Turkey", **Emerging Markets Finance and Trade**, 2002.

Dickey, D. and Fuller, W.A.: "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", **Econometrica**, Vol.49, 1981.

Dickinson, Amy and Peterson, David R. : "Expectations of Weekend and Turn-of-the-Month Mean Return Shifts Implicit in Index Call Option Prices", **Journal of Financial and Strategic Decisions**, Vol. 8, No.3, Fall 1995.

Dimson, Elroy and Marsh, Paul : "**The Hoare Govett Smaler Companies Index for the UK**", Working Paper, Hoare Govett Limited, January 1987.

Dyl, E. and Maberly, E. : "The Anomaly That Isn't There" : A Comment on Friday the Thirteenth", **Journal of Finance**, Vol.43, 1988, s.1285-1286.

Engle, Robert F. "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", **Econometrica**, Vol. 50, No. 4, Jul.1982, s.987-1007.

Fama, Eugene F. : "Efficient Capital Markets : A Review Theory and Empirical Work", **Journal of Finance**, Vol.25, 1970, s.383-417.

Fama, Eugene F., French, Kenneth R. : "Dividend Yields and Expected Stock Returns", **Journal of Financial Economics**, Vol.5, 1988, s.357-386.

"The Cross Section of Expected Stock Returns", **The Journal of Finance**, Vol.47, June 1991, s.1575-1617.

Fields, M.J.: "Stock Prices : A Problem in Vertification", **Journal of Business**, Vol.4, s.415-418, 1931.

"Security Prices and Stock Exchange Holidays in Relation to Short Selling", **Journal of Business**, Vol.7, 1934, s.328-338.

Foerster, S., Prihar, A, and Schmidit, J. : "Back to Future", **Canada Investment Review**, 1994.

Foster, F. and Vswanathan, S. : "A Theory of the Interday Variations in Volume, Variance and Trading Cost in Securities Markets", **Review of Financial Studies**, Vol.3, 1990, s.593-624.

Fields, M.J. : "Security Prices and Stock Exchange Holidays in Relation to Short Selling", **Journal of Business**, Vol.7, 1934, s.328-338.

French, Kenneth R. : "Stock Returns and the Weekend Effect", **Journal of Financial Economics**, Vol.8, 1980, s.55-69.

.

Gültekin, Mustafa ve Gültekin, Bülent : "Stock Market Seasonality : International Evidence", **Journal of Financial Economics**, 1983.

Harris, Lawrence: "A Transaction's Data Study of Weekly and Intradaily Patterns in Stock Returns", **Journal of Financial Economics**, Vol.16, 1986, s.99-117.

Haug, Mark and Hirschey, Mark : "**The January Effect**", University of Kansas, Working Paper, 2005.

Hui, Kai-Lung : "**Product Variety under Brand Influence**: **An Empirical Investigation of Personal Computer Demand**", National University of Singapore - School of Computing, Working Paper, 2005.

Hawawini, Gabriel and Keim, Donald B.: "The Cross Section of Common Stock Returns: A Rewiew of the Evidence and Some New Findings", **Security Market Imperfections in World Wide Equity Markets**, Edited by Keim and Ziemba, Cambridge University Press, 2000.

Jacobs, B. and Levy, K. : "Disentangling Equity Return Regularities: New Insights and Investment Opportunities", **Financial Analyst Journal**, 1988.

Jaffe, J. and Westerfield, R. : "Patterns in Japanese Common Stock Returns : Day of the Week and Turn of the Year Effects", **Journal of Financial Quantitative Analysis**, 1985.

"Is There a Monthly Effect in Stock Market Returns? Evidence From Foreign Countries", **Journal of Banking and Finance**, 1989.

Jaffe, J., Keim, D.B., and Westerfield, R. : "Earning Yields, Market Values and Stock Returns", **The Journal of Finance**, Vol.44, 1989, s.135-148.

Jain, P.C. and Joh, G.H. : "The Dependence Between Hourly Prices and Trading Volume", **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Vol.23, 1988, s.269-284.

Jegadeesh, N. : "Evidence of Preedictable Behaviour of Security Returns", **The Journal of Finance**, Vol.45, 1990, s.881-898.

Jegadeesh N., and Titman, S.: "Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency", **The Journal of Finance**, Vol.51, 1993, s.1715-1742.

Jennergren, L.P. and Sörensen, B.G. : "Random Walks and Anomalies on the Copenhagen Stock Exchange in the 1890's", In R.M.C. Guimares, B.G.Kingsman and S.J.Taylor, **A Reappraisal of the Efficiency of Financial Markets**, 1989.

Karan, Mehmet Baha: "İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda Hafta Sonu Etkisi", **Yaklaşım Dergisi**, s:20, 1994, s.9-109.

Keim, Donald : "Size-Related Anomalies and Stock Return Seasonality", **Journal of Financial Economics**, 1983, s.13-32.

"Dividend Yields and Stock Returns: Implications **of** Abnormal January Returns", **Journal of Financial Economics**, 1985.

Kendall Maurice G.: "The Analysis of Economic Time-Series Part I: Prices, **Journal of the Royal Statistical Society**, Vol.96, Part I (1953), s.11-25, (Derleyen ; Paul Cootner ; The Random Character of Stock Market Prices, The M.I.T. Press Cambridge, Massachusetts 1969, s.85-99.)

Kıvılcım, M., Muradaoğlu,G. ve Yazıcı, B.: "İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda Haftanın Günleri Etkisi", **İMKB Dergisi**, Yıl :1, Sayı:4.

Kim, Chan-Wung and Park, Jinwoo : "Holiday Effects and Stock Returns", **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, March 1994.

Kolb, R. And Rodriguez, R. : "Friday the Thirteenth : Part VII A Note", **Journal of Finance**, Vol.42, Dec.1987, s.1385-1387.

Lakonishok, J. and Smidt, S., : "Volume and Turn-of-the-Year Behaviour", **Journal of Financial Economics**, 1984.

"Are Seasonal Anomalies Real? A Ninety Year Perspective", **Review of Financial Studies**, 1988

Lakonishok, J., Schleifer, A. and Vishny, R.W. : "Contrarian Investment, Extrapolation and Risk", **The Journal of Finance**, 1994.

Lau, Sie Ting, Lee, Chee Tong and McInish, Thomas H. : "**Stock Returns and Beta, Firm Size, E/P, CF/P, Book to Market and Sales Grovth: Evidence From Singapore and Malaysia**", Journal of Multinational Financial Management, 2002.

Lauterbach, B. and Ungar, M. : "Stock Return Regularities : Evidence From the Israeli Stock Market", **Review of Business and Economic Research**, 1991, s.70-84.

Lehmann, B.: "Fads, Martingales and Market Efficiency", **Quaterly Journal of Economics**, 1990.

Liao, Tung L. and Chou, Shyan R. : "Relative Performance of the PER and PSR Filters with Stochastic Dominance: Evidence From the Taiwan Stock Exchange", **Applied Financial Economics**, 1996.

Lilian, K. Ng and Wang, Qinghai : **"Institutional Trading and the Turn-of-the-Year Effect"**, University of Wisconsin – Milwaukee, Working Paper, 2000.

Linn, C., and Lockwood, J. : "An Examination of Stock Market Return Volatility During Overnight and Intraday Periods 1964-1989", **Journal of Finance**, Vol.45, June 1990, s.591-601.

Lin, Jin-Lung and Liu, Tian-Shy : **"Modeling Lunar Calender Holiday Effects in Taiwan",** Institute of Economics, Academia Sinica, Working Paper, July 2002.

Lockwood, J. and Linn, C.: "An Examination of Stock Market Return Volatility during Overnight and Intraday Periods 1964-1989", **Journal of Finance**, Vol.45, 1990, s.591-601.

Maberly, Edwin D. and Waggoner, Daniel F. : "Closing the Question on the Continuation of Turn-of-the-Month Effects: Evidence from the S&P 500 Index Futures Contract", **Federal Reserve Bank Of Atlanta**, August 2000.

Martikainen, T., Perttunen, J. and Puttonen, V. : "Finish Turn of the Month Effects: Returns, Volume and Implied Volatility", **Journal of Futures Markets**, 1995.

Martikainen, T., Rothovius, T. and Yli-Olli, P. : "On the Individual and Incremental Information Content of Accrual Earnings, Cash Dividends in the Finnish Stock Market", **Europan Journal of Operational Research**, 1993.

McConnell, Dr.John J.and ,Xu Dr.Wei : **"Equity Returns at the Turn of the Month: Trading Strategies and Implications for Investors and Managers"**, Krannert School of Management, Working Paper, 2006.

Meneu, Vicente and Pardo, Angel : "**Pre-Holiday Effect, Large Trades and Small Investor Behaviour**", University of Valencia, Working Paper, 2001.

Merton, Robert C. : "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model", **Econometrica**, Vol.41, 1973, s.867-887.

Miller, Edward M. : "Why A Weekend Effect?", **Journal of Portfolio Management**, 1988, s.42-48.

Miller, M.and Modigliani, F.: "Dividend Policy, Growth and Valuation of Shares", **Journal of Business**, Vol.36, October 1961, s.116-119.

Muradoğlu, Şengül, Önkal, G. ve D. : "Türk Hisse Senedi Piyasasında Yarı-Güçlü Etkinlik", **ODTÜ Gelişme Dergisi**, Sayı:19, 1992, s.197-207.

Muradaoğlu, G. ve Oktay, T.: "Türk Hisse Senedi Piyasasında Zayıf Etkinlik: Takvim Anomalileri", **Hacettepe Üniversitesi İkt.İd.Bil.Fak.Dergisi**, Sayı:11, 1993, s.51-62.

Muradaoğlu G. and Metin, K.: "Efficiency of the Turkish Stock Exchange with Respect to Monetary Variables: A Cointegration Analysis", **European Journal of Operational Research**, Forthcoming, 1995.

Naranjo, Andy, Nimalendran, M. and Ryngaert, Mike : "Stock Returns,Dividend Yields and Taxes", **The Journal of Finance**, Vol.56, December 1998, s.2029-2057.

.
Ogden, Joseph P. : "Turn-of-Month Evaluations of Liquid Profits and Stock returns : A Common Explanation for the Monthly and January Effects", **Journal of Finance**, Vol.45, 1990, s.1259-1272.

Oğuzsoy, C.B. and Güven,S.: "Stock Returns and the Day-of-the-Week Effect in Istanbul Stock Exchange", **Applied Economics**, 2003.

Patel, Sandeep A.: "Characterstics-Based Premia in Emerging Markets: Sector-Neutrality, Cycles and Cross-Market Correlation", **Security Market Imperfections in World Wide Equity Markets**, Edited by KEIM, Donald B. and Ziemba, William T., Cambridge University Press, 2000.

Peiro, Amado : "Daily Seasonalities in Stock Returns : Further International Evidence", **Economic Letters**, 1994.

Pettengill, G.N. : "Holiday Closings and Security Returns", **Journal of Financial Research**, 1989.

Pettengil, G. and Jordan, B. : "A Comprehensive Examination of Volume Effects and Seasonality in Daily Security Returns", **Journal of Financial Research**, 1988.

Pinfold, John F., William, R, and Li, Oiuli : "Book to Market and Size as Determinants of Returns in Small Illiquid Markets: The New Zeland Case", **Financial Services Review**, 2001.

Reinganum, Mark : "The Anomalous Stock Market Behaviour of Small Firms in January : Empirical Test for Tax-Loss Selling Effects", **Journal of Financial Economics**,1983.

Reinganum, M.R. and Shaphiro, A.C. : "Taxes and Stock Return Seasonality : Evidence from the London Stock Exchange", **Journal of Business**, 1987.

Ritter, Jay R. : "The Buying and Selling Behaviour of Individual Investors at the Turn of Year", **Journal of Finance**, Vol.43, 1988, s.717-719.

Rogalski, Richard J. : "A Further Investigation of the Weekend Effect in Stock Returns : Discussion", **Journal of Finance**, Vol.39, Jul.1984, s.835-837.

Roll, Richard : "A Crituque of Asset Pricing Theory's Tests", **Journal of Financial Economics**, Vol:4, 1977.

"On Computing Mean Returns and the Small Firm Premium", **Journal of Financial Economics**, 1983.

"Vas ist das? The Turn-of-the-Year Effect and the Return Premia of Small Firms", **Journal of Portfolio Management**, 1983.

Rouwenhorst, Geert K.: "Local Return Factors and Turnover in Emerging Stock Markets", **The Journal of Finance**, 1999.

Rozeff, M.S. and Kinney, W.R. :, "Capital Market Seasonality", **Journal of Financial Economics**, 1976.

Santesmases, M. : "An Investigation of the Spanish Stock Market Seasonalities", **Journal of Business, Finance&Accounting**, Vol:13, No:2, 1986.

Schwert, G.William : "Size and Stock Returns and Other Emprical Regularities", **Journal of Financial Economics**, 1983.

"Anomalies and Market Efficiency", Simon School of Business, Working Paper, 2002.

Seler, İhsan Tunç: "**Haftanın Günleri: İMKB'ye Etkileri Üzerine Bir İnceleme**", Erciyes Üniversitesi, Working Paper, 1996.

Senchack, A. ve Martin, J. : "Relative Performance of the PSR and the PER Investment Strategies", **Financial Analyst Journal**, Vol.43, 1987, s.45-56.

Smidt, Seymour: "A New Look At The Random Walk Hypothesis", **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Vol.III, No.3, (September 1968), s.235-262 (Derleyen; J.Edwin Elton and Martin J.Gruber; Security Evulation and Portfolio Analysis,s.46-49.

Smirlok, M. and Starks, L. : "Day of the Week and Intraday Effects in Stock Returns", **Journal of Financial Economics**, 1986, s.197-210.

Thaler, Richard H. : "Anomalies : The January Effect", **Journal of Economic Perspectives**, 1987, s.197-201.

Wachtel, S. : "Certain Observations on Seasonal Movement in Stock Prices", **Journal of Business**, Vol.15, Apr.1942, s.184-193.

Wan Der Bergh, W.M. and Wessels, S.E. : : "Stock Market Seasonality and Taxes : An Examination of the Tax-Loss Selling Hypothesis", **Journal of Business and Accounting**, 1985.

Werner F.M.DeBondt and Thaler, R. : "Further Evidence on Investor Overreactions and Stock Market Seasonality", **The Journal of Finance**,1987.

Wood, R.A., McInish, T.H. and Ord, J.K.: "An Investigation of Transaction Data for NYSE Stocks", **Journal of Finance**, Vol.40, Jul.1985, s.723-729.

Yadav, P.K. and Pope, P.F. : "Intraweek and Intraday Seasonalities in Stock Market Risk Premia - Cash and Futures", **Journal of Banking and Finance**, 1992, s.233-270.

Ziemba, W. : "Japanese Security Market Regularities: Monthly, Turn of the Month and Year, Holiday and Golden Week Effects", **Japan and the World Economy**,1991.

Akademik Tezler

Erbil, A.Fuat: "**Stock Market Seasonality in the Istanbul Stock Exchange**", Yayımlanmamış Master Tezi, Bilkent Üniversitesi, Ankara, 1993.

Kirkoryan, Kevork: "**A Study on the Empirical Anomalies in Istanbul Stock Exchange**", Yayımlanmamış Master Tezi, Boğaziçi Üniversitesi, İstanbul, 1994.

Öncel, Tuğrul Sıddık: "**Filter Rule and Trading in The Istanbul Stock Exchange**", Yüksek Lisans Tezi, Boğaziçi Üniversitesi, İstanbul, 1993.