

T.C.
DOKUZ EYLÜL ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
İŞLETME ANABİLİM DALI
FİNANSMAN PROGRAMI
YÜKSEK LİSANS TEZİ

**RASSAL YÜRÜYÜŞ TEORİSİ ve İSTANBUL MENKUL
KIYMETLER BORSASI'NDA SINANMASI**

Serkan KÖSE

Danışman

Yrd. Doç. Dr. Mine TÜKENMEZ

2009

Yemin Metni

Yüksek Lisans Tezi olarak sunduğum “Rassal Yürüyüş Teorisi ve İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’nda Sınanması” adlı çalışmanın, tarafımdan, bilimsel ahlak ve geleneklere aykırı düşecek bir yardıma başvurmaksızın yazıldığını ve yararlandığım eserlerin kaynakçada gösterilenlerden oluştuğunu, bunlara atıf yapılarak yararlanılmış olduğunu belirtir ve bunu onurumla doğrularım.

Tarih

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

Adı SOYADI

İmza

YÜKSEK LİSANS TEZ SINAV TUTANAĞI

Öğrencinin

Adı ve Soyadı : Serkan KÖSE
Anabilim Dalı : İşletme
Programı : Finansman
Tez Konusu : Rassal Yürüyüş Teorisi ve İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda Sınanması
Sınav Tarihi ve Saati :

Yukarıda kimlik bilgileri belirtilen öğrenci Sosyal Bilimler Enstitüsü'nün tarih ve sayılı toplantısında oluşturulan jürimiz tarafından Lisansüstü Yönetmeliği'nin 18. maddesi gereğince yüksek lisans tez sınavına alınmıştır.

Adayın kişisel çalışmaya dayanan tezini dakikalık süre içinde savunmasından sonra jüri üyelerince gerek tez konusu gerekse tezin dayanağı olan Anabilim dallarından sorulan sorulara verdiği cevaplar değerlendirilerek tezin,

BAŞARILI OLDUĞUNA	O	OY BİRLİĞİ	O
DÜZELTİLMESİNE	O*	OY ÇOKLUĞU	O
REDDİNE	O**		

ile karar verilmiştir.

Jüri teşkil edilmediği için sınav yapılamamıştır. O***
Öğrenci sınava gelmemiştir. O**

- * Bu halde adaya 3 ay süre verilir.
** Bu halde adayın kaydı silinir.
*** Bu halde sınav için yeni bir tarih belirlenir.

Tez burs, ödül veya teşvik programlarına (Tüba, Fulbright vb.) aday olabilir.	Evet O
Tez mevcut hali ile basılabilir.	O
Tez gözden geçirildikten sonra basılabilir.	O
Tezin basımı gerekliliği yoktur.	O

JÜRİ ÜYELERİ				İMZA
.....	☐ Başarılı	☐ Düzeltme	☐ Red	
.....	☐ Başarılı	☐ Düzeltme	☐ Red	
.....	☐ Başarılı	☐ Düzeltme	☐ Red	

ÖZET

Yüksek Lisans Tezi

Rassal Yürüyüş Teorisi ve İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’nda Sınanması **Serkan KÖSE**

Dokuz Eylül Üniversitesi

Sosyal Bilimler Enstitüsü

İşletme Anabilim Dalı

Finansman Programı

Kar amacı güden tüm yatırımcıların ortak hedefi finans piyasalarında işlem gören menkul kıymetlerin gelecek fiyatlarını doğru tahmin etmektir. Bu yönde yapılan çalışmalar neticesinde oluşturulan çeşitli metot ve modeller bu hedef doğrultusunda kullanılmaktadırlar. Ancak bu yapılan çalışmaların bir kısmında menkul kıymet fiyatlarının rastlantısal olarak ortaya çıktığı yönünde sonuçlar da elde edilmiştir. Elde edilen bu sonuçlar Finans Bilimi’ne “Rassal Yürüyüş Teorisi” olarak adlandırılan teoriyi kazandırmıştır.

Rassal Yürüyüş Teorisi, menkul kıymet fiyatlarının geçmiş fiyat hareketleri ile tahmin edilemeyeceğini, fiyat hareketlerinin sarhoş bir adamın atacağı adımlar gibi tahmin edilemez ve rastlantısal olduğu ifade etmektedir.

Bu çalışma kapsamında Rassal Yürüyüş Teorisi’nin genel özellikleri, uygulamada karşılaşılan test yöntemleri üzerinde durulmuştur. Ayrıca Teori ile alakalı Etkin Piyasalar Hipotezi’ne, Adi Oyun Modeli’ne çalışma içerisinde yer verilmiş ve Teori’nin, menkul kıymet fiyatlarının tahmin edilmesinde yaygın olarak kullanılan Teknik Analiz ve Temel Analiz ile karşılaştırılmasına yer verilmiştir.

Rassal Yürüyüş Teorisi çalışma kapsamında Koşu Testi, Otokorelasyon Testi ve 4 farklı Birim Kök Testi ile İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’nda

sınanmıştır. Bu sınamada İMKB 100, İMKB Sinai, İMKB Hizmet ve İMKB Mali endeksleri kullanılmıştır. Uygulama sonucunda ilgili dönemde İMKB'nin “rassal yürüyüş gösterdiği” sonucuna ulaşılmıştır.

Anahatar Kelimeler: Rassal Yürüyüş, Koşu Testi, Otokorelasyon Testi, Birim Kök Testi, Durağanlık.

ABSTRACT
Master Thesis
Random Walk Theory and Testing on Istanbul Stock Exchange
Serkan KÖSE

Dokuz Eylül University
Institute of Social Sciences
Department of Business Management
Finance Program

Investors, that pursue to make more profit, have a common goal to predict future prices of securities accurately. In order to reach that goal, various methods and models are developed by academic studies. However, some of these studies obtained some results that security prices follow a random walk. These results brought in a theory to Finance which is called “Random Walk Theory”.

The Random Walk Theory, denotes that security future prices cannot be predicted by using past price movements. According to the Theory, price movements are unpredictable and random like a drunken man’s steps.

The general characteristics of the Random Walk Theory and testing methods of the Theory have been explicated within the context of this study. Moreover, the Efficient Markets Hypothesis and the Fair Game Model, which are concerned with the Theory, have been represented and the Theory has been compared with the Technical and the Fundamental Analysis which are most frequently used in predicting security prices.

The Random Walk Theory has been tested on Istanbul Stock Exchange by using Run Test, Autocorrelation Test and four different Unit Root Tests. ISE 100, ISE Industry, ISE Service and ISE Finance indexes have been used in

these tests. As a results of these tests, Istanbul Stock Exchange has showed “random walk” in the related period.

Key words: Random Walk, Run Test, Autocorrelation Test, Unit Root Test, Stationarity.

RASSAL YÜRÜYÜŞ TEORİSİ ve İSTANBUL MENKUL KIYMETLER BORSASI'NDA SINANMASI

YEMİN METNİ.....	ii
TUTANAK.....	iii
ÖZET.....	iv
ABSTRACT.....	vi
İÇİNDEKİLER.....	viii
KISALTMALAR.....	xi
TABLolar LİSTESİ.....	xii
ŞEKİLLER LİSTESİ.....	xiv
GİRİŞ.....	1

BİRİNCİ BÖLÜM RASSAL YÜRÜYÜŞ TEORİSİ

1.1. RASSAL YÜRÜYÜŞ TEORİSİ'NE GENEL BAKIŞ.....	5
1.2. RASSAL YÜRÜYÜŞ TEORİSİ'NİN TEST EDİLMESİ.....	11
1.2.1. KOŞU TESTİ.....	11
1.2.2. OTOKORELASYON TESTİ	12
1.2.3. MEKANİK ALIM SATIM KURALLARININ TEST EDİLMESİ	15
1.2.4. BİRİM KÖK TESTİ	17
1.3. RASSAL YÜRÜYÜŞ TEORİSİ'NE İLİŞKİN YAPILAN ÇALIŞMALAR.....	20

İKİNCİ BÖLÜM

RASSAL YÜRÜYÜŞ TEORİSİ İLE İLGİLİ DİĞER YAKLAŞIMLAR

2.1. ETKİN PİYASALAR HİPOTEZİ	26
2.1.1. ZAYIF FORMDA ETKİNLİK	30
2.1.2. YARI-KUVVETLİ FORMDA ETKİNLİK.....	31
2.1.3. KUVVETLİ FORMDA ETKİNLİK.....	36
2.2. ADİL OYUN MODELİ.....	39
2.3. RASSAL YÜRÜYÜŞ TEORİSİ VE TEKNİK ANALİZ	41
2.4. RASSAL YÜRÜYÜŞ TEORİSİ VE TEMEL ANALİZ.....	43

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

RASSAL YÜRÜYÜŞ TEORİSİ'NİN İSTANBUL MENKUL KIYMETLER BORSASI'NDA SINANMASI

3.1. ARAŞTIRMANIN AMACI.....	45
3.2. ARAŞTIRMADA KULLANILAN VERİ SETİ.....	46
3.3. KULLANILAN YÖNTEMLER	47
3.3.1. VERİ SETİ DAĞILIM ÖZELLİKLERİNİN İNCELENMESİ	47
3.3.2. KOŞU TESTİ.....	48
3.3.3. OTOKORELASYON TESTİ	50
3.3.4. BİRİM KÖK TESTLERİ	53
3.3.4.1. Genişletilmiş Dickey Fuller (GDF) Testi.....	53
3.3.4.2. DF^{GEKK} Testi.....	55
3.3.4.3. Phillips Perron (PP) Testi.....	55
3.3.4.4. KPSS Testi	57
3.4. ANALİZ VE BULGULAR.....	59
3.4.1. VERİ SETİ DAĞILIM ÖZELLİKLERİNİN İNCELENMESİ	59
3.4.2. KOŞU TESTİ ANALİZ VE BULGULARI.....	60
3.4.3. OTOKORELASYON TESTİ ANALİZ VE BULGULARI.....	62

3.4.4. BİRİM KÖK TESTLERİ ANALİZ VE BULGULARI	65
3.4.4.1. İMKB 100 Endeksi Üzerine Yapılan Birim Kök Testleri Sonuçları	65
3.4.4.2. İMKB Sınai Endeks Üzerine Yapılan Birim Kök Testleri Sonuçları ...	75
3.4.4.3. İMKB Hizmet Endeksi Üzerine Yapılan Birim Kök Testleri Sonuçları	85
3.4.4.4. İMKB Mali Endeks Üzerine Yapılan Birim Kök Testleri Sonuçları....	95
3.5. ARAŞTIRMA SONUÇLARININ DEĞERLENDİRİLMESİ.....	106
SONUÇ	107
KAYNAKLAR	109

KISALTMALAR

İMKB	İstanbul Menkul Kıymetler Borsası
ISE	Istanbul Stock Exchange
JB	Jarque-Bera
LB	Ljung-Box
GDF	Genişletilmiş Dickey Fuller
DF^{GEKK}	Dickey Fuller-Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Yönetimi
PP	Phillips Perron
KPSS	Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, Shin

TABLÖLAR LİSTESİ

Tablo 1: Fiyat Değişimleri Serileri.....	11
Tablo 2: Rassal Yürüyüş Teorisi'ne İlişkin Çalışmalar.....	25
Tablo 3: Etkinlik Formları ve İlgili Bilgi Setleri.....	27
Tablo 4. Yarı-kuvvetli Formda Etkinliğe İlişkin Çalışmalar.....	35
Tablo 5: Kuvvetli Formda Etkinliğe İlişkin Çalışmalar.....	39
Tablo 6: İMKB Endeks Serileri Dağılım İstatistikleri.....	59
Tablo 7: İMKB Endeks Getiri Serileri Dağılım İstatistikleri.....	60
Tablo 8: İMKB Endeksleri Fiili Değişimleri.....	61
Tablo 9: Koşu Testleri Sonucu Elde Edilen Bulgular.....	62
Tablo 10: İMKB Endeksleri Getiri Serisi Otokorelasyon Katsayıları.....	62
Tablo 11: İMKB Endeksleri Getiri Serisi LB istatistikleri.....	64
Tablo 12: İMKB 100 Endeks Serisi GDF Testi Sonuçları.....	67
Tablo 13: İMKB 100 Endeksi Getiri Serisi GDF Testi Sonuçları.....	68
Tablo 14: İMKB 100 Endeksi Serisi DF^{GEKK} Testi Sonuçları.....	69
Tablo 15: İMKB 100 Endeksi Getiri Serisi DF^{GEKK} Testi Sonuçları.....	70
Tablo 16: İMKB 100 Endeksi Serisi PP Testi Sonuçları.....	71
Tablo 17: İMKB 100 Endeksi Getiri Serisi PP Testi Sonuçları.....	72
Tablo 18: İMKB 100 Endeksi Serisi KPSS Testi Sonuçları.....	73
Tablo 19: İMKB 100 Endeksi Getiri Serisi KPSS Testi Sonuçları.....	74
Tablo 20: İMKB Sinai Endeks Serisi GDF Testi Sonuçları.....	77
Tablo 21: İMKB Sinai Endeks Getiri Serisi GDF Testi Sonuçları.....	78
Tablo 22: İMKB Sinai Endeks Serisi DF^{GEKK} Testi Sonuçları.....	79
Tablo 23: İMKB Sinai Endeks Getiri Serisi DF^{GEKK} Testi Sonuçları.....	80
Tablo 24: İMKB Sinai Endeks Serisi PP Testi Sonuçları.....	81
Tablo 25: İMKB Sinai Endeks Getiri Serisi PP Testi Sonuçları.....	82
Tablo 26: İMKB Sinai Endeks Serisi KPSS Testi Sonuçları.....	83
Tablo 27: İMKB Sinai Endeks Getiri Serisi KPSS Testi Sonuçları.....	84
Tablo 28: İMKB Hizmet Endeksi Serisi GDF Testi Sonuçları.....	87
Tablo 29: İMKB Hizmet Endeksi Getiri Serisi GDF Testi Sonuçları.....	88
Tablo 30: İMKB Hizmet Endeksi Serisi DF^{GEKK} Testi Sonuçları.....	89

Tablo 31: İMKB Hizmet Endeksi Getiri Serisi DF^{GEKK} Testi Sonuçları.....	90
Tablo 32: İMKB Hizmet Endeksi Serisi PP Testi Sonuçları.....	91
Tablo 33: İMKB Hizmet Endeksi Getiri Serisi PP Testi Sonuçları.....	92
Tablo 34: İMKB Hizmet Endeksi Serisi KPSS Testi Sonuçları.....	93
Tablo 35: İMKB Hizmet Endeksi Getiri Serisi KPSS Testi Sonuçları.....	94
Tablo 36: İMKB Mali Endeks Serisi GDF Testi Sonuçları.....	97
Tablo 37: İMKB Mali Endeks Getiri Serisi GDF Testi Sonuçları.....	98
Tablo 38: İMKB Mali Endeks Serisi DF^{GEKK} Testi Sonuçları.....	99
Tablo 39: İMKB Mali Endeks Getiri Serisi DF^{GEKK} Testi Sonuçları.....	100
Tablo 40: İMKB Mali Endeks Serisi PP Testi Sonuçları.....	101
Tablo 41: İMKB Mali Endeks Getiri Serisi PP Testi Sonuçları.....	102
Tablo 42: İMKB Mali Endeks Serisi KPSS Testi Sonuçları.....	103
Tablo 43: İMKB Mali Endeks Getiri Serisi KPSS Testi Sonuçları.....	104

ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil 1: Farklı Korelasyonların Grafikselsel Gösterimi.....	14
Şekil 2: Yeni Bilgi Karşısında Oluşabilecek Üç Farklı Tepki.....	34
Şekil 3: İMKB 100 Endeksi Haftalık Serisi.....	65
Şekil 4: İMKB 100 Endeksi Haftalık Getiri Serisi.....	66
Şekil 5: İMKB Sınai Endeks Haftalık Serisi.....	76
Şekil 6: İMKB Sınai Endeks Haftalık Getiri Serisi.....	76
Şekil 7: İMKB Hizmet Endeksi Haftalık Serisi.....	86
Şekil 8: İMKB Hizmet Endeksi Haftalık Getiri Serisi.....	86
Şekil 9: İMKB Mali Endeks Haftalık Serisi.....	96
Şekil 10: İMKB Mali Endeks Haftalık Getiri Serisi.....	96

GİRİŞ

Finans piyasaları, kaynağın etkin kullanımını sağlamak amacı ile fon arzı olanlar ile fon talebi olanları bir araya getiren piyasalardır. Bu piyasalar gerek kısa dönemli (para piyasaları) gerekse uzun dönemli (fon piyasaları) fon ihtiyaçlarına cevap verebilecek kadar çeşitlidir. Finans piyasalarında menkul kıymetlerin el değiştirmesi ile fon transferi sağlanmış olmaktadır. Bu nedenle menkul kıymetlerin gelecek değerlerini doğru tahmin etmek kar amacı güden yatırımcıların ortak hedefidir. Bu hedef doğrultusunda birçok fiyatlama modeli ve analiz tekniği geliştirilmiş, zaman içerisinde finans piyasaları karmaşıktıkça her model ve teknik yerini daha gelişmiş versiyonlarına bırakmıştır. Piyasaların gelişimine ve özelliklerine bağlı olarak bu fiyatlama modelleri ve analiz teknikleri tahminlerinin doğruluğu açısından çeşitlilik göstermiştir.

Söz konusu model ve tekniklerin oluşturulması için yapılan teorik çalışmaların bazılarında menkul kıymet fiyatlarının tahmin edilemeyeceği, fiyatların rassal olarak oluştuğu yönünde sonuçlar elde edilmiştir.

Menkul kıymet fiyatları için “Rassal” kelimesi ilk kez 1900 yılında kullanılmıştır. 1900’de yayınlamış olduğu “Theory de la Speculation” adlı tezinde Fransız matematikçi Louis Bachelier menkul kıymet fiyatlarındaki günlük dalgalanmaların rassal olarak meydana geldiğini ifade etmiştir (Francis, 1993, 401). Ancak o dönemde Bachelier’in çalışmalarının yatırım anlayışı üzerine çok etkisi olmamıştır.

1953’te Maurice Kendall birçok ekonomik zaman serisini analiz ederken, 1, 2, 4, 8 ve 16 haftalık fiyat değişimleri üzerine çalışmalar yapmış ve hisse senetleri fiyatlarındaki değişimlerin rassal olarak gerçekleştiğini ortaya koymuştur. Kendall ayrıca geçmiş fiyatların gelecek fiyatlarının tahmininde güvenilir sonuçlar vermediğini ifade etmiştir. Kendall’ın bu bulguları başlarda diğer araştırmacılar tarafından piyasanın rasyonel olmaması olarak değerlendirilmişken, sonradan iyi

işleyen piyasada hisse senetlerinin fiyatlarının ilgili tüm bilgileri içerecek şekilde rasyonel olarak oluştuğu şeklinde değerlendirilmiştir (Hearth ve Zaima, 1995, 188). Kendall'ın araştırma sonuçları Finans Bilimi'nde çok ilgi görmemiştir.

1965 yılında Paul Samuelson tarafından konu üzerine yeni bir çalışma yapılmış ve Bachelier'in 1900'de ortaya koyduğu düşünceleri bu çalışmanın sonrasında **Rassal Yürüyüş Teorisi** olarak Finans Bilimi'nde ve uygulamada tam olarak yerini almıştır. Bu gelişmenin ardından konu üzerine hız kazanan çalışmaların sonucunda 1970 yılında Fama, Rassal Yürüyüş Teorisi'ni geliştirerek Etkin Piyasalar Hipotezi'ni ortaya koymuştur.

Rassal Yürüyüş Teorisi, menkul kıymetlerin gelecek fiyatlarının geçmiş fiyatlar kullanılarak tahmin edilemeyeceğini, geçmiş verilerin menkul kıymetin o anki fiyatına yansımış olduğunu ifade etmektedir. Teori, sarhoş bir adamın atacağı her yeni adımın önceki adımlarına bakılarak tahmin edilemeyeceği veya havaya atılan hilesiz bir madeni paranın yazı gelmesinin bir sonraki atışta da yazı geleceği anlamına gelmeyeceği gibi menkul kıymet fiyatlarının geçmiş fiyat hareketlerine dayanılarak tahmin edilemeyeceğini, sarhoş adamın atacağı adımların aynı yöne doğru olmasının veya madeni paranın ardarda yazı gelmesinin veya menkul kıymetin fiyatının ardarda yükselmesinin ya da alçalmasının sadece tesadüf olabileceğini ifade etmektedir.

Rassal Yürüyüş Teorisi'nin gelişmiş hali olan Etkin Piyasalar Hipotezi mevcut bilginin menkul kıymet fiyatlarına tam olarak yansıdığı piyasaları “etkin” olarak tanımlar. Etkin Piyasalar Hipotezi'nde piyasa etkinliği 3'e ayrılmıştır: Zayıf formda etkinlik, yarı-kuvvetli formda etkinlik ve kuvvetli formda etkinlik. Bu ayırmada esas olan menkul kıymet fiyatlarının yansıttığı bilgi setleri olmaktadır.

Geçmiş fiyat bilgilerinin menkul kıymet fiyatlarına tam olarak yansıdığı bir piyasa “Zayıf Formda Etkin” olarak nitelendirilmektedir. Geçmiş fiyat bilgilerine firma ile ilgili kamuya açıklanan tüm bilgilerin eklenmesi ile oluşan bilgi setinin menkul kıymet fiyatlarına tam olarak yansıdığı bir piyasa ise “Yarı-Kuvvetli Formda

Etkin” olarak nitelendirilir. Eđer tđm bu bilgilere, kamuya aıklanmayan gizli bilgilerin eklenmesi ile oluřan bilgi seti menkul kıymet fiyatlarına tam olarak yansıyor ise o piyasanın “Kuvvetli Formda Etkin” olduđu ifade edilir. Bilgi setinin bđyđklđđđ arttıka formun kuvveti de artmaktadır.

Rassal Yđrđyđř Teorisi ve Etkin Piyasalar Hipotezi ile ilgili yapılan  zet aıklamalar, Etkin Piyasalar Hipotezi geliřtirilirken Rassal Yđrđyđř Teorisi’nin Hipotez’de Zayıf Form olarak yer aldđđını g stermektedir. Literat rde yapılan alıřmalarda iki konunun beraber anılması da bu durumun bir g stergesidir.

Bu alıřmanın iki amacı bulunmaktadır. Birincil ama Rassal Yđrđyđř Teorisi’nin İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’nda sınanmasıdır. İkincil ama ise bu sınamada geleneksel y ntemler ve daha geliřmiř ekonometrik y ntemler ile elde edilen sonuların karřılařtırılarak geleneksel y ntemlerin halihazırda geerliliđinin olup olmadđđının  l lmesidir.

alıřmanın birinci b l m nde Rassal Yđrđyđř Teorisi hakkında ayrıntılı bilgilere, Teori’nin test edilmesine iliřkin y ntemlere ve Teori ile ilgili yapılan alıřmalara yer verilmiřtir.

İkinci b l mde Rassal Yđrđyđř Teorisi ile ilgili olan Etkin Piyasalar Hipotezi ve Adil Oyun Modeli’ne yer verilmiř, ayrıca Teori’nin Temel Analiz ve Teknik Analiz ile karřılařtırılması yapılmıřtır. Etkin Piyasalar Hipotezi’ne yer verilirken Hipotez’in formları da aıklanmaya alıřılmıřtır.

alıřmanın   nc  b l m nde Rassal Yđrđyđř Teorisi’nin İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’nda sınanmasına yer verilmiřtir. Bu sınama İMKB 100, Sinai, Hizmet ve Mali endekslerin 2006-2007 haftalık kapanıř deđerleri  zerine yapılmıřtır. Sınamada  ncelikle her endeksin istatistiksel dađılım  zelliklerine yer verilmektedir. Ardından endeks serilerine Kořu Testi, Otokorelasyon Testi gibi geleneksel y ntemler uygulanmıřtır. Son olarak endeks serileri  zerine geliřmiř bir y ntem olan

Birim K k Testi uygulanarak, serideki t anındaki fiyatın $t+1$ anındaki fiyatı etkileyebilme g c  tespit edilmiř, test sonu ları etkinlikle iliřkilendirilmiřtir.

 alıřmanın sonu  b l m nde ise uygulanan testler ile elde edilen bulgular toparlanmıř ve bulgular ıřıęından İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nın etkinlięi konusuna deęinilmiřtir. Ayrıca farklı testler ile elde edilen bulgular karřılařtırmalı analiz edilmiř ve yapılan testlerin uygulanabilirlięi konusunda bilgilere yer verilmiřtir.

BİRİNCİ BÖLÜM

RASSAL YÜRÜYÜŞ TEORİSİ

1.1. RASSAL YÜRÜYÜŞ TEORİSİ'NE GENEL BAKIŞ

Finans piyasalarında işlem yapan ve kar amacı güden tüm yatırımcılar için menkul kıymet fiyatlarının doğru öngörülenmesi büyük önem arz etmektedir. Çünkü doğru öngörümleme yapılması halinde yatırımcı bu öngörüler doğrultusunda alacağı yatırım kararları ile karını çok yüksek seviyelere çekebilecektir. Bu nedenle yatırım dünyasında Teknik analiz başta olmak üzere birçok analiz yöntemi ile doğru fiyat öngörülerini yapmaya çalışılmaktadır. Bu analiz yöntemleri geçmiş verileri kullanarak geleceğe ilişkin doğru tahminler yapmayı amaçlarlar. Bu nedenle söz konusu analiz yöntemleri ile elde edilen öngörülerin doğru olmasını sağlayacak en temel faktör menkul kıymet fiyatlarının bir trend izlemesidir, bir diğer ifade ile fiyatlar arasında bağımlılık olmasıdır.

Yukarıda bahsedilen nedenlerden ötürü finans piyasalarında menkul kıymet fiyatlarına ilişkin cevabı aranılan 4 temel soru bulunmaktadır (Renwick, 1971; 303):

1. Menkul kıymet piyasasındaki fiyat yolları tahmin edilebilir mi?
2. Sistemik trendler gerçekten var mı, yoksa fiyatlar rassal yürüyüş mü gösterir?
3. Gelecekteki fiyat değişimleri, geçmiş fiyat hareketleri ile açıklanabilir mi?
4. Fiyatlarda gözlenen yükseliş ve düşüşler rassal olmayan bir trend mi izler, yoksa bu yükseliş ve düşüşler rassal olarak mı ortaya çıkmaktadır?

Bu soruların cevaplarına ilişkin yapılan teorik ve ampirik çalışmaların sonuçları çeşitlilik göstermekle birlikte elde edilen sonuçlar incelendiğinde, menkul kıymet fiyatlarındaki değişimlerin rassal olarak ortaya çıktığını işaret eden çalışma

sayısı göz ardı edilemeyecek kadar çoktur. Çalışmalara ilişkin ayrıntılı açıklamalara Bölüm 1.3.'te yer verilmiştir.

Rassal Yürüyüş Teorisi, menkul kıymet fiyatlarının geçmişteki fiyatları tamamen yansıttığını, menkul kıymet fiyatlarının ekonomi, sektör ve firmalar ile ilgili yeni bilgiler ortaya çıktıkça değişim göstereceği, bilginin rastlantısal olarak ortaya çıkmasından dolayı menkul kıymet fiyatlarının da rassal olarak hareket edeceğini savunmaktadır. Bilginin tahmin edilebilir olması ya da konu ile ilgili beklentilerin mevcut olması, bu tahmin ve beklentiler ortaya çıktıkları anda menkul kıymet fiyatlarına yansıtacağı için fiyatların rastlantısallığını etkilemeyecektir. Teori'ye göre yeni ve tahmin edilemez bir bilgi ulaşılabilir olduğu anda, menkul kıymet fiyatları hızla bu yeni bilgiye cevap verecektir (Irwin, 1967; 533).

Menkul kıymet fiyatlarının rastlantısallığında rekabetçi piyasa koşulları da göz ardı edilmemelidir. Gelen bilginin tesadüfi, birbirinden bağımsız tarzda olmasının yanı sıra çok sayıda rekabete girmiş yatırımcının fiyatları yeni bilgileri yansıtacak şekilde ayarlamasının da fiyat değişikliklerinin bağımsız ve rassal olmasında etkisi olacağı tabidir (Hayırsever Baştürk, 2004; 11).

Teori, fiyatın rassal olarak değişeceğini ifade ederken her menkul kıymetin aynı getiriye sağlayacağını ve bu nedenle menkul kıymet seçiminin de rasgele yapılabileceğini savunmaz. Yatırımcıların menkul kıymet seçimlerini yaparken kısa dönemdeki gelişmeleri tahmin etmek yerine menkul kıymetleri uzun dönemde ekonomik, sektörel ve firma analizleri yaparak seçmeleri uygun olacaktır.

Rassal Yürüyüş Teorisi 3 ayrı hipotez içermektedir (Renwick, 1971; 307):

1. Herhangi bir fiyat kümesi bir olasılık dağılımı gösterir. Teori tarafından belirli bir dağılım ifade edilmemiştir. Bu nedenle bazı araştırmalar da fiyat değişimlerinin dağılım özellikleri üzerine yapılmıştır. Ancak normal dağılım gösteren bir fiyat serisinin, rassal yürüyüş göstermeye yakın olması sebebi ile yapılan

çalıřmalarda genelde fiyat deęiřimlerinin normal daęılım gsterdięi varsayılmaktadır.

2. Fiyat deęiřimlerinden oluřan bir zaman serisinin ortalama ve varyansı zaman ierisinde deęiřim gstermeyecektir.

Rassal yryř gsteren bir fiyat serisi en yalın hali ile ařaęıdaki eřitlikteki gibi ifade edilebilir:

$$P_t = P_{t-1} + u_t$$

P_t :t anındaki fiyat

P_{t-1} :t-1 anındaki fiyat

u_t :hata terimi

u_t hata terimi stokastik bir deęiřkendir. Hangi deęeri veya sonucu alacaęı nceden bilinmeyen, deęeri řansa baęlı olarak tesadfi bir řekilde meydana gelen deęiřkene stokastik deęiřken denir (Akkaya ve Pazarlıoęlu, 2000; 144). Rassal yryř gsteren bir serinin hata teriminin beklenen deęerinin 0 ve varyansının σ^2 olması ve otokorelasyona sahip olmaması gerekir (Gujarati, 2004; 450). Bu zelliklere sahip hata terimine mhendislik terminolojisinde beyaz grlt denmektedir.

P_1 anından itibaren bu eřitlięi tekrar ifade edersek (Gujarati, 2004; 799),

$$P_1 = P_0 + u_1$$

$$P_2 = P_1 + u_2$$

$$P_3 = P_2 + u_3$$

$$P_t = P_0 + u_1 + u_1 + u_1 + ...u_t = P_0 + \sum_{i=1}^t u_i$$

$$P_t - P_0 = \sum_{i=1}^t u_i$$

t anındaki fiyatın P_0 ve hata terimleri toplamına eşit olacağını gösterilebilir. P_0 terimini eşitliğin diğer tarafına alındığında ise başlangıç anından t anına kadarki fiyat değişimlerinin $(P_t - P_0)$ u_t hata terimleri toplamından ibaret olduğu görülmektedir. O halde u_t hata terimleri beklenen değerinin 0 varyansının ise σ^2 olduğunu varsaydığımızda, rassal yürüyüş gösteren bir fiyat serisinin farkından oluşan fiyat değişimleri serisinin beklenen değeri 0 olacak, varyansı ise σ^2 olacaktır.

3. Ardıl değişimler birbirinden bağımsızdır. Bir başka ifade ile değişimler arasında korelasyon bulunmamaktadır.

A menkul kıymetinin t+1 anındaki fiyatı ile t anındaki fiyatı arasındaki fark Y_{t+1} olsun. Bu hmenkul kıymetin ardıl fiyat değişimleri rassal yürüyüş gösteriyor ise Y_{t+1} 'in geçmiş fiyat değişimleri bilinmeden herhangi bir X değeri alma olasılığı ile geçmiş fiyat hareketleri bilinirken herhangi bir X değeri alma olasılığı arasında fark bulunmamaktadır:

$$\text{pr}(Y_{t+1} = X | Y_t, Y_{t-1}, \dots, Y_{t-n}) = \text{pr}(Y_{t+1} = X)$$

Bu denklemde $(\dots | Y_t, Y_{t-1}, \dots, Y_{t-n})$ bölümü bilgi setini göstermektedir ve bir önceki paragrafta belirtilen geçmiş fiyat hareketlerinin bilinmesi durumunu ifade etmektedir.

Az önceki bölümde değinildiği üzere Rassal Yürüyüş Teorisi en yalın haliyle,

$$P_t = P_{t-1} + u_t$$

şeklinde ifade edilir. Bu ifadeye göre menkul kıymet fiyatlarındaki değişim rassal değişken olan hata terimine bağlıdır. Rassal Yürüyüş Teorisi'nin 2 farklı biçimi daha vardır (Gujarati, 2004; 800):

$$P_t = \beta_1 + P_{t-1} + u_t$$

Sürüklenme olarak ifade edilen β_1 bir zaman serisinin rassal yürüyüş gösterse de pozitif ya da negatif yönlü sürüklenmeye sahip olabileceğini ifade etmektedir. Sürüklenmeli bir seride hata teriminin varlığı serinin rassal yürüyüş göstermesini sağlayacaktır.

$$P_t = \beta_1 + \beta_2 t + P_{t-1} + u_t$$

Bu denklemde sürüklenme ve trend içeren bir rassal yürüyüş serisi ifade edilmektedir. β_1 ve β_2 'nin bilinmesi halinde her ne kadar hata terimi içerse de bu seri hakkında güçlü tahminler yapmak mümkün olacaktır. Konuya ilişkin daha ayrıntılı bilgilere birim kök testine ilişkin bölümde yer verilecektir.

Rassal Yürüyüş Teorisi üzerine yapılan testlerde döviz kurları, tahvil ve bonolar da kullanılmakla beraber en çok hisse senetleri değerlendirilmektedir. Bu durumun üç ana sebebi bulunmaktadır (Coates, 1978;131):

- Finansal piyasalarda fonların büyük ölçüde hisse senedi piyasalarında kullanılması.
- Hisse senedi fiyatlarında dalgalanmaların sıklıkla görülmesi.
- Hisse senetleri fiyatlarının kolay ulaşılabilir olması.

Giriş bölümünde ifade edildiği üzere, 1900 yılında Bachelier tarafından ilk kez ifade edilen fiyatların rassal değişimi kavramı 1965 yılında Samuelson'un çalışmaları ile Finans Bilimi'nde Rassal Yürüyüş Teorisi adıyla yerini almıştır. 1960'lardan itibaren Teori üzerine yapılan çalışmalar artmaya başlamıştır. Bu çalışmaların çoğunluğunda Teori'yi destekler sonuçlar elde edilmiştir. Bazı

çalıřmalarda ise düşük korelasyon deęerleri, bazılarında ise fiyat hareketlerinin daęılımının normal daęılımdan farklı olması gibi Teori ile çeliřen sonuçlar elde edilmiř olmasına karřın bu sapmalar normal üstü getiri elde edilmesine sebep olacak anlamlılıkta olmadıklarından örneklemelerin rassal yürüyüş gösterdięi sonucuna ulařılmıřtır (Curley ve Bear, 1979; 403). Ancak özellikle ekonometrik yöntemlerin kullanımının artmasıyla beraber, son yıllarda Teori'nin tersine sonuçlar veren çalıřmalar artmıřtır.

1970'lerde ilk kez ifade edilen Etkin Piyasalar Hipotezi'nin Teori'nin geliřtirilmesinin bir sonucu olduęu giriř bölümünde ifade edilmiřti. Hipotez'in özellikle Zayıf Formu'nun Teori ile benzerlikleri göze çarpmaktadır. Zayıf formda etkinlik gemiř fiyat bilgilerinin menkul kıymet fiyatlarına tam olarak yansıdıęı bir piyasada geçerli olacaktır. Bir dięer ifade ile gemiř fiyat hareketlerin analiz edilerek normalüstü kar elde etmek zayıf formda etkin bir piyasada bu bilgiler menkul kıymet fiyatlarına tam olarak yansımıř olduęu için mümkün olmayacaktır. Rassal Yürüyüş Teorisi de gemiř fiyat verilerinin kullanılarak gelecek dönem fiyatlarının doęru tahmininin mümkün olmadığını ifade etmektedir. Sonuç olarak menkul kıymetlerin rassal yürüyüş gösterdięi bir piyasanın zayıf formda etkin olduęu ifade edilebilir (Karařın, 1987; 96). Ayrıca her etkinlik formunun bilgi setinin, bir önceki formun bilgi setini kapsadıęı göz önüne alındığında, yarı-kuvvetli ya da kuvvetli formda etkin bir piyasada menkul kıymet fiyatlarının rassal yürüyüş göstereceęi de açıktır.

Zayıf formda etkinlik ile Rassal Yürüyüş Teorisi'nin sınanmasına iliřkin yöntemler de aynıdır. Konu üzerine yapılan çalıřmalarda bu benzerlikler sebebi ile zayıf formda etkinlik ve rassal yürüyüş beraber deęerlendirilmiřtir.

1.2. RASSAL YÜRÜYÜŞ TEORİSİ’NİN TEST EDİLMESİ

1.2.1. Koşu Testi

Otokorelasyon yöntemi ile yapılan çalışmalarda birkaç uç değerin korelasyon katsayısını büyük ölçüde değiştirmesi olasılığı vardır (Karaşin, 1987; 97). Bunun yanı sıra korelasyon testlerinde fark edilemeyen ve artı getiri sağlanabilecek koşuların varlığının olması Rassal Yürüyüş Teorisi’nin söz konusu piyasada geçerli olmadığının göstergesi olacaktır. Bu nedenle bazı araştırmalarda bu sorunları ortadan kaldıran koşu testleri kullanılmıştır. Koşu analizinin temelinde bir fiyat değişimleri serisinde ardıl fiyat değişimlerinin aynı yönde hareket ederek oluşturdukları koşu sayıları gözlenir ve gözlenen koşu sayısı, sürecin tamamen rassal olması durumunda gözlenebilecek koşu sayısı ile karşılaştırılır (Renwick, 1971; 312). Sonuç olarak gözlenen koşu sayısı hesaplanan koşu sayısına yakın olursa fiyat değişimlerinin rassal yürüyüş gösterdiği sonucuna ulaşılır.

Koşu testinde koşular, değişim artış yönünde ise pozitif koşu, azalış yönünde ise negatif koşu ve değişimin olmaması durumunda ise sıfır koşu olarak adlandırılır.

Eğer bir menkul kıymet fiyat değişimleri serisi, rassal sayılar serisinde beklenene göre daha fazla ya da daha az koşu içeriyorsa bu durum fiyat hareketlerinin rassal olmadığının delili sayılabilir. Tersine, menkul kıymetin fiyat değişimleri serisi, rassal sayılar serisindeki ile aynı nicelikte koşuya sahip ise fiyat hareketleri rassal demektir (Özçam, 1996; 118).

Tablo 1: Fiyat Değişimleri Serileri

Menkul Kıymet	Seri	Koşu Sayısı
A	+ + + + + - - - - -	2
B	+ - + - + - + - + -	10
C	- - + - + + + - - +	6

Tabloda belirtilen 3 menkul kıymetin 10 günlük fiyat değişimlerine ilişkin seriler gösterilmektedir. A menkul kıymeti 2 koşuya sahip olup yüksek olasılıkla serinin devamında aynı yönlü hareket gösterecektir. A menkul kıymetinin fiyatları arasında aynı yönlü korelasyon söz konusudur. B menkul kıymeti 10 adet koşu göstermiş olup her fiyat değişiminin ardından ters yönlü hareket bulunmaktadır. B menkul kıymetinin fiyatları arasında ters yönlü korelasyon söz konusudur. C menkul kıymeti ise 6 adet koşuya sahiptir. C menkul kıymetinin fiyat serisi tahmin edilemez bir seridir. Rassal Yürüyüş Teorisi'ne en fazla yakınsayan menkul kıymet C'dir.

1.2.2. Otokorelasyon Testi

Teknik analizcilerin en temel dayanağı menkul kıymet fiyatlarının momentum sahibi olduğu, diğer bir ifade ile menkul kıymetin fiyatının bir trend izlediğidir. Yapılan birçok çalışmada uzun vadede bu tip trendlerin olabileceği ancak kısa vadelerde böyle bir trendin varlığından söz edilemeyeceği ortaya konmuştur.

Menkul kıymet fiyatlarında bir trendin var olup olmadığının araştırılmasında kullanılan en temel yöntem bir getiri serisindeki t anındaki getirinin $t-k$ gecikmeli getiri ile arasındaki bağımlılığın ölçülmesini ifade eden otokorelasyon testi olmaktadır. Otokorelasyon katsayısı, bir değişkenin t anındaki değeri ile $t-k$ anındaki değeri arasındaki ilişkinin derecesini ölçer. Otokorelasyon katsayısı her zaman $+1$ ile -1 arasında bir değer alır. Otokorelasyon katsayısının $+1$ olması, bir menkul kıymetin t ve $t-k$ anındaki getirileri arasında tam ve pozitif bir ilişki bulunduğunu göstermektedir. Katsayının -1 olması, bir menkul kıymetin t ve $t-k$ anındaki getirileri arasında tam ve negatif bir ilişki bulunduğunu gösterir. Katsayının sıfır olması ise bir menkul kıymetin getirileri arasında herhangi bir ilişkinin bulunmadığını gösterir. Otokorelasyon katsayısının sıfırdan büyük, ancak 1 'den küçük olması menkul kıymetin t anındaki getirisi artış yönündeyse, $t-k$ anındaki getirinin de muhtemelen artış yönünde olacağını gösterir. Bu olasılığın derecesi katsayı $+1$ 'e yaklaştıkça artar. Katsayının sıfırdan küçük, ancak -1 'den büyük olması, menkul kıymetin t anındaki getirisi artış yönündeyse, $t-k$ anındaki getirinin de muhtemelen azalış yönünde olacağını gösterir. Bu ters ilişkinin derecesi de katsayı -1 'e yaklaştıkça artar.

Bölüm 1.1.'de rassal yürüyüş gösteren bir seri en yalın haliyle aşağıdaki şekilde tanımlanmıştı:

$$P_t = P_{t-1} + u_t$$

P_{t-1} teriminin katsayısının 1'e eşit olduğu bu durumda fiyat değişimleri aritmetik ortalaması 0, standart sapması σ olan ve otokorelasyonun söz konusu olmadığı u_t hata terimine eşit olacaktır.

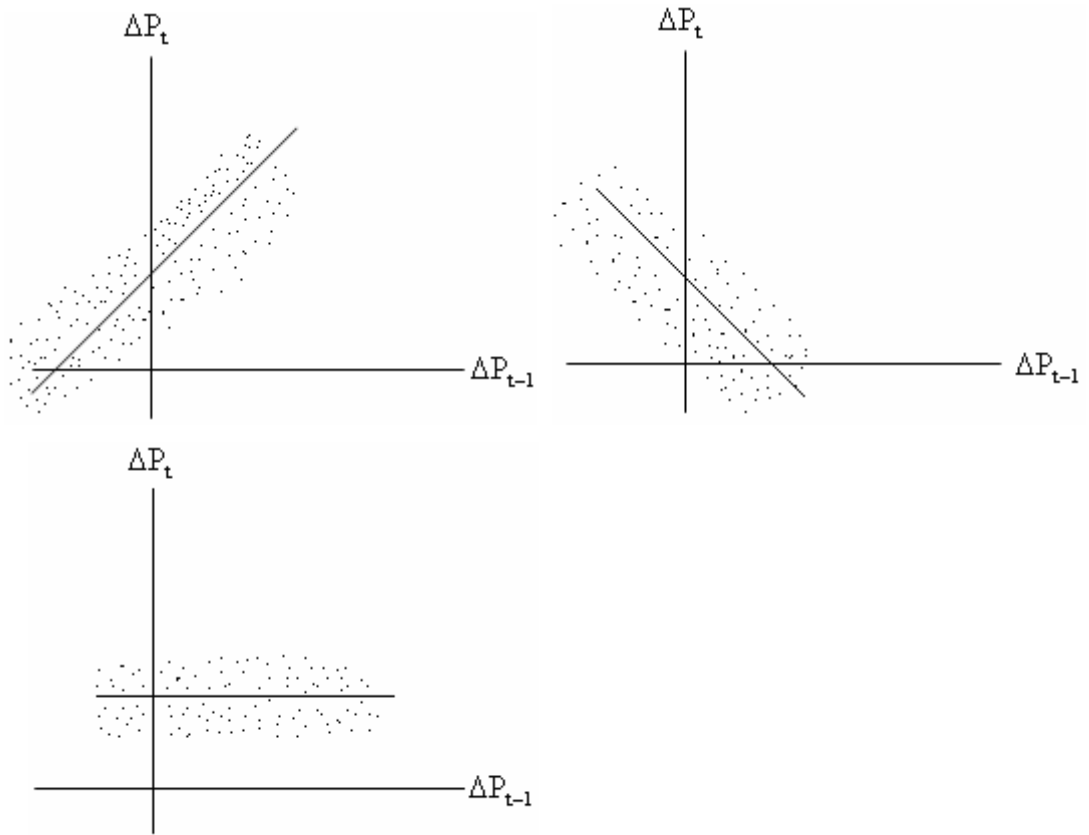
Eğer süreç rassal yürüyüş göstermiyorsa bu durumda P_{t-1} teriminin katsayısı 1'den farklı bir değer alacaktır ve denklem

$$P_t - P_{t-1} = \Delta P_t = (\delta - 1)P_{t-k} + u_t$$

şeklinde olacaktır. Bu durumda fiyat değişimleri sadece u_t hata teriminden ibaret olmayacağı için bir bağımlılık meydana gelecektir.

δ 1'den büyük olursa fiyat değişimleri arasında aynı yönlü korelasyon söz konusu olacaktır. δ 1'den küçük olursa fiyatlar arasında ters yönlü korelasyon söz konusu olacaktır. Her iki durumda da ΔP_t fiyat değişimleri serisinde korelasyon olması fiyat serisinin rassal oluşmayacağı, geçmiş fiyat verileri ile gelecek fiyatlara dair doğru tahminler yapılabileceğini gösterir.

Şekil 1: Farklı Korelasyonların Grafikselleştirilmesi



İlk grafik δ katsayısının 1'den büyük olduğu diğer bir ifade ile menkul kıymet getirileri arası otokorelasyon katsayısının 0'dan büyük olduğu durumu göstermektedir. Bu durumda menkul kıymetin t anındaki getirisi t-1 anındaki getirisi ile aynı yönlü olacaktır. İkinci grafik δ katsayısının 1'den küçük olduğu durumu göstermektedir. Bu durumda menkul kıymetin t anındaki getiri t-1 anındaki getiri ile ters yönlü olacaktır. Son grafik ise δ katsayısının 1 olduğu diğer bir ifade ile menkul kıymet getirileri arası otokorelasyon katsayısının 0 olduğu durumu göstermektedir. Bu durumda menkul kıymet fiyatları rassal yürüyüş göstermektedir.

Yapılan günlük ya da haftalık otokorelasyon testlerinde elde edilen sonuçlar fiyat değişimleri arasındaki korelasyon katsayısının 0 olmadığını ancak genel olarak 0'a çok yakın seyrettiğini ortaya koymaktadır. Bir diğer ifade ile fiyat değişimleri

arasında istatistiksel olarak anlamlı herhangi bir ilişki olmadığı, menkul kıymet varlıklarının rassal yürüyüş gösterdiği sonucuna ulaşılmaktadır.

Otokorelasyon testlerinin ilk uygulamalarından olan ve en çok bilinen çalışma Eugene Fama tarafından Dow Jones Sanayi endeksinde bulunan 30 şirketin hisse senetleri üzerine yapılan çalışmadır. Fama 1-10 gün arası gecikmelerde, otokorelasyon analizleri ile hisse senedi fiyatları arasında istatistiksel olarak anlamlı korelasyon katsayıları olup olmadığını test etmiştir. 30 farklı hisse senedinde 10 farklı gecikme için yapılan testlerde birkaç korelasyon katsayısı elde edilebilmiştir. Bu durum da fiyat değişimlerinin çok düşük bir yüzdesinin geçmiş fiyat değişimleri ile açıklanabileceği anlamına gelmektedir (Jones, 1991; 471).

1.2.3. Mekanik Alım Satım Kurallarının Test Edilmesi

Akademik çalışmalar ile ortaya konan ve finansal piyasalarda uygulamaya geçirilen mekanik alım-satım kuralları bulunmaktadır. Bu kurallar ile yatırımcılar geçmiş fiyat hareketlerini analiz ederek normalüstü getiriler elde etmeye çalışırlar. Söz konusu mekanik alım-satım kurallarının kullanılması ile oluşturulan yatırım kararları ile elde edilen getirinin, basit satın al elde tut stratejisi ile elde edilen getiriden yüksek olmaması Rassal Yürüyüş Teorisi'nin geçerliliğinin en temel kanıtı olacaktır (Fama, 1965;4). Bu sebeple Teori'nin testlerinin biri de söz konusu mekanik alım-satım kuralları ile oluşturulan bir portföy ile basit satın al-elde tut stratejisi ile yönetilen bir portföyün performanslarının karşılaştırılmasıdır. Literatürde en çok test edilen kurallar filtre kuralı ve hareketli ortalamalardır.

Filtre kuralı A menkul kıymetinin fiyatı %X yükseldiği anda bu menkul kıymette uzun pozisyon almak, %X düştüğünde ise kısa pozisyon almak olarak tanımlanabilir. Bu kuralda yatırımcı risklilik düzeyine göre belirleyeceği X değerine göre pozisyon alarak daha fazla kar elde etme amacına ulaşabilecektir. Filtre kuralı testleri küçük korelasyonlardan kar elde edilip edilemeyeceğini test etmektedir. Filtre kuralı testleri tamamen geçmiş fiyat hareketlerini kullanarak oluşturulduğu için Teori'nin testinde kullanılmaktadır. Zayıf etkin bir piyasada, dolayısı ile menkul

kıymetlerin rassal yürüyüş gösterdiği bir piyasada %X filtre kuralı uygulanan portföy ile satın al-elde tut stratejisi uygulanan portföyün performansları arasında bir fark olamayacaktır.

Filtre kuralına yüksek değerler verilmesinin daha az alım-satıma sebebiyet vererek işlem maliyetlerini düşüreceği, diğer taraftan elde edilebilecek potansiyel karı da düşüreceği kuşkusuzdur (Fischer ve Jordan, 1987; 550). Diğer taraftan filtre kuralına düşük değerler verilmesi de işlem sayısını artıracığından işlem maliyetlerinin yükselmesine, anlamlı karların elde edilmesi mümkün olmayan geçici hareketler üzerine de alım-satım yapılmasına sebep olacaktır.

Yapılan çalışmaların bir kısmında filtre kuralı uygulamaları ile basit satın al-elde tut stratejisine göre daha az getiri elde edilmiş, bir kısmın da ise daha fazla getiri elde edilmiştir. Ancak alım satım komisyonları düşüldüğünde filtre kuralı uygulamalarından elde edilen ek getirilerin önemsenmeyecek seviyelere düştüğü görülmüştür (Francis, 1993;307).

Test edilen bir diğer kural hareketli ortalamalardır. Ortalama, seçilen zaman aralığındaki değerlerin toplanarak değer sayısına bölünmesi ile elde edilen bir göstergedir. Hareketli ortalamalarda ise her işlem gününden sonra, ilk günkü (başlangıç) değer atılarak son işlem günündeki değer eklenir ve seçilen gün sayısına bölünür. Bu değerler birleştirilerek analizi yapılan menkul kıymetin, seçilen gün sayısı için hareketli ortalama eğrisi elde edilir ve bu eğriye göre alım ya da satım kararı verilebilir.

Hareketli ortalamalar kuralının testinde filtre kuralının testine benzer yöntemler uygulanmıştır. Menkul kıymetin değeri hareketli ortalamasının %X altında olduğunda uzun pozisyon alınarak ve %X üstünde olduğunda ise kısa pozisyon alınarak elde edilen getiri ile basit satın al-elde tut kuralı ile elde edilen getirinin karşılaştırılması şeklinde yapılan testlerin sonucunda genel olarak işlem maliyetleri düşüldüğünde anlamlı farklar elde edilemediği görülmüştür.

Mekanik alım-satım kurallarının test edilmesine ilişkin en önemli iki engel bazı kuralların çok fazla miktarda verinin analiz edilmesini gerektirmesi ve sayısız mekanik alım-satım kuralının olmasından dolayı hepsinin test edilmesinin imkansız oluşudur (Reilly, 1994; 200). Bu testler ile ilgili yapılabilecek tek eleştiri sınanan kuralların günümüzde tüm yatırımcılar tarafından kullanılmaları sebebi ile halihazırda ek getiri sağlama kabiliyetlerini kaybetmiş olmalarıdır.

1.2.4. Birim Kök Testi

Zaman serisinin rassal olarak meydana geldiği düşüncesi Rassal Yürüyüş Teorisi'nin temelini oluşturmaktadır. Rassal bir zaman serisinin bir özelliği de durağan olmamasıdır.

Ortalaması ve varyansı zaman içerisinde değişmeyen ve iki dönem arasındaki kovaryansın, kovaryansın hesaplandığı döneme değil de iki dönem arasındaki uzaklığa bağlı olduğu stokastik bir süreç durağandır (Gujarati, 2004; 797).

Durağanlık sınamasında son yıllarda kullanılan en yaygın yöntem birim kök testidir. Bir zaman serisinin birim köke sahip olması o zaman serisinin durağan olmadığı anlamına gelmektedir. Durağan olmayan bir serinin ortalama ve varyansı zaman içerisinde değişecektir ve dolayısıyla bu seri rassal yürüyüş gösterecektir.

Bölüm 1.1.'de bahsi geçen sürüklenmesiz ve trendsiz, sürüklenmeli ve trendsiz ve hem sürüklenmeli hem de trendli üç zaman serisini sırayla ele alalım.

$$P_t = \delta P_{t-1} + u_t \quad (1)$$

Sürüklenmesi ve trendi olmayan bir zaman serisinde eğer δ değeri 1'e eşitse bu zaman serisi birim köke sahiptir ve durağan değildir. Birim köke sahip olan seri rassal yürüyüş gösterecektir. $\delta=1$ iken,

$$P_t - P_{t-1} = \Delta P_t = u_t$$

olacaktır. Eğer P_t fiyat serisi birim köke sahip rassal yürüyüş gösteren bir seri ve u_t beklenen değeri 0 ve varyansı σ^2 olan hata terimi ise ΔP_t fiyat değişimleri serisine birim kök testi uygulandığında bu serinin birim kök taşımadığı ve dolayısı ile durağan olduğu ortaya çıkacaktır. Rassal yürüyüş gösteren bir serinin birinci farkı durağan olacaktır.

$$P_t = \beta_1 + \delta P_{t-1} + u_t \quad (2)$$

eşitliği sürüklenmeli ve trendsiz bir zaman serisini ifade etmektedir. Bu zaman serisindeki sürüklenme zaman içerisinde pozitif ya da negatif yönlü olabilir. Bir başka ifade ile sürüklenme zaman içerisinde tesadüfi olarak değeri değişebilen stokastik bir trenddir.

δ değeri 1'e eşitse bu zaman serisi birim köke sahiptir ve durağan değildir. Birim köke sahip olan bu seri sürüklenmeli ve rassal yürüyüş gösteren bir seridir. Stokastik trendin var olduğu bu seride hem stokastik trendin zaman içinde değişim göstermesi hem de hata terimlerinin varlığı serinin rassal yürüyüş göstermesini sağlayacaktır. $\delta=1$ iken,

$$P_t - P_{t-1} = \Delta P_t = \beta_1 + u_t$$

olacaktır. Eğer P_t fiyat serisi birim köke sahip sürüklenmeli ve rassal yürüyüş gösteren bir seri ve u_t beklenen değeri 0 ve varyansı σ^2 olan hata terimi ise ΔP_t fiyat değişimleri serisine birim kök testi uygulandığında bu serinin birim kök taşımadığı ve dolayısı ile durağan olduğu ortaya çıkacaktır.

$$P_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta P_{t-1} + u_t \quad (3)$$

eşitliği sürüklenmeli ve trendli bir zaman serisini ifade etmektedir. Bu zaman serisindeki trend zaman içerisinde değişim göstermeyecektir. Bir başka ifade ile söz konusu trend deterministik bir trenddir. β_1 ve β_2 değerlerinin bilinmesi fiyatlar hakkında doğru tahminler yapılmasını sağlayacaktır.

δ değeri 1'e eşitse bu zaman serisi birim köke sahiptir ve durağan değildir. Dolayısı ile seri rassal yürüyüş gösterecektir. $\delta = 1$ iken,

$$P_t - P_{t-1} = \Delta P_t = \beta_1 + \beta_2 t + u_t$$

olacaktır. Eğer P_t fiyat serisi birim köke sahip sürüklenmeli, trendli ve rassal yürüyüş gösteren bir seri ve u_t beklenen değeri 0 ve varyansı σ^2 olan hata terimi ise P_t fiyat serisinin trendden arındırılmış haline birim kök testi uygulandığında bu yeni serinin birim kök taşımadığı ve dolayısı ile durağan olduğu ortaya çıkacaktır.

Yukarıda yapılan açıklamalarda fark durağan ve trend durağanlıktan bahsedilmiştir. Fark durağan bir seri fark alma işlemi gerçekleştirildikten sonra durağan hale gelen bir seridir. Trend durağan bir seri ise trendden arındırıldıktan sonra durağan hale gelen bir seridir. Fark durağan seri stokastik bileşenlerden oluşurken, trend durağan seri stokastik ve deterministik bileşenlerden oluşmaktadır.

Bir zaman serisinin stokastik ve/veya deterministik trende sahip olabileceği göz önüne alınarak birim kök testleri gerçekleştirilmektedir. Bu çalışmada kullanılacak birim kök testlerine Bölüm 3.3.'te yer verilmiştir.

1.3. RASSAL YÜRÜYÜŞ TEORİSİ'NE İLİŞKİN YAPILAN ÇALIŞMALAR

Evans, Standard&Poors 500 endeksinde yer alan 470 hisse senedinin 1958-1967 yılları arası fiyatları üzerine filtre kuralı testi uygulamış olup, elde ettiği sonuçlar ile basit satın al-elde tut stratejisinden işlem maliyetleri göz önüne alındığında dahi daha yüksek getiri elde ederek söz konusu hisse senetlerinin rassal yürüyüş göstermediği sonucuna varmıştır (Evans, 1958; 337).

Cootner, 1956-1960 yılları arası New York borsasında işlem gören 45 hisse senedinin 1 haftalık ve 14 haftalık fiyat değişimleri için otokorelasyon testi uygulamış ve bu çalışmasının sonunda söz konusu hisse senetlerinin fiyat değişimleri arasında negatif yönlü korelasyon tespit etmiştir (Cootner, 1962; 35).

Alexander, 1897-1929 yılları arası Dow Jones Sanayi endeksi ve 1929-1959 yılları arası Standard&Poor's Sanayi endeksi üzerine filtre kuralı olarak %1 ile %50 arası tüm değerleri kullanarak yaptığı filtre kuralı testlerinde elde ettiği getirinin alım-satım komisyonlarını göz ardı etmesine rağmen basit satın al-elde tut stratejisi ile elde edilen getiriden yüksek olmadığı sonucuna varmıştır (Fama, 1965; 58).

Fama, Dow Jones borsasında işlem gören hisse senetleri üzerine yaptığı çalışmada 1 ile 10 gün arası gecikmeli korelasyon ölçümlerinde 0'a yakın değerler elde ederek, rassal yürüyüş teorisini destekler bir sonuca varmıştır (Fama, 1965; 73).

Jensen ve Benigton Levy'nin çalışmalarında yoğunlaştığı ve bağıl kuvvet olarak adlandırdığı alım-satım kuralını New York borsasında 1926-1966 yılları arasında işlem görmüş 200 hisse senedinin aylık fiyat değişimleri üzerine uygulamışlar ve sonuç olarak Levy'nin elde ettiği sonuçların tersine söz konusu alım-satım kuralını kullanarak basit satın al-elde tut stratejisinden daha yüksek performans elde edememişlerdir (Jensen ve Benington, 1970; 158).

Young, New York borsasında 1926-1960 yılları arasında işlem gören 233 hisse senedinin aylık fiyatlarının 2, 3, 4, 6 ve 12 aylık gecikmeler ile hesaplanan değişimlerinin serisel korelasyon testini gerçekleştirmiş ve hisse senetlerinin büyük bir çoğunluğunun korelasyon katsayısının 0'a yakın olduğunu tespit etmiştir (Young, 1971; 811).

Solnik, Avrupa borsalarında işlem hacmi en yüksek 234 hisse senedinin 1966-1971 yılları arasındaki günlük, haftalık ve aylık fiyat değişimleri arasında korelasyon olup olmadığını araştırdığı çalışması sonucunda korelasyonun varlığını tespit etmiş, ancak işlem maliyetleri göz önüne alındığında bu korelasyonun anlamını yitirdiğini ifade etmiştir (Solnik, 1973; 1158).

Lo ve MacKinlay, New York Borsa endeksi ve borsada işlem gören 625 hisse senedinin 1962-1985 yılları arası haftalık kapanış fiyatları üzerine varyans-rasyo testi uygulamışlardır. Varyans-rasyo testinin ilk uygulayıcılarından olan Lo ve MacKinlay çalışmaları sonucunda New York Borsasının rassal yürüyüş göstermediğini belirlemişlerdir (Lo ve MacKinlay, 1988; 61).

Blasco, Del Rio ve Santamaria, Madrid Menkul Kıymet Borsası endeksi ve 27 adet hisse senedinin 1980-1992 yılları arasındaki günlük fiyatları üzerine Ljung-Box testi ve ARCH modeli uygulamış ve sonuç olarak Madrid Borsası'nda rassal yürüyüş hipotezinin geçerli olmadığını tespit etmişlerdir (Blasco, Del Rio ve Santamaria, 1997; 682).

Darrat ve Zhong, Şangay Borsa endeksi 1990-1998 yılları arası ve Şenzen Borsa endeksi 1991-1998 yılları arası günlük kapanış fiyatları üzerine varyans-rasyo testi uygulamışlardır. Test sonucunda t anındaki varyans ile t+1 anındaki varyans arasında pozitif korelasyon tespit edilmiş bu nedenle Çin borsalarının rassal yürüyüş göstermedikleri belirlenmiştir (Darrat ve Zhong, 2000; 118).

Kwon ve Kish, New York Borsası endeksinin 1962-1996 yılları arası günlük kapanış değerlerini kapsayan çalışmalarında mekanik alım satım kurallarından

hareketli ortalamalar yöntemi ile basit satın al-elde tut stratejisini karşılaştırmışlardır. Çalışmaları sonucunda hareketli ortalamalar yöntemi ile basit satın al-elde tut stratejisinden daha yüksek kar elde edilebileceğini belirlemişler ve dolayısı ile rassal yürüyüş teorisinin New York Borsasında geçerli olmadığı sonucuna varmışlardır (Kwon ve Kish, 2002; 651).

Panas ve Kanellopoulou, Fransız CAC endeksinde yer alan 9 hisse senedinin 1980-2003 tarihleri arasında işlem gördüğü 6108 işlem günündeki getirilerinin dağılımı üzerine yaptıkları çalışmalarında getirilerin normal dağılım göstermedikleri ve dolayısıyla hisse senetlerinin rassal yürüyüş göstermedikleri sonucuna ulaşmışlardır (Panas ve Kanellopoulou, 2004; 28).

Chen ve Lian, Kuala Lumpur, Singapur, Jakarta, Tayland, Filipinler borsalarının birleşik endekslerinin 1992-2002 yılları arasındaki fiyat serileri üzerinde yaptıkları çalışmalarında Rassal Yürüyüş Hipotezi, En Küçük Kareler Metodu, ARCH-M, GARCH, EGARCH ve TARARCH modellerini kullanarak bu modellerin tahmin güçlerini ortaya koymuşlardır. 1992-2002 dönemini 1997 yılında yaşanan Asya finansal krizine göre 1992-1997 kriz öncesi dönem, 1997-1998 kriz dönemi, 1998-2002 kriz sonrası dönem olmak üzere üçe ayıran araştırmacılar her üç dönem için ve her bir borsa endeksi için farklı modellerin tahmin gücünün daha yüksek olduğu, bir piyasada fiyat hareketlerinin tahmin edilebilirliğinin o piyasanın özelliklerine bağlı olduğu sonucuna varmışlardır (Chen ve Lian, 2005; 10).

Narayan ve Smyth aralarında İMKB'nin de bulunduğu 15 Avrupa borsası endeksi üzerine birim kök testi uygulamışlar ve çalışmaları sonucunda söz konusu endekslerin rassal yürüyüş gösterdiğine dair güçlü kanıtlar elde etmişlerdir (Narayan ve Smyth, 2006; 7).

Choi, 6 ülkenin para biriminin Amerikan doları çapraz kurlarının 1960-1993 yılları arası aylık değerleri arasında serisel korelasyonun varlığını araştırmıştır. Araştırmanın sonucunda Japon, İsviçre ve İngiliz para birimlerinin aylık Amerikan doları çapraz kurlarının rassal yürüyüş göstermediği, geriye kalan Kanada, Almanya

ve Fransa para birimlerinin aylık Amerikan doları çapraz kurlarının ise rassal yürüyüş gösterdiği ortaya konmuştur (Choi, 1999; 307).

Belaire-Franch ve Opong, 10 ülke para biriminin 1999-2002 yılları arasındaki Euro çapraz kurları üzerine varyans-rasyo testi uygulamışlar ve sonuç olarak Kanada ve Singapur doları ile İsviçre frankı ve Norveç kronunun rassal yürüyüş göstermediğini ortaya koymuşlardır. Aynı çalışmada yer alan Amerikan, İngiliz, Japon, Avustralya, Yeni Zelanda ve İsveç para birimlerinin rassal yürüyüş gösterdiği bulunmuştur (Belaire-Franch ve Opong, 2005; 1641).

Karamera, Ojah ve Cole aralarında İMKB'nin de yer aldığı 15 gelişmekte olan ülkenin menkul kıymet borsalarının 1987-1997 yılları arasındaki aylık endeksleri üzerine varyans-rasyo testi uygulamışlardır. Test sonucunda aralarında İMKB'nin de bulunduğu 9 menkul kıymet borsasının rassal yürüyüş göstermediği sonucuna varmışlardır (Karamera, Ojah ve Cole, 1999; 178).

Gökçe, İMKB Ulusal 100 endeksi 1989-1997 yılları arası günlük kapanış değerlerini kapsayan çalışmasında ARCH ve GARCH sınıfı modellemeler kullanmış, sonuç olarak endeksin değişen varyansa sahip olduğu ve endeks değerleri arasında korelasyon bulunduğunu ortaya koymuştur. Bu sonuçlara göre İMKB rassal yürüyüş göstermemektedir (Gökçe, 2001; 55).

Buğuk ve Brorsen, İMKB birleşik, sanayi ve mali endekslerinin 1992-1999 yılları arasındaki haftalık kapanış fiyatlarından oluşan serilerin birim köke sahip olup olmadıklarını araştırmışlardır. Sonuç olarak serilerin birim köke sahip oldukları ve dolayısı ile rassal yürüyüş gösterdikleri tespit etmişlerdir (Buğuk ve Brorsen, 2003; 589).

Çevik ve Yalçın, İMKB 100 Endeksinin 1986-2002 yılları arasındaki haftalık kapanış fiyatlarından oluşan 851 gözlem üzerine öncelikle Genişletilmiş Dickey-Fuller testi ile birim kök araştırması yapmışlar ve birim kökün bulunmadığı, fiyat

değişimlerinin durağan olduğu diğer bir ifade ile endeksin rassal yürüyüş gösterdiği sonucuna varmışlardır. Ancak yazarlar GDF testinin dönemsel birim kökleri ortaya koyamadığını ifade ederek Stokastik Birim Kök Testini aynı kapsamda uygulayarak dönemsel birim kök değerlerinin olduğunu kanıtlamışlardır. Bunun ardından serideki her bir zaman noktası için Kalman Filtre Yaklaşımı uygulanarak hangi zaman aralıklarında piyasanın etkin olduğu araştırılmış ve sadece 1987 yılında İMKB'nin zayıf etkin olduğunu tespit etmişlerdir (Çevik ve Yalçın, 2003; 34).

Gökçe ve Sarioğlu İMKB 100 endeksinin piyasa değerinin % 74'ünü oluşturan 30 menkul kıymet ile İMKB 30 ve İMKB 100 endeksleri 1998-2000 yılları arasındaki fiyat hareketleri için serisel korelasyon ve koşu testlerini gerçekleştirmişlerdir. Serisel korelasyon testini 1-10 gün arası gecikme için uygulayan Gökçe ve Sarioğlu % 95 anlamlılık düzeyinde 320 adet korelasyon katsayısının sadece 33 adetinin sıfırdan farklı olduğunu bulmuş ve İMKB'yi bu teste göre zayıf etkin formda etkin bulmuştur. Ancak serisel korelasyon testinde farkedilmesi zor olan koşuları belirlemek amacıyla kullandıkları koşu testi ile kapsamlarındaki hisse senetlerinin gösterdikleri koşu sayısının beklenen koşu sayısından fazla olduğu sonucuna ulaşarak İMKB'nin zayıf etkin formda etkin olmadığı sonucuna ulaşmışlardır (Gökçe ve Sarioğlu, 2003; 62).

Taş ve Dursunoğlu İMKB 30 endeksini oluşturan hisse senetlerinin 1995-2004 yılları arasındaki günlük getirileri üzerine genişletilmiş Dickey-Fuller testi ile zaman serilerinin birim köke sahip olup olmadıklarını araştırmışlardır. Bunun yanı sıra aynı zaman serisine daha geleneksel bir yöntem olan koşu testini de uygulayan yazarlar her iki testin sonucunda da rassal yürüyüş hipotezinin İMKB 30 endeksini oluşturan hisse senetleri için geçerli olmadığı sonucuna varmışlardır (Taş ve Dursunoğlu, 2005; 11).

Kahraman ve Erkan, İMKB 100 endeksi 1996-2004 yılları arasındaki günlük kapanış fiyatlarının 1, 5, 9 ve 16 gün gecikmeli logaritmik farkları arasında serisel korelasyonun varlığı üzerine yaptıkları çalışmalarında endeks getirileri arasında

serisel korelasyonun bulunduğu sonucuna varmışlardır (Kahraman ve Erkan, 2005;18).

Konu ile ilgili bazı çalışmalara ait özet bilgilere de tabloda yer verilmiştir:

Tablo 2: Rassal Yürüyüş Teorisi'ne İlişkin Çalışmalar

Yazar	Tarih	Çalışılan Konu	Rassal Yürüyüş Göstermekte mi/Zayıf Formda Etkin mi?	Açıklama
Roberts	1959	ABD hisse senetleri	Evet	Hisse senetleri fiyatlarının rassal olarak değiştiğini bulmuştur.
Osborne	1959	ABD hisse senetleri	Evet	Hisse senedi fiyatlarının sudaki partiküllerin rassal hareketine benzerlik gösterdiğini bulmuştur.
Granger, Morgenstern	1963	ABD hisse senetleri	Evet	Spectral analiz ile hisse senetlerinin izlediği anlamlı seriler bulmayı hedefledikleri çalışmalarında anlamlı seriler bulamamışlardır.
Fama, Blume	1966	ABD hisse senetleri	Evet	Teknik analiz kurallarını kullanmışlar ve normal üstü getiri elde edememişlerdir.
Merton	1980	ABD hisse senetleri	Hayır	Varyanstaki değişimlerin geçmiş fiyat hareketlerinden elde edilebileceğini ortaya koymuştur.
French	1980	ABD hisse senetleri	Hayır	Haftasonu anomalisini bulmuştur.
Keim	1983	ABD hisse senetleri	Hayır	Ocak anomalisini bulmuştur.
Gültekin, Gültekin	1983	Uluslararası piyasalar	Hayır	Mevsimsel seriler bulmuşlardır.
Jaffe, Westerfield	1984	Uluslararası piyasalar	Hayır	Mevsimsel seriler bulmuşlardır.
Serletis, Sondergard	1995	Kanada hisse senetleri	Evet	1980lerde kullanılan yöntemler ile Kanada hisse senedi piyasasının etkin olduğunu ortaya koymuşlardır.
Masih, Masih	1996	Günlük spot döviz kurları	Hayır	Spot kurların incelemişler ve para piyasasının etkin olmadığını ortaya koymuşlardır.

Kaynak: Levy, 2002; 471

İKİNCİ BÖLÜM

RASSAL YÜRÜYÜŞ TEORİSİ İLE İLGİLİ DİĞER YAKLAŞIMLAR

2.1. ETKİN PİYASALAR HİPOTEZİ

Finans piyasalarında geçerli olan üç farklı etkinlik bulunmaktadır (Özçam, 1996; 115):

1. Bilgisel Etkinlik: Bilgisel etkinlik, bir menkul kıymetin herhangi bir andaki fiyatının o menkul kıymet ile ilgili tüm bilgileri yansıtması ve bu bilgiler kullanılarak piyasadan aşırı kazanç sağlanamamasıdır. Etkin Piyasalar Hipotezi'nin üzerinde durduğu etkinlik bilgisel etkinliktir.

2. İşlemsel Etkinlik: İşlemsel etkinlik, menkul kıymet alım satımlarının mümkün olduğu kadar düşük maliyetle gerçekleştirilmesidir. İşlemsel etkinlik Hipotez'in varsayımları içerisinde yer almaktadır.

3. Dağıtımsal Etkinlik: Dağıtımsal etkinlik, kaynakların menkul kıymetler aracılığı ile yatırımcılar arasında optimal dağıtımının sağlanmasıdır. Eğer fonların maliyeti tüm tasarrufçular ve ödünç alıcılar için marjinal getiri oranına eşit ise o zaman optimal dağıtım ve dolayısı ile dağıtımsal etkinlik sağlanmış demektir (Sevil, 2001; 81)

Bir sermaye piyasasında bilgisel etkinliğin olması, etkileyici yatırım fırsatlarına sahip firmaların adil bir fiyattan kaynak ihtiyaçlarını karşılamalarını sağlayacaktır (Haugen, 1990; 604). Diğer taraftan yatırımcı da etkin bir piyasada firmanın gerçek değerini biliyor olduğu için doğru yatırım kararları alabilecektir. Bu yatırım kararlarının hayata geçirilmesinde maliyetlerin düşük olması işlemsel

etkinliğin sağlanmasına neden olacaktır. Böylece bilgisel ve işlemsel etkinliğin var olduğu bir piyasada kaynakların etkin dağılımı da sağlanmış olacaktır.

“Etkin piyasa” kavramı Etkin Piyasalar Hipotezi’nin Finans Bilimi’ne katmış olduğu bir kavramdır. Bu hipoteze göre, piyasada işlem gören fiyatlar, ilgili varlıkla ilgili bütün haber, bilgi ve beklentileri içermektedir. Bu piyasalarda herkes bilgilere rahatça ulaşabilmektedir ve bu nedenle piyasalarda oluşan fiyatlar menkul kıymetlerin gerçek değerlerine eşit ya da çok yakın olmakta, bir diğer ifade ile denge fiyatı olmaktadır. İşte bu piyasalara **“etkin piyasalar”** denmektedir. Etkin Piyasalar Hipotezi farklı bilgi setlerini baz alarak 3 farklı etkinlik formu ortaya koymuştur:

Tablo 3: Etkinlik Formları ve İlgili Bilgi Setleri

Etkinlik Formu	Bilgi seti
Zayıf	Menkul Kıymet Geçmiş Fiyatları
Yarı-Kuvvetli	Kamuya Açık Tüm Bilgiler
Kuvvetli	Kamuya Açık ve Özel Tüm Bilgiler

Etkin Piyasalar Hipotezi’nin karakteristiklerini aşağıdaki gibi sıralayabiliriz:

Etkin bir piyasada menkul kıymetlerin fiyatları yeni bir bilgiye hızla ve doğru şekilde cevap vermektedir. Menkul kıymetin fiyatı, piyasaya aktarılmış bilgiler ışığında belirlenir. Hipotez, piyasaya her yeni bilgi girişinde menkul kıymetin fiyatının menkul kıymetin yeni bilgi ile değişen gerçek değerine göre hızla ayarlanacağını savunmaktadır (Stevenson ve Jennings, 1984; 510). Etkin bir piyasada yeni bilgi ulaşılabilir olduğu anda değişen bir denge söz konusudur.

Etkin bir piyasada, bir menkul kıymetin fiyatı o anki duruma ait bilgilerin yanı sıra gelecekte gerçekleşmesi beklenen durumları da içermektedir (Fama, 1965; 56). Örneğin firmaların yıllık bilânçoları açıklandığında, genel ekonomik göstergelere ilişkin yeni veriler kamuoyuna sunulduğunda, bu yeni bilgiler bir menkul kıymet borsasındaki menkul kıymetlerin fiyatlarını hemen etkileyecek ve yeni fiyatlar oluşacaktır. Bunun yanı sıra, bir firmanın gelecekte bir başka firma ile

birleşmesi beklentisi de o firmaların menkul kıymetlerinin cari fiyatlarını etkileyecek, şimdiden bu beklenti fiyatlara yansımaktadır.

Menkul kıymet fiyat değişimleri geçmiş fiyat hareketlerinden bağımsız olarak rassal ortaya çıkacaktır. Etkin bir piyasada menkul kıymet fiyat hareketlerinin rassal olmasının yegane sebebi bilginin rassal olmasıdır. Menkul kıymetin değerinin sadece yeni bilgi ile değişeceği, etkin bir piyasada yeni bilginin tüm yatırımcılar için aynı anda ortaya çıkacağı ve tahmin edilemez oluşu göz önüne alınırsa menkul kıymetin değerinin rassal olarak değişeceği ifade edilebilir. Bu yorum Rassal Yürüyüş Teorisi ile Etkin Piyasalar Hipotezi'nin birbirleri ile iç içe girmiş iki kavram olduğunu daha açık göstermektedir.

Geçmiş bilgileri kullanarak menkul kıymetlerin gelecek fiyatlarına dair tutarlı tahminler yapmak mümkün değildir. Etkin bir piyasada mevcut bilgilerin tamamı menkul kıymet fiyatlarına yansımış olacaktır.

Etkin bir piyasada bir menkul kıymetin piyasa değeri, menkul kıymete ilişkin tüm geçmiş verileri ve gelecek beklentileri yansıttığı için o menkul kıymetin gerçek değerinin en iyi göstergesidir (Fama, 1965; 58). Her türlü bilginin piyasaya aktarıldığı ve yatırımcılar tarafından değerlendirildiği etkin bir piyasada, herhangi bir anda menkul kıymetin fiyatı, menkul kıymetin gerçek değerine eşit ya da çok yakın olacaktır.

Etkin bir piyasada oyuncular menkul kıymetin piyasa değeri ile gerçek değeri arasında fark olması durumunda bu durumu değerlendirerek bir an önce menkul kıymetin denge fiyatına ulaşmasına sebep olacaklardır. Kısaca etkin oyuncular piyasanın etkinliğini tekrar sağlayacaktır.

Etkin bir sermaye piyasası ile ilgili varsayımlar ise aşağıda sıralanmıştır: (Sevil, 2001; 83):

1. Piyasa, hiçbir tek başına piyasayı etkileyebilecek güçte olmayan çok sayıda katılımcıdan oluşmaktadır. Hiçbir yatırımcı piyasada tekel konumunda değildir. Böyle bir piyasada sermaye akıcı olacak ve fonlar en iyi şekilde yönetilecektir.

2. Piyasadaki menkul kıymetlerle ilgili bilgiler tam ve doğru olarak, kolaylıkla ve düşük maliyetle elde edilir. Bu varsayım piyasada bilginin herkes tarafından aynı anda elde edilmesini ifade eder. Tersi durumda piyasada bilgiye daha erken ve daha doğru ulaşanların bulunacak ve bu yatırımcılar normal üstü getiriler elde edebileceklerdir.

3. Piyasaya katılanların davranışları rasyoneldir ve yatırımcılar elde ettikleri bilgiyi doğru değerlendirirler. Bu varsayım tüm yatırımcıların menkul kıymete ilişkin bilgileri doğru değerlendirebilecek yeterliliğe sahip olduğu ve her zaman için daha fazla kar amacı güderek bilgiyi aynı yönde değerlendirecekleri hususu üzerine yoğunlaşır.

4. İşlem maliyetleri düşüktür. İşlem maliyetlerinin yüksek olması yatırımcıların piyasada sık işlem yapmalarına engel olması muhtemeldir.

5. Vergi yoktur.

6. Tüm varlıklar mükemmel bir şekilde bölünebilir ve pazarlanabilir.

7. Piyasanın kurumsal yapısı gelişmiş olmalıdır.

8. Piyasa operasyonlarını yönetmek için düzenlemeler yoktur.

Bir piyasanın etkinliğinin ölçülmesinin en önemli sebebi yatırımcıların piyasanın etkin olup olmamasına bağlı olarak aktif ya da pasif yatırım yönetimine karar verme gereksinimleridir (Francis, 1993; 405):

➤ **Aktif yönetim:** Eğer piyasa etkin değilse ve dolayısı ile menkul kıymetler yanlış fiyatlandırılmış ise yatırımcı sürekli olarak portföyündeki menkul kıymetlerin hesapladığı gerçek değerleri ile piyasa değerlerini karşılaştıracak ve bu karşılaştırma sonucunda alım-satım işlemleri gerçekleştirecektir. Bu şekilde yatırımcının sıklıkla işlem yaptığı portföy yönetimine aktif yönetim denmektedir.

➤ **Pasif yönetim:** Piyasanın etkin olduğu ve dolayısı ile fiyatların tamamen rassal hareket ettiği bir piyasada menkul kıymetlerin hesaplanan gerçek değerleri piyasa değerlerine eşit ya da çok yakın olacaktır. Bu durumda yatırımcının sürekli alım-satım işlemleri yapması işlem maliyetleri de göz önüne alındığında rasyonel olmayacaktır. Bu sebeple etkin bir piyasada daha seyrek alım-satım işlemlerinin yapıldığı pasif portföy yönetimi tercih edilecektir.

2.1.1. Zayıf Formda Etkinlik

Menkul kıymet fiyatlarının, fiyatların geçmiş dönemlerdeki seyri, getiri oranları, işlem hacimleri, toptan alım-satımlar vb. tüm bilgileri yansıttığı piyasa formuna **zayıf etkinlik formu** denmektedir. Cari fiyatların bu bilgileri tamamen içerdiği piyasalar ise **zayıf formda etkin** olarak nitelendirilir. Bir diğer ifade ile eğer bir piyasada geçmiş fiyat hareketleri, getiri oranları, işlem hacimleri gibi bilgiler kullanılarak oluşturulan alım-satım kararları ile normalden yüksek getiriler elde etmek imkansız ise o piyasa **zayıf formda etkin** piyasadır (Sharpe, Alexander ve Bailey, 1999; 93).

Etkin Piyasalar Hipotezi menkul kıymet fiyatlarının tüm geçmiş verileri yansıttığını varsaydığından geçmiş dönemlerin getiri oranlarının gelecekteki getiri oranları ile herhangi bir ilişkisi olmadığını kabul etmektedir. Bir başka ifade ile getiri oranları birbirinden bağımsızdır. Çünkü piyasaya yeni bilgilerin gelişi tamamen rassaldır ve menkul kıymet fiyatları yeni bilgiler gelince kendilerini bu yeni bilgilere çok çabuk adapte ederler. Dolayısı ile etkin pazar hipotezi, geçmiş getiri oranları ile ortalamanın üstünde bir getiri elde etmenin mümkün olmadığını savunur. Rassal Yürüyüş Teorisi ile zayıf etkin formun kesiştiği ortak nokta da geçmiş fiyat

hareketleri ile cari fiyatların tahmin edilemeyeceğini savunmalarıdır. Cari fiyatlar geçmiş fiyatlara ilişkin verileri tam olarak yansıttığı için cari fiyatlar geçmiş fiyatlardan bağımsız olarak oluşacaktır.

Zayıf etkin formda olan bir piyasada geçmiş fiyat hareketlerini oluşturan bilgi seti cari fiyatlara yansımış olacağı için geçmiş fiyat hareketlerini analiz ederek yanlış fiyatlanan menkul kıymetler belirlemek mümkün olmayacak, dolayısı ile normalin üstünde gelir elde edilemeyecektir.

Zayıf form testleri genel olarak piyasaların tam olarak olmasa da etkin olduğuna yönelik sonuçlar vermiştir. Yapılan çalışmalardan bazılarında etkin piyasalar hipotezine ve dolayısı ile rassal yürüyüş hipotezine karşıt sonuçlar çıksa da, işlem maliyetleri ve benzeri faktörler göz önüne alındığında sonuçlar anlamlı olmaktan çıkmaktadır. Söz konusu testlere ve yapılan çalışmalara birinci bölümde yer verilmiş olmasından dolayı bu bölümde tekrar yer verilmeyecektir.

2.1.2. Yarı-Kuvvetli Formda Etkinlik

Menkul kıymet fiyatlarının, zayıf formda belirtilen bilgilerin yanı sıra herkesçe bilinen güncel bilgileri de yansıttığı piyasa formuna **yarı-kuvvetli etkinlik formu** denmektedir. Cari fiyatların bu bilgileri tamamen içerdiği piyasalar ise **yarı-kuvvetli formda etkin** olarak nitelendirilir. Bir diğer ifade ile eğer bir piyasada kamuya açık tüm bilgiler kullanılarak oluşturulan yatırım kararları ile normalden yüksek getiriler elde etmek imkansız ise o piyasa yarı-kuvvetli etkin piyasadır (Sharpe, Alexander ve Bailey, 1999; 93).

Hipotez'e göre kamuya açıklanarak bilgi setine eklenmiş olan her yeni bilginin yatırımcılar tarafından yapılan hamlelerle hızla ve tam olarak fiyatlara yansıdığı piyasalar yarı-kuvvetli formda etkin piyasalardır.

Yarı-kuvvetli etkinlik formu testleri de iki gruba ayrılmaktadır (Reilly, 1994;202):

1. Zayıf formda belirtilen bilgilerin yanı sıra ulaşılabilir kamu bilgileri de kullanılarak gelecek getiri oranlarının tahmin edilmesi üzerine yoğunlaşan çalışmalar.

2. Menkul kıymet fiyatlarının önemli ekonomik olaylar karşısında ne kadar hızlı ayarlandığını ölçen vaka çalışmaları.

İlk grup çalışmalar içerisinde en çok karşılaşılan çalışma, zaman serisi analizleridir. Zaman serisi testlerinde amaç herhangi bir kamuya açıklanmış bilgi ile kısa dönem ya da uzun dönemde gelecek getiri oranlarının tahmin edilip edilemeyeceğidir.

Vaka çalışmalarında ise menkul kıymet fiyatlarının kamuya açık bilgilerin tamamını yansıtıp yansıtmadığı ve yansımanın ne kadar hızla gerçekleştiği ölçülmektedir (Jones, 1991;472). Vaka çalışmalarında üzerinde durulan konular hisse senedi bölünmeleri, temettü hisse senedi dağıtımları, üç aylık mali veriler, para arzındaki değişimler, şirketlerin muhasebe sistemlerinde şirket değerine etki edebilecek değişimler, kar payı dağıtımı duyuruları, şirket evlilikleri ve benzeri şirketler ile ilgili duyurulardır.

Vaka çalışmalarında kamuya açık bilgilerin tamamının menkul kıymet fiyatlarına yansıyıp yansımadığının ölçülmesinde en çok çalışılmış konular hisse senedi bölünmeleri ve temettü hisse senedi dağıtımlarıdır. Hisse senedi bölünmesi, sermaye miktarı değişmeksizin bir hissenin nominal değerini düşürüp hisse senedi sayısını artırmaktır. Temettü hisse senetleri ise, dağıtılmayan karların bir kısmının sermayeye ilave edilmesi ve ilave edilen kısma ilişkin hisse senedi çıkarılarak ortaklara bedelsiz dağıtılmasıdır. Her iki işlem de toplam özkaynakları değiştirmeyen ve dolayısı ile ekonomik önemi olmayan muhasebe kayıtlarıdır (Özçam, 1996; 121).

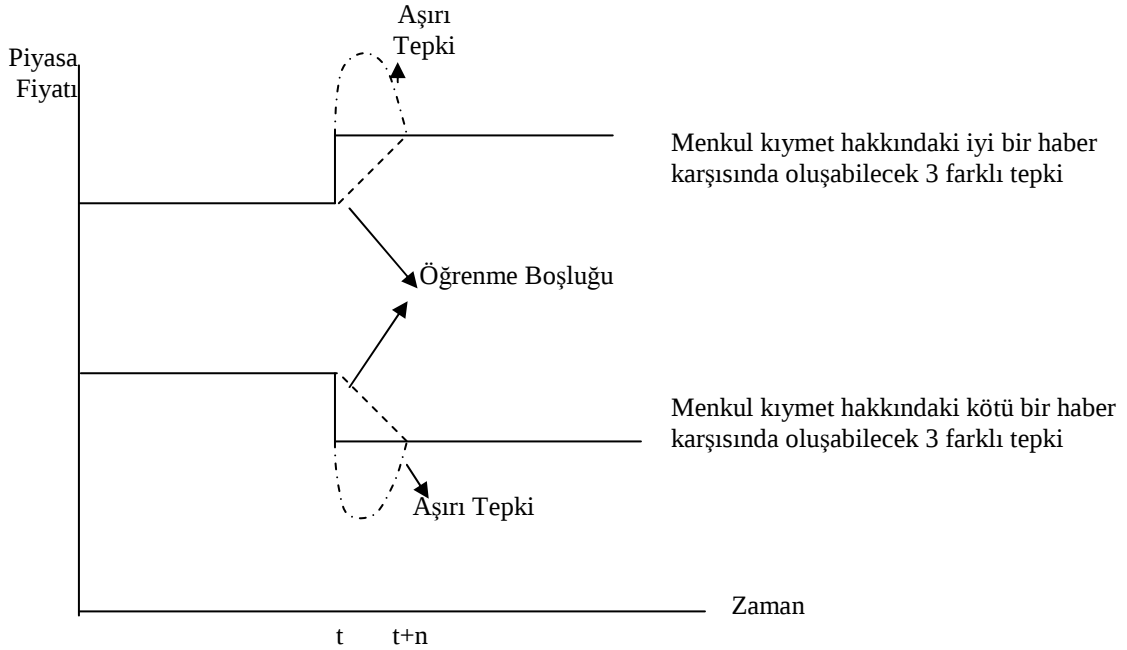
Birçok yazar hisse senedi bölünmesi ve temettü hisse senetlerinin, diğer bir deyişle bedelsiz hisse senedi dağıtılmasının, hisse senedi değerini artıracaklarını ileri

sürmüştür. Konu üzerine yapılan vaka çalışmalarında da hisse senedi bölünmesinin öncesinde ve sonrasındaki zaman aralığında gerçekleşen getiri ile beklenen getirinin karşılaştırılması ile bu savın doğruluğu araştırılmıştır. Bu çalışmalarda genel olarak bölünme sonrasında normalüstü getiri elde edilemediğini, bölünme öncesinde ise bölünmeye işaret olabilecek bilgilerin normalüstü getiriler elde edilmesine sebep olduğu ortaya konmuştur.

Vaka çalışmalarında analiz edilen bir diğer konu kamuya açıklanan bilginin menkul kıymetin fiyatına yansıma hızının ölçülmesidir. Piyasaların yarı kuvvetli etkin olabilmesi için kamuya açıklanan yeni bir bilginin menkul kıymet fiyatına hızla yansması, diğer bir ifade ile öğrenme boşluklarının olmaması gerekir. Öğrenme boşlukları, bilgilerin piyasaya gecikme ile yansmasıdır. Bilgiler piyasaya gecikme ile yayıldıklarında, hisse senetlerinin fiyatlarında, bilginin açıklanmasının ardında tek bir ani değişim yerine, gecikmeye bağlı olarak birkaç günlük değişme söz konusu olur (Özcam, 1996; 120).

Eğer piyasada, yeni açıklanan bir bilgiye çabuk bir biçimde bir defada cevap veriliyorsa, o piyasanın yarı-kuvvetli formda etkin olduğu söylenebilir. Ancak tepki en az birkaç güne yayılıyorsa veya yeni bilgiye aşırı tepki veriliyorsa bu durumda hisse senetlerinin izlediği bir yol, bir trend doğacaktır. Bu durumda o piyasanın yarı-kuvvetli formda etkin olmadığı ifade edilebilir. Bu üç durumun grafiksel gösterimine aşağıda yer verilmiştir:

Şekil 2: Yeni Bilgi Karşısında Oluşabilecek Üç Farklı Tepki



Kaynak: Francis ve Ibbotson, 2002; 206

Yarı-kuvvetli form üzerine yapılan çalışmalarda elde edilen sonuçlar çeşitlilik göstermektedir. Genel olarak bu çalışmalarda elde edilen sonuçlardan Hipotez'e karşı sonuçlar Hipotezi destekleyenlere göre daha fazladır.

Literatürde konu ile ilgili ilk vaka çalışması olarak geçen çalışma Fama, Fisher, Jensen ve Roll (FFJR) tarafından 1969 yılında New York borsasında 1927-1959 yılları arasında gerçekleşen 940 hisse senedi bölünmesi üzerine yapılmıştır. FFJR çalışmalarında, hisse senedi bölünmelerinin yarattığı etkilerin bölünmeye ilişkin duyurulardan çok önce başladığı için bölünmelerin öncesinde ve sonrasında 30 aylık süreleri kapsamlarına almışlardır. Çalışmalarında her ay için hisse senetlerinin gerçekleşen getirileri ile beklenen getirileri arasında fark olup olmadığını araştıran yazarlar, sonuç olarak bölünmenin duyurulmasından önce normalüstü getiri elde edilebildiğini ancak duyurudan itibaren normalüstü getiri elde edilemediğini ortaya koymuşlar ve New York borsasının yarı-kuvvetli formda etkin olduğu sonucuna varmışlardır (FFJR, 1969; 18).

Niederhoffer 1950-1966 yılları arasında önemli sonuçları olan makro ekonomik ve politik olayların hisse senedi fiyatları üzerine etkisi hakkında yaptığı çalışmada, olayların meydana gelmesinin ardından hisse senetleri fiyatlarındaki tepkilerin hızla gerçekleştiği sonucuna varmıştır (Niederhoffer, 1971; 214).

Barclay ve Litzenberger New York Borsasında işlem gören şirketlerin kar, zarar, temettü ve özsermaye gibi konularda meydana gelen gelişmelerin şirketlerin hisse senetleri fiyatlarına ne hızda yansıdığını araştırmış ve yeni bilginin açıklanmasından itibaren 5-15 dakika gibi çok kısa süreler içerisinde hisse senedi fiyatlarında dalgalanmaların başladığını, New York Borsasının yarı-kuvvetli formda etkin olduğunu ifade etmişlerdir (Busse ve Green, 2002; 416).

Busse ve Green yeni bilginin olumlu ya da olumsuz olmasının hisse senedinin fiyatına yansıma hızında farklılık yaratıp yaratmayacağını araştırmış, bilginin olumsuz olması durumunda yansımanın 15 dakika içerisinde kendini gösterdiğini, bilginin olumlu olması durumunda ise yansımanın 1 dakika içerisinde gerçekleştiğini bulmuşlardır (Busse ve Green, 2002; 435).

Konu ile ilgili bazı çalışmalara ait özet bilgilere de tabloda yer verilmiştir:

Tablo 4. Yarı-kuvvetli Formda Etkinliğe İlişkin Çalışmalar

Yazar	Tarih	Çalışılan Konu	Yarı-Kuvvetli Formda Etkin mi?	Açıklama
Ball	1978	ABD hisse senetleri	Hayır	Kar açıklamalarına verilecek tepkilerin zamana yayılacağını ve bu sebeple hisse senedi fiyatlarını bu süre zarfında değişeceğini ortaya koymuştur.
Watts	1978	ABD hisse senetleri	Hayır	Ball'un çalışmalarını daha iyi teknikler ile revize etmiş ve aynı sonuçlara varmıştır.
Dodd	1981	ABD hisse senetleri	Evet	Çalışmaları sonucunda şirket birleşmeleri ilanları ardından daha yüksek getiri elde edilemeyeceğini bulmuştur.
Rendleman, Jones, Latane	1982	ABD hisse senetleri	Hayır	Ball'un elde ettiği sonuçlara benzer sonuçlar elde etmişlerdir.
Fama, French	1992	ABD hisse senetleri	Hayır	Yatırımcıların firma büyüklüğü ve piyasa değeri/defter değeri rasyosunu kullanarak daha fazla getiri elde edebileceklerini bulmuşlardır.

Bernard, Seyhun	1997	ABD hisse senetleri	Hayır	Stokastik yaklaşımı kullanarak kar açıklamalarının ardından piyasanın etkin olup olmadığını test etmişler ve piyasanın etkin olmadığı sonucuna varmışlardır.
--------------------	------	---------------------	-------	--

Kaynak: Levy, 2002; 474

2.1.3. Kuvvetli Formda Etkinlik

Kuvvetli etkinlik formunda menkul kıymet fiyatları hem kamuya açıklanan bilgileri hem de kamuya açıklanmayan gizli bilgileri yansıtmaktadır. Bunun anlamı hiçbir yatırımcı elindeki gizli bilgileri tekelci bir yaklaşımla kullanarak ya da piyasada bilinen bilgileri eğitim ve tecrübelerini kullanıp daha iyi analiz ederek piyasa ortalamasından daha yüksek getiri elde edemeyecektir. Bu formu gösteren, şeffaf piyasalara ise **kuvvetli formda etkin piyasalar** denir.

Kuvvetli etkinlik formu tanımlarında kamuya açıklanmayan bilgilerin de fiyatlara yansıdığı piyasaların kuvvetli formda etkin olacağı ifade edilse de, bu formun içerden öğrenenlerin ya da özel bilgilere sahip olanların var olmadığı bir piyasada geçerli olacağı açıktır. İçeriden öğrenilen bilgilerin tüm yatırımcılar tarafından elde edilemediği ve bu nedenle bu bilgilerin varlığın cari fiyatına tam olarak yansımaları beklenemeyeceğinden, içeriden öğrenilen bilgilerin var olduğu bir piyasanın kuvvetli formda etkin olduğu iddia edilememektedir (Timmermann ve Granger, 2004; 17). Ancak gözden kaçırılmaması gereken bir diğer husus kamuya açık tüm bilgileri piyasa genelindeki yatırımcılara göre daha başarılı yorumlayarak daha iyi pozisyon alabilecek yatırımcıların olabileceğidir.

Kuvvetli formun doğrudan test edilememekte olup, daha çok özel bilgilere ulaşabilecek firma çalışanlarının, yöneticilerinin, ortaklarının veya birçok veriye rahatlıkla ulaşabilen hisse senedi uzmanlarının, portföy yöneticilerinin ve yatırım fonları yöneticilerinin portföy performanslarının piyasa genel performansı ile karşılaştırılması şeklinde dolaylı olarak test edilebilmektedir.

Konu üzerine yapılan çalışmalar genel olarak içerden öğrenenlerin oluşturduğu yatırımcı grubunun ellerindeki özel bilgileri kullanarak piyasada elde

edilen ortalama getiriden daha yüksek getiriler elde edebildiğini ortaya koymaktadır. Bu nedenle ierden ğrenenlerin ticaretine engellemek amacı ile 1934 yılında ABD’de yürürlüğe Sermaye Piyasası Kanunu’na göre ierden ğrenenler kendi firmalarının menkul kıymetlerini 6 aydan uzun portföylerinden tutmak kaydıyla satın alabilmektedirler (Francis ve Ibbotson, 2002;214). Ülkemizde ise Sermaye Piyasası Kanunu tüm hükümleriyle Şubat 1982’de yürürlüğe girmiş olmasına karşın ierden ğrenenlerin ticaretine ilişkin hükümleri de ieren deęişiklikler Mayıs 1992 tarihinde TBMM tarafından kabul edilerek ierden ğrenenlerin ticareti Kanun’daki yerini almıştır. Bu hükümlerde ierden ğrenenlerin kapsamı belirtilmiş ve bu kapsamda yer alan kişilerin yapacakları ihlallere ilişkin hapis ve para cezalarına yer verilmiştir.

Hisse senedi uzmanlarının, portföy yöneticilerinin ve yatırım fonları yöneticilerinin portföy performanslarının piyasa genel performansı ile karşılaştırılması şeklinde yapılan çalışmalarda çoğunlukla yatırım fonlarının performansları üzerine yoğunlaşmaktadır. Yatırım fonları üzerine yapılan çalışmaların büyük bir çoğunluğunda işlem komisyonları düşüldüğünde elde edilen getirinin basit satın al-elde tut stratejisi ile oluşturulan bir portföy ile elde edilen getiriden yüksek olmadığı sonucuna varılmıştır (Fisher ve Jordan, 1987; 544).

Yatırım fonları üzerine yapılmış sayısız araştırma ile elde edilen sonuçlar aşağıdaki gibi özetlenebilir (Francis ve Ibbotson, 2002;213):

- Büyük yatırım fonları küçük yatırım fonlarından daha yüksek getiri elde edememektedir.
- Daha fazla sayıda alım-satım işlemleri ile yönetilen yatırım fonları daha az alım-satım işlemleri ile yönetilenlere göre daha az getiri sağlamaktadır.
- İşlemlerden doğan komisyon tutarlarını yatırımcılarına yansıtan yatırım fonları yansıtmayan yatırım fonlarına göre daha az getiri sağlamaktadır.

➤ Yönetim ücreti daha yüksek olan yatırım fonları, nispeten düşük ücretli olan yatırım fonlarına nazaran yatırımcılarına daha az getiri sağlamaktadır.

➤ Yatırım fonları piyasa genelinden daha yüksek getiri sağlayamamaktadır.

İçerden öğrenenler üzerine yapılan çalışmalarda Hipotez'e karşı sonuçlar elde edilmiş olmasına karşın yatırım fonu performansları, sermaye piyasası uzmanlarının portföy performansları gibi konularda yapılan çalışmalarda Hipotez'i destekleyen sonuçlar elde edilmiştir.

Sharpe'ın 34 yatırım fonu üzerine yaptığı çalışmasında, analiz ettiği 34 yatırım fonunun sadece 11 tanesinin ortalama getirisinin Dow Jones Sanayi Endeksi ortalama getirisinden yüksek olduğu sonucuna varmıştır (Sharpe, 1966; 135).

Konu ile ilgili en bilinen çalışma Michael Jensen tarafından 1968'de gerçekleştirilen ve 115 yatırım fonunun 1945-1964 yılları arasındaki getiri performanslarını kapsayan çalışmadır. Jensen bu çalışmasında yatırım fonu getirilerinin aynı risk düzeyindeki bir portföyün getirisinden her yıl için ortalama %1,1 daha az olduğu sonucuna vararak, yatırım fonu yöneticileri tarafından yönetilen yatırım fonlarının piyasa ortalama getirisinin altında yer aldığı ve piyasanın kuvvetli formda etkin olduğunu ortaya koymuştur (Jensen, 1968;414).

Alfred Cowles 1932 yılında geriye dönük 4,5 yıllık süre zarfında yatırım danışmanlarının yapmış oldukları yatırım tavsiyeleri üzerine yaptığı çalışmasında, bu tavsiyelere uyularak yapılan yatırımların işlem maliyetleri düşülmeden dahi piyasa genel karlılığının altında sonuçları verdiği sonucuna varmıştır (Coates, 1978; 128).

Jaffe 1974 yılında gerçekleştirdiği çalışmasında yatırımcıların içerden öğrenenlerin yatırım kararlarını izlemeleri halinde normalüstü getiri elde edebileceklerini ortaya koymuştur (Jaffe, 1974; 426)

Trivoli içerden öğrenilen bilginin finansal rasyo analizleri ile elde edilen sonuçlara uygun şekilde kullanılmasının normalüstü getiri elde edilmesini sağlayacağını ifade etmiştir. Seyhun ise 1986'da yapmış olduğu çalışmasında içerden öğrenenlerin ellerindeki bilgiyi kullanarak piyasa ortalama getirilerinin üstünde getiri elde edebildiklerini teyit etmiştir (Reilly, 1994; 235).

Konu ile ilgili bazı çalışmalara ait özet bilgilere de tabloda yer verilmiştir:

Tablo 5: Kuvvetli Formda Etkinliğe İlişkin Çalışmalar

Yazar	Tarih	Çalışılan Konu	Kuvvetli Formda Etkin mi?	Açıklama
Friend, Brown, Herman, Vickers	1962	Yatırım fonları	Evet	Yatırım fonlarının piyasa genelinde daha yüksek getiri sağlayamadıklarını bulmuşlardır.
Neiderhoffer, Osborne	1966	New York Borsası uzmanları	Hayır	Uzmanların normalüstü getiri elde edebildiklerini ortaya koymuşlardır.
Scholes	1972	İçerden öğrenenler	Hayır	İçerden öğrenenler daha yüksek getiri elde edebilmektedirler.
Henriksson	1984	Yatırım fonları	Evet	Yatırım fonlarının piyasa genelinde daha yüksek getiri sağlayamadıklarını bulmuştur.

Kaynak: Levy, 2002; 476

2.2. ADİL OYUN MODELİ

Fama Etkin Piyasalar Hipotezi'ni bir Adil Oyun Modeli çerçevesinde formüle ederek, Hipotez'in formlarını oluşturan bilgi setlerini daha anlaşılır hale getirmiştir.

Fama Adil Oyun Modeli'nde menkul kıymetlerin beklenen fiyatını aşağıdaki gibi denkleştirmiştir (Fama, 1970; 384):

$$E(\bar{P}_{i,t+1} | \Phi_t) = [1 + E(\bar{r}_{i,t+1} | \Phi_t)]P_{i,t}$$

E :beklenen değer

$P_{i,t}$:t anında i menkul kıymetinin fiyatı

$P_{i,t+1}$:t+1 anında i menkul kıymetinin fiyatı

$r_{i,t+1}$:t+1 anında i menkul kıymetinin tek dönemlik getiri yüzdesini

Φ_t :t anında menkul kıymet fiyatına tam olarak yansımış olduğu varsayılan bilgi seti

Bu denklem Φ_t bilgi seti ışığı altında i menkul kıymetinin t+1 anında beklenen fiyatının, t anındaki fiyatına, t anındaki fiyatının Φ_t bilgi seti veri iken i hisse senedinin t+1 anındaki beklenen getiri oranını ile çarpımının eklenmesi ile bulunduğunu ifade etmektedir. Söz konusu beklenen getiri oranı da enflasyon oranı, faiz oranı, gayri safi milli hasıla gibi t anındaki Φ_t bilgi setini yansıtmaktadır.

Etkin bir piyasada beklenen getiri oranı bilgi setini (Φ_t) tam olarak yansıtacaktır ve bu bilgi setine dayanarak yeni ya da farklı bir yatırım stratejisini uygulamak ve menkul kıymetin beklenen getirisi üzerinde bir getiri elde etmek mümkün olmayacaktır. Menkul kıymetin t+1 anındaki cari piyasa fiyatı ile beklenen fiyatının birbirinden farklı olduğu ve bu farkın $x_{i,t+1}$ ile ifade edildiği varsayılın (Fama, 1970; 385):

$$x_{i,t+1} = P_{i,t+1} - E(P_{i,t+1} | \Phi_t)$$

Bu eşitlik, t+1 döneminde gerçekleşen fiyat ile beklenen fiyat arasında farkı ifade etmektedir. Etkin bir piyasada bu farkın beklenen değeri 0 olmakta, bir başka ifade ile gerçekleşen fiyat ile beklenen fiyat arasında bir farkın olmayacağı beklenmektedir. Bu durumda bilgi seti Φ_t ışığı altında piyasada adil bir oyunun varlığı söz konusu olacak, yatırımcı menkul kıymetin piyasa fiyatının ulaşılması mümkün bilgileri yansıttığı ve fiyatın menkul kıymetin riski ile orantılı olduğu konusunda emin olacaktır(Reilly, 1994;197).

Adil oyun modelinin Rassal Yürüyüş Teorisi'ne göre daha kullanışlı ve gerçekçi olduğu savunulmaktadır. Bunun en önemli sebebi adil oyun modelinin rassal yürüyüş teorisindeki gibi fiyat dağılımlarına normal dağılım göstermesi gibi bir kısıt getirmeyişi ve beklenen fiyat ile ilgilenmesidir (Curley ve Bear, 1979; 404). Ayrıca Adil Oyun Modeli'nde Φ ile ifade edilen bilgi seti Rassal Yürüyüş Teorisi'nde olduğu gibi sadece geçmiş fiyat hareketlerini ifade etmemektedir.

2.3. RASSAL YÜRÜYÜŞ TEORİSİ ve TEKNİK ANALİZ

Piyasalarda yatırım kararlarının oluşturulması aşamasında en sık kullanılan analiz yöntemi Teknik analizdir. Aşağıda Teknik analizin ve Teori'nin özelliklerine karşılaştırmalı olarak yer verilmiştir:

➤ Teknik analizin temelini oluşturan, en çok bilinen ve en eski teori Charles H. Dow tarafından oluşturulan Dow teorisidir. Dow teorisi fiyat hareketlerini 3'e ayırmaktadır: Menkul kıymetlerin aynı yönlü 1-2 yıl sürebilecek birincil trendleri, birincil trendlerin düzeltilmesi olarak adlandırılan süresi haftalar ya da aylarla ifade edilebilen ters yönlü ikincil hareketler ve günlük dalgalanmalar (Coates, 1978;116). Rassal Yürüyüş Teorisi'nin de menkul kıymetlerin uzun vadede trendler izleyebileceğini kabul etmesinden dolayı Teknik analiz ile Teori bu açıdan karşıt görüşlere sahip değildirler.

➤ Tüm Teknik analizcilerin ortak varsayımı menkul kıymetlerin fiyatlarının belirli bir yol izlediğidir (Fama, 1965; 1). Bu yaklaşıma göre geçmiş fiyat hareketleri ile menkul kıymetlerin gelecekteki fiyatlarına ilişkin tutarlı tahminler yapılabilecektir. Teknik analiz fiyatların geçmiş hareketlerini tekrar edeceğini ve geçmiş fiyat hareketleri temel alınarak doğru fiyat tahminleri yapılabileceğini savunmaktadır. Teori ise tam tersine fiyatların geçmiş fiyat hareketleri ile tahmin edilemeyeceğini savunmaktadır.

➤ Teknik analiz ardışık fiyat değişim serilerinde bağımlılık durumu olduğunu kesinlikle iddia etmektedir ve bundan dolayı da geçmişteki seriler geleceğe ilişkin anlamlı tahminlerde bulunmak için kullanılabilir durumdadır (Kıyılar, 1997; 103). Rassal Yürüyüş Teorisi ise fiyat değişimleri arasında bağımlılık bir diğer ifade ile korelasyon olmadığını savunmaktadır.

➤ Teknik analiz yeni bilginin fiyatlara aşama aşama yansıyacağını savunmaktadır (Coates, 1978; 123). Piyasaya giren yeni bir bilgi herkes tarafından aynı anda öğrenilmeyecektir. Bilgi önce bilgili ve tecrübeli profesyonellere, sonra agresif yatırımcılara ve en sonunda piyasada bulunan diğer yatırımcılara ulaşacaktır. Yeni bilginin analizi ve değerlendirilmesi de kademeli olarak gerçekleşecek ve böylece bilginin fiyatlara yansması da ani olmayacak, zaman içinde aşama aşama gerçekleşecektir. Rassal Yürüyüş Teorisi ise tersine bilginin hızla fiyatlara yansıdığını savunmaktadır.

Yukarıdaki karşılaştırmalardan fark edileceği üzere Rassal Yürüyüş Teorisi ile Teknik analiz neredeyse bütünüyle zıt yaklaşımlardır. Ancak bu durum bir piyasada her zaman sadece bir yaklaşımın geçerli olacağı anlamına gelmemektedir. Piyasa genel itibarıyla rassal yürüyüş göstermesine karşın, piyasanın zaman içerisinde rassal yürüyüş göstermediği dönemler olabilecektir. Bu dönemlerde Teknik analiz aracılığı ile menkul kıymetlerin izledikleri trendler belirlenerek normalüstü getiriler elde etmek mümkündür. Tersine sadece Teknik analize bağlı olarak yüksek getiriler elde etmek de piyasanın rassal yürüyüş gösterdiği zamanlarda mümkün olmayacak, bu dönemlerde basit satın al-elde tut stratejisi daha yüksek getiriler elde edilmesini sağlayacaktır.

2.4. RASSAL YÜRÜYÜŞ TEORİSİ ve TEMEL ANALİZ

Temel analizde, menkul kıymetin fiyatı firmanın finansal yapısının bir fonksiyonu olarak tanımlanır. Temel analizde strateji menkul kıymetin gerçek değeri hesaplanıp, piyasa değeri ile karşılaştırılarak piyasada düşük değerlenmiş menkul kıymet satın alınması, yüksek değerlenmiş menkul kıymetin satılması olarak özetlenebilir. Firmanın gerçek değeri doğru tahmin edilebilirse, ortalamanın üzerinde getiriler elde edilmesi muhtemeldir (Kıyılar, 1997; 66).

Temel analiz ekonomik analiz, sektör analizleri ve firma analizleri şeklinde üç aşamadan oluşmaktadır. İlk aşamada yatırımın gerçekleştirileceği ekonomi analiz edilir. Zira yapılan yatırımlar aracılığı ile kar elde edilmesi olasılığını artıracak en temel unsur yatırımın büyüyen ve istikrarlı bir ekonomik çevrede yapılmasıdır. Bu sebeple bütçe açığı, enflasyon, faiz oranları, istihdam, yatırımlar, milli gelir, dış ticaret ve benzeri ekonomik göstergeler ışığında ekonomik çevrenin analizinin yapılması temel analizin ilk aşamasını oluşturmaktadır.

İlk aşamada ekonomik çevrenin yatırım yapmaya uygun bulunmasının ardından ikinci aşamada ise sektör analizlerine yer verilir. Sektör analizlerinde sektör getirileri, sektörlerle ilişkin tüm gelişmeler ve benzeri veriler değerlendirilerek yatırım yapılmaya uygun sektörler belirlenmektedir.

Son aşamada ise belirlenen sektörlerde faaliyet gösteren firmaların kar/zarar açıklamaları, bilanço değerleri, hisse senedi bölünmeleri, satış verileri, yönetsel becerileri, orta ve uzun vadedeki projeleri gibi birçok veriyi kullanarak yatırıma uygun firmalar belirlenir. Bu firmaların menkul kıymetlerinden piyasada gerçek değerinin altında fiyatlanmış olanlar veya uzun vadede artış göstermesi muhtemel olanların belirlenmesi ile yatırım kararı verilmiş olmaktadır.

Rassal Yürüyüş Teorisi kısa vadedeki menkul kıymetlerin fiyat değişimlerinin rassal olarak ortaya çıktığını, bu fiyatların geçmiş fiyat verileri ile

tahmin edilemeyeceğini savunmakta olup uzun vadede ise menkul kıymet fiyatlarının artış ya da azalış eğiliminde olabileceğini bir diğer ifade ile menkul kıymetlerin trendleri olabileceğini kabul etmektedir. Temel analizde ise yanlış fiyatlanmış menkul kıymetlerin bulunması veya uzun vadede artış gösterecek menkul kıymetlerin belirlenmesine çalışılmaktadır. Bu bağlamda Rassal Yürüyüş Teorisi'ne göre Temel analiz rassal yürüyüş gösteren bir piyasada yanlış fiyatlanmış menkul kıymetler tespit edemeyecektir. Bununla beraber Temel analiz ile uzun vadede artış gösterecek menkul kıymetlerin belirlenmesi mümkün olabilecektir. Ancak bir piyasanın zaman zaman rassal yürüyüş göstermeyeceği ve bu dönemlerde yanlış fiyatlanmış menkul kıymetlerin piyasada var olması durumunda bu tip dönemlerde Temel analiz kullanılarak normal üstü getiri elde edilmesi mümkün olacaktır.

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

RASSAL YÜRÜYÜŞ TEORİSİ'NİN İSTANBUL MENKUL KIYMETLER BORSASI'NDA SINANMASI

3.1. ARAŞTIRMANIN AMACI

Araştırmanın temel amacı İMKB'nin rassal yürüyüş gösterip göstermediği sinanmasıdır. Bunun yanı sıra sınamada koşu testi, otokorelasyon testi gibi geleneksel yöntemler ile birim kök testleri gibi daha gelişmiş yöntemler bir arada kullanılarak farklı yöntemler ile elde edilen sonuçların farklılık gösterip göstermediğinin irdelenmesi de amaçlanmıştır. Ayrıca araştırmada farklı birim kök testlerinin vereceği sonuçların farklılık arz edip etmediğini görmek amacıyla 4 ayrı birim kök testi yöntemi kullanılmıştır.

Araştırmada öncelikle veri setinin istatistiksel dağılım özellikleri incelenmiş olup veri setinin dağılımı üzerine genel bir değerlendirme yapılmıştır. Sonrasında koşu testi ve otokorelasyon testleri uygulanmış ve sonuçlar değerlendirilmiştir. Son olarak Genişletilmiş Dickey Fuller Testi, Phillips Perron Testi, Elliot, Rothenberg ve Stock tarafından geliştirilmiş olan Dickey-Fuller-Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Testi ve Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin Testi uygulanarak veri setinin birim köke sahip olup olmadığı araştırılmıştır.

Araştırmada kullanılan veri setinin düzenlenmesi ve koşu testinin gerçekleştirilmesinde Microsoft Office Excel 2003 paket programı, otokorelasyon ve birim kök testlerinin gerçekleştirilmesinde ise Eviews 5 istatistik paket programı kullanılmıştır.

3.2. ARAŞTIRMADA KULLANILAN VERİ SETİ

Araştırmada, piyasa portföyü olarak kabul edilen ve portföy çalışmalarında kullanılan İMKB 30 endeksini kapsamı, tüm borsayı temsil etme gücünün yüksek olması sebepleri ile İMKB 100 endeksi, sektörel bazda sonuçlar elde edilebilmesi ve İMKB 100 içerisinde de var olmaları nedeniyle İMKB 100 ile ilgili elde edilen sonuçlara katkı sağlanması amaçlarıyla da İMKB Sınai, Hizmet ve Mali endeksleri 01.01.2006-31.12.2007 tarihleri arası haftalık kapanış fiyatları ve fiyat değişimleri kullanılmıştır. Endeksler ile ilgili veriye T.C. Merkez Bankası web sitesinde ulaşılmıştır.

Fiyat değişimi serileri fiyatların doğal logaritmik farkı alınarak oluşturulmuştur. Doğal logaritmik değişiminin kullanılmasının nedenleri,

- Logaritmik fiyat değişimi menkul kıymeti o gün için elde tutmanın bileşik getirisi olması,
- Logaritma almanın bir menkul kıymetin fiyat seviyesinin onun yalın fiyat değişimi üzerindeki etkisinin çoğunun ortadan kaldırması

olarak sıralanabilir (Fama, 1965; 44).

Araştırmada test edilen hipotezler genel olarak aşağıdaki şekilde oluşturulmuş olup her test özelinde hipotezler tekrar oluşturularak ilgili bölümlerde belirtilmiştir:

H_0 : İMKB rassal yürüyüş göstermektedir.

H_1 : İMKB rassal yürüyüş göstermemektedir.

3.3. KULLANILAN YÖNTEMLER

3.3.1. Veri Seti Dağılım Özelliklerinin İncelenmesi

Herhangi bir fiyat değişimleri kümesi tek bir olasılık dağılımı göstereceğine Rassal Yürüyüş Teorisi ile ilgili yapılan açıklamalarda değinilmiştir. Rassal yürüyüş gösteren bir serinin normal dağılım ya da normal dağılıma yakın bir dağılım gösterdiği kabul edilmektedir. Bu noktada diğer testler yapılmadan önce zaman serisinin dağılımının incelenmesi faydalı olacaktır.

Zaman serisinin normal dağılım gösterip göstermediğinin sınanmasında eğiklik ve basıklık ölçüleri kullanılır. Çarpıklık ve basıklık değerleri aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır (Gujarati, 2004; 886):

$$\text{Çarpıklık (Skewness)} = S = \frac{[E(X - \mu)^3]^2}{[E(X - \mu)^2]^3} = \frac{3. \text{ momentin karesi}}{2. \text{ momentin küpü}}$$

$$\text{Basıklık (Kurtosis)} = K = \frac{E(X - \mu)^4}{[E(X - \mu)^2]^2} = \frac{4. \text{ moment}}{2. \text{ momentin karesi}}$$

X : zaman serisi değerleri

μ : zaman serisi ortalaması

Normal dağılım gösteren bir zaman serisinin çarpıklık değeri 0'dır. 0'dan küçük bir çarpıklık değeri o serinin sola çarpık dağılım gösterdiğini, 0'dan büyük bir çarpıklık değeri ise o serinin sağa çarpık dağılım gösterdiğini ifade eder.

Normal dağılım gösteren bir zaman serisinin basıklık değeri 3'tür. 3'ten küçük bir basıklık değeri o serinin basık (kısa-kalın kuyruklu) bir dağılım gösterdiğini, 3'ten büyük bir basıklık değeri o serinin sivri (uzun-ince kuyruklu) bir dağılım gösterdiğini ifade eder.

Çarpıklık ve basıklık değerlerini normal dağılım değerleri ile karşılaştırarak tahmini olarak zaman serisinin dağılımını yorumlamak mümkündür. Ancak Jarque-Bera normallik sınaması dağılıma ilişkin daha net sonuçlar elde edilmesini sağlayacaktır.

Jarque-Bera test istatistiği aşağıdaki şekilde hesaplanır (Akkaya ve Pazarlıoğlu, 2000; 377):

$$JB = n \left[\frac{S^2}{6} + \frac{(K - 3)^2}{24} \right]$$

JB istatistiği 2 serbestlik derecesinde χ^2 dağılımı gösteren bir değerdir (Jarque & Bera, 1987; 169). Hesaplanan JB istatistiği, 2 serbestlik derecesinde %95 güven aralığında χ^2 dağılım tablosundan elde edilen χ^2_{tab} değeri ile karşılaştırılır. JB değerinin χ^2_{tab} değerinden küçük olması, serinin normal dağılım ya da normal dağılıma yakın bir dağılım gösterdiğini işaret edecektir.

3.3.2. Koşu Testi

Koşu testinde bir serideki gerçekleşen koşu sayısının beklenen koşu sayısı ile karşılaştırması yapılarak serinin rassal olup olmadığına karar verilir. Eğer gerçekleşen koşu sayısı beklenen koşu sayısında istatistiksel olarak önemli sayılacak düzeyde az ya da çok ise o seri rassal hareket etmemektedir.

Araştırmada fiili koşu sayısı ile beklenen koşu sayısı arasındaki farkın istatistiksel açıdan anlamlılığının testi için Z testi kullanılmıştır. Güven aralığı %95 olarak belirlenmiştir. Testin hipotezleri aşağıdaki gibi ifade edilmiştir:

H_0 : Fiili koşu sayısı = Beklenen koşu sayısı

H_1 : Fiili koşu sayısı $\neq$ Beklenen koşu sayısı

Karşılaştırmanın yapılabilmesi için öncelikle beklenen koşu sayısının hesaplanması gerekmektedir (Fama, 1965; 75):

$$E_R = \frac{N(N-1) - \sum_{i=1}^3 n_i^2}{N}$$

E_R :beklenen koşu sayısı

N :gözlem sayısı

n_i :(+), (-) ve (0) işaretlerinin serideki toplam sayıları

Hipotez testinin yapılması için hesaplanması gereken Z istatistiği aşağıdaki şekilde hesaplanmıştır (Fama, 1965; 75):

$$\sigma_R = \sqrt{\left(\frac{\sum_{i=1}^3 n_i^2 \left[\sum_{i=1}^3 n_i^2 + N(N+1) \right] - 2N \sum_{i=1}^3 n_i^3 - N^3}{N^2 (N-1)} \right)}$$

$$Z = \frac{F_R - E_R \pm \frac{1}{2}}{\sigma_R}$$

F_R :fiili kolu sayısı

Denklemde yer alan $\pm \frac{1}{2}$ dağılımın süreksiz olmasından kaynaklanan bir düzeltme terimidir ve $F_R \leq E_R$ olması durumunda pozitif, $F_R \geq E_R$ olması durumunda negatif değer almaktadır (Gökçe ve Sarioğlu, 2003; 60).

Hesaplanan Z değerinin %95 güven seviyesindeki Z tablo değerleri olan ± 1.96 değerleri arasında bulunması fiili koşu sayısı ile beklenen koşu sayısı arasında

istatistiksel olarak anlamlı bir fark bulunmadığını ve dolayısı ile serinin rassal yürüyüş gösterdiğini kanıtlayacaktır. Sonuç olarak H_0 hipotezi kabul edilecektir.

3.3.3. Otokorelasyon Testi

Otokorelasyon testleri birinci bölümde de vurgulandığı gibi bir menkul kıymetin t anındaki getirisi ile k gecikme anındaki getirisi arasında aynı ya da ters yönlü bir bağımlılığın varlığını araştırır. Bir diğer ifade ile otokorelasyon testleri getiriler arasında pozitif ya da negatif korelasyonun varlığı ile ilgilenmektedir.

Bir getiri serisine ilişkin gecikme k 'daki otokorelasyon aşağıdaki gibi hesaplanır (Gujarati, 2004; 808):

$$p_k = \frac{\text{COV}(Y_t, Y_{t-k})}{\text{VAR}(Y_t)} = \frac{\sum (Y_t - \bar{Y})(Y_{t-k} - \bar{Y})}{\sum (Y_t - \bar{Y})^2}$$

p_k :otokorelasyon katsayısı

Y_t : t anındaki getiri

Y_{t-k} :gecikme k anındaki getiri

$\bar{Y}$:getiri ortalaması

Otokorelasyon testleri tüm populasyon için yapılan testlerdir. Ancak uygulamada bir menkul kıymete ait tüm getiri serisine bu testi uygulamak pratik olmayacaktır. Bu nedenle örneklem üzerine uygulanan otokorelasyona örnek otokorelasyonu denir ve $\hat{p}_k$ ile ifade edilir. $\hat{p}_k$ örnek otokorelasyonu aşağıdaki gecikme k 'daki kovaryansın $(n-k)$ 'ya ve varyansın $(n-1)$ 'e bölünmesi suretiyle hesaplanır:

$$\hat{p}_k = \frac{\frac{\sum (Y_t - \bar{Y})(Y_{t-k} - \bar{Y})}{n-k}}{\frac{\sum (Y_t - \bar{Y})^2}{n-1}}$$

n :gözlem sayısı

Araştırmada 1 haftadan 25 haftaya kadar gecikmeler için otokorelasyon hesaplanmıştır.

Hesaplanan otokorelasyon katsayılarının istatistiksel olarak anlamlı olup olmadıklarının ölçülmesi yapılan testin güvenilirliğinin belirlenmesi açısından önem arz etmektedir. Araştırmada elde edilen otokorelasyon katsayılarının anlamlılıkları %95 güven aralığında test edilmiştir. Testin hipotezleri aşağıdaki şekilde oluşturulmuştur:

$$H_0 : \hat{p}_k = 0$$

$$H_1 : \hat{p}_k \neq 0$$

Bartlett rassal yürüyüş gösteren ve dolayısı ile hata terimlerine sahip bir zaman serisinin örnek otokorelasyonlarının yaklaşık olarak 0 ortalama ve 1/n varyans ile normal dağılım göstereceğini ifade etmiştir (Gujarati, 2004; 812). Bu bağlamda araştırmada kullanılan gözlem sayısı 103 olduğuna göre otokorelasyon katsayısının standart sapması aşağıdaki gibi hesaplanacaktır:

$$VAR(\hat{p}_k) = \sigma^2(\hat{p}_k) = \frac{1}{103} = 0.0097$$

$$\sigma(\hat{p}_k) = \sqrt{0.0097} = 0.098$$

Bu veriler ışığında otokorelasyon katsayılarının Z test istatistikleri,

$$Z = \frac{\hat{p}_k - \bar{p}}{\sigma(\hat{p}_k)} = \frac{\hat{p}_k}{0.098}$$

olacaktır. Standart normal dağılım için %95 güven aralığında Z tablo değerleri ± 1.96 'dır. Otokorelasyon katsayılarının istatistiki olarak anlamlı olmaları için Z test istatistiklerinin ± 1.96 aralığında olmamaları gerekmektedir. O halde,

$$-1.96 \leq Z \leq +1.96$$

$$-1.96 \leq \frac{\hat{p}_k}{0.098} \leq +1.96$$

$$-0.192 \leq \hat{p}_k \leq +0.192$$

olacaktır. Sonuç olarak bu aralıkta yer alan $\hat{p}_k$ değerleri istatistiksel olarak anlamsız olacaktır. Bir başka ifade ile bu aralıktaki $\hat{p}_k$ değerleri %95 güven aralığında 0'dan farklı olmayacaklar ve dolayısı ile H_0 hipotezi kabul edilecektir.

Serideki tüm otokorelasyon katsayıları için ayrı ayrı anlamlılık testi yapılabileceği gibi bütün katsayıların anlamlılıklarının beraber test edilmesi de mümkündür. Bu amaçla araştırmada Ljung-Box istatistiği kullanılmıştır (Gujarati, 2004; 813):

$$LB = n(n+2) \sum_{k=1}^m \left(\frac{\hat{p}_k^2}{n-k} \right)$$

m :gecikme uzunluğu

LB istatistiği $k = 1$ birimlik gecikmeden $k = m$ birim gecikmeye kadarki tüm otokorelasyon katsayılarının kümülatif anlamlılıklarının ölçüsüdür.

Araştırmada elde edilen LB istatistiği anlamlılıkları %95 güven aralığında test edilmiştir. Bu testte kullanılan hipotezler aşağıda gösterilmiştir:

H_0 : $k=1$ ve $k=m$ aralığındaki tüm otokorelasyon katsayılarının kümülatif değeri 0'dan farklı değildir.

H_1 : $k=1$ ve $k=m$ aralığındaki tüm otokorelasyon katsayılarının kümülatif değeri 0'dan farklıdır.

LB istatistiği χ^2 dağılımı göstermektedir. Bu nedenle hesaplanan LB değerlerinin anlamlılıkları m serbestlik derecesinde ve %95 güven aralığında χ^2 dağılım tablosundan elde edilen χ^2_{tab} değeri ile karşılaştırılır. LB değerinin χ^2_{tab} değerinden küçük olması, $k = m$ gecikmeye kadarki tüm $\hat{p}_k$ otokorelasyon değerlerinin %95 güven aralığında 0'dan farklı olmadığını ve dolayısı ile bu serilerin rassal yürüyüş gösterdiğini işaret edecektir. Sonuç olarak H_0 hipotezi kabul edilecektir.

3.3.4. Birim Kök Testleri

Literatürde birim kök testlerine ilişkin birçok yöntem bulunmaktadır. Araştırma kapsamında literatürde sıklıkla rastlanılan Genişletilmiş Dickey Fuller (GDF) testi, Elliot, Rothenberg ve Stock tarafından geliştirilen Dickey Fuller-Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Yönetimi (DF^{GEKK}) testi, Phillips Perron (PP) testi ve Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (KPSS) testi uygulanmıştır.

3.3.4.1. Genişletilmiş Dickey Fuller (GDF) Testi

GDF testinde test edilecek model aşağıdaki gibi kurulmaktadır (Gujarati, 2004; 817):

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

ε_t saf beyaz gürültü hata terimini ifade etmektedir. DF testinde hata terimleri arasında otokorelasyon olmadığı varsayılmaktadır. Bu nedenle DF testine otokorelasyonun ortadan kaldırılması amacıyla GDF testinde $\sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i}$ eklenmiştir.

m gecikme uzunluğunun hata terimleri arasında otokorelasyon olmadığından emin olunmasını sağlayacak kadar büyük olması gerekmektedir (Panas ve Kanellopoulou, 2004; 8). Uygun gecikme uzunluğu Akaike Bilgi Kriteri (AIC), Schwars Kriteri, Hannan-Quinn Kriteri ve benzeri model seçim kriterleri kullanılarak, genelden özele yaklaşımı çerçevesinde Olabilirlik-Oran (LR) testi vasıtasıyla veya Campbell ve Perron tarafından önerilen yaklaşımlar benimsenerek belirlenebilir (Çevik ve Yalçın, 2003; 25). Araştırmada Akaike Bilgi Kriteri tercih edilmiştir. Bunun yanı sıra testin gücünü yitirmemesi amacıyla modele eklenebilecek en büyük gecikme değeri 5 olarak belirlenerek sınırlandırılmıştır.

Daha önce belirtildiği üzere Y_{t-1} 'in katsayısı $\delta = 0$ olması halinde söz konusu zaman serisinin birim köke sahip durağan olmayan, bir diğer ifade ile rassal yürüyüş gösteren bir seri olduğu anlaşılabacaktır. Bu açıdan GDF testi ile sınanacak hipotezler aşağıdaki şekilde oluşturulmuştur:

$H_0: \delta = 0$ seri durağan değildir.

$H_1: \delta \neq 0$ seri durağandır.

GDF testi ile δ katsayısının alacağı değere ilişkin bir t istatistiği hesaplanır. Bu t istatistiği τ istatistiği olarak bilinir ve Dickey ve Fuller tarafından GDF testi için Monte Carlo simülasyonu kullanılarak hazırlanmış τ tablo değerleri veya Mackinnon tarafından geliştirilmiş kritik değerler ile karşılaştırılabilir (Gujarati, 2004; 815). Araştırmada Mackinnon kritik değerleri kullanılmıştır. GDF testi ile hesaplanan τ istatistiğinin mutlak değeri Mackinnon mutlak kritik değerlerinden

küçük olması halinde serinin durağan olmadığını ifade eden H_0 hipotezi kabul edilecektir.

3.3.4.2. DF^{GEKK} Testi

Zaman serilerinde deterministik terimlerin var olması halinde GDF testinin gücünü kaybetmesi nedeniyle, Elliot, Rothenberg ve Stock tarafından daha güçlü bir test olan DF^{GEKK} geliştirilmiştir. Serinin trendden arındırılması amacıyla Genelleştirilmiş En Küçük Kareler yöntemi kullanılmıştır. Bu testte zaman serisinin trendden arındırılması ile elde edilen seri kullanılmaktadır (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2006; 246):

$$\Delta \tilde{Y}_t^d = \delta \tilde{Y}_{t-1}^d + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta \tilde{Y}_{t-i}^d + \varepsilon_t$$

Araştırmada Akaike Bilgi Kriteri ile m gecikme uzunluğu belirlenmiştir. DF^{GEKK} testi ile sınanacak hipotezler aşağıdaki şekilde oluşturulmuştur:

$H_0 : \delta = 0$ seri durağan değildir.

$H_1 : \delta \neq 0$ seri durağandır.

Araştırmada DF^{GEKK} testi ile δ katsayısının alacağı değere ilişkin hesaplanan τ istatistiği Mackinnon kritik değerleri ile karşılaştırılmıştır. DF^{GEKK} testi ile hesaplanan τ istatistiğinin mutlak değeri Mackinnon mutlak kritik değerlerinden küçük olması halinde serinin durağan olmadığını ifade eden H_0 hipotezi kabul edilecektir.

3.3.4.3. Phillips Perron (PP) Testi

Bir testin gücü, yanlış olan hipotezi red etme olasılığı ile ölçülür. Dickey Fuller testlerinin bu açıdan gücü düşüktür. Çünkü bu testler birim kök ve yakın birim

kökü birbirinden ayırmakta yetersiz kalmaktadır (Enders, 1995; 251). δ katsayısı 0'dan farklı ancak 0'a çok yakın bir değer aldığı anda Dickey Fuller testleri söz konusu zaman serisini durağan kabul ederler. Ancak aslında bu zaman serisinde yakın birim kök mevcuttur.

Bunun yanı sıra GDF testi, testte hata terimlerinin otokorelasyon gidermek amacıyla bulunan geciktirilmiş değerlerin uzunluğuna (m) karşı çok duyarlıdır ve bu duyarlılık testin gücünü azaltan bir faktördür.

Phillips Perron tarafından geliştirilen PP testinde otokorelasyonu gidermeye yetecek kadar bağımlı değişkenin gecikmeli değeri ilave edilmemekte, onun yerine katsayı Newey-West tahmincisi ile uyarlanmaktadır (Temurlenk ve Oltulular, 2007; 2). Newey-West tahmincisinin DF testine uygulanışı ise aşağıda gösterilmektedir (Kutlar, 2000; 171):

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 \left(t - \frac{T}{2} \right) + pY_{t-1} + \varepsilon_t$$

T : örnek hacmi

Bu şekilde PP testinde hata terimlerinin bağımlılığına izin verilmektedir.

PP testi ile sınanacak hipotezle aşağıdaki şekilde oluşturulmuştur:

H_0 : $p = 1$ seri durağan değildir.

H_1 : $p \neq 1$ seri durağandır.

Araştırmada PP testi ile p katsayısının alacağı değere ilişkin hesaplanan τ istatistiği Mackinnon kritik değerleri ile karşılaştırılmıştır. PP testi ile hesaplanan τ istatistiğinin mutlak değeri Mackinnon mutlak kritik değerlerinden küçük olması halinde serinin durağan olmadığını ifade eden H_0 hipotezi kabul edilecektir.

3.3.4.4. KPSS Testi

Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin tarafından geliştirilen KPSS testinde amaç yine seriyi trendden arındırarak durağanlık testi yapmaktır. KPSS testi bir zaman serisini deterministik trende ve rassal yürüyüşe ayırmaktadır (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2006; 247):

$$Y_t = \beta t + r_t + \varepsilon_t$$

Bu denklemde βt deterministik trendi r_t rassal yürüyüş sürecini ve ε_t hata terimini ifade etmektedir. KPSS test istatistiği aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır (KPSS, 1992; 165):

$$KPSS = \frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T \frac{S_t^2}{s^2(\ell)}$$

$$S_t^2 = \sum_{t=1}^T e_t$$

Yukarıdaki eşitlikte S_t^2 Y_t serisinin sürüklenme ve trend üzerine regresyonundan elde edilen hataların (e_t) toplamıdır (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2006; 247). Burada $s^2(\ell)$, e_t uzun dönem varyansının tahmini olup

$$s^2(\ell) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_t^2 + \frac{1}{T^2} \sum_{s=1}^{\ell} w(s, \ell) \sum_{t=s+1}^T e_t e_{t-s}$$

olarak tanımlanır. Bu eşitlikte $w(s, \ell)$ opsiyonel ağırlıklandırma fonksiyonu olup ℓ gecikmeyi ifade etmektedir (KPSS, 1992; 164). KPSS, modellerini oluştururken ağırlıklandırma fonksiyonunun belirlenmesinde Newey-West tahmincisi kullanılmışlardır.

KPSS testinde sınanacak hipotezle diğer testlerin hipotezlerinin tersine aşağıdaki şekilde kurulmaktadır:

H_0 : seri durağandır.

H_1 : seri durağan değildir.

Kwiatkowski ve diğerleri KPSS testi ile elde edilen test istatistiğini özel olarak oluşturdukları asimtotik kritik değerler ile karşılaştırmışlardır. Araştırmada da aynı yöntem izlenecektir. KPSS testi ile hesaplanan test istatistiğinin mutlak değerinin Asimtotik mutlak kritik değerlerden küçük olması halinde serinin durağan olduğunu ifade eden H_0 hipotezi kabul edilecektir.

3.4. ANALİZ ve BULGULAR

3.4.1. Veri Seti Dağılım Özelliklerinin İncelenmesi

İMKB 100, Sınai, Hizmet ve Mali endekslerin haftalık kapanış serilerinin dağılımlarına ilişkin verilere tabloda yer verilmiştir.

Tablo 6: İMKB Endeks Serileri Dağılım İstatistikleri

	İMKB 100	İMKB SİN	İMKB HİZ	İMKB MAL
Mean	44163.02	34254.42	23731.27	68285.51
Median	43661.12	33821.47	22211.77	67575.19
Maximum	58053.4	42504.45	35030.26	90354.05
Minimum	33132.3	26418.9	18120.76	50896.38
Std. Dev.	6307.024	4375.817	4355.506	9384.39
Skewness	0.429627	0.151052	0.879399	0.370953
Kurtosis	2.305878	1.812697	2.812357	2.404835
Jarque-Bera	5.236358	6.441606	13.42682	3.882438
Probability	0.072936	0.039923	0.001215	0.143529

Basıklık ve çarpıklık değerlerine değerlendirildiğinde tüm endeks serilerinin sağa çarpık ve basık (kısa-kalın kuyruklu) bir dağılıma sahip olduğu ifade edilebilir.

Endeks serilerinin JB istatistikleri 2 serbestlik derecesinde %95 güven aralığında χ^2 dağılım tablosundan elde edilen $\chi^2_{\text{tab}} = 5.99$ ile karşılaştırıldığında, İMKB 100 ve İMKB Mali endekslerin JB istatistiklerinin χ^2_{tab} değerinin altında oldukları, diğer endekslerin JB istatistiklerinin de χ^2_{tab} değerinden büyük olsalar da yakın oldukları görülmektedir. Bunun yanı sıra JB istatistiğinin olasılık değerinin 0'dan farklı olması da serilerin normal dağılım ya da normal dağılıma yakın bir dağılım gösterdikleri anlamına gelmektedir.

İMKB 100, Sınai, Hizmet ve Mali endekslerin haftalık getiri serilerinin dağılımlarına ilişkin verilere ise aşağıdaki tabloda yer verilmiştir.

Tablo 7: İMKB Endeks Getiri Serileri Dağılım İstatistikleri

	İMKB 100 GETİRİ	İMKB SİN GETİRİ	İMKB HİZ GETİRİ	İMKB MAL GETİRİ
Mean	0.002762	0.002419	0.005983	0.00215
Median	0.005798	0.004808	0.010694	0.006218
Maximum	0.069592	0.069638	0.062532	0.078951
Minimum	-0.121172	-0.091684	-0.061419	-0.143448
Std. Dev.	0.036277	0.030044	0.02869	0.041561
Skewness	-0.552624	-0.773134	-0.370973	-0.542871
Kurtosis	3.308444	4.055642	2.572896	3.366051
Jarque-Bera	5.650884	15.0437	3.145365	5.634218
Probability	0.059282	0.000541	0.207488	0.059779

Basıklık ve çarpıklık değerleri incelendiğinde İMKB endeks getiri serilerinin dağılımın sola çarpık ve sivri (uzun-ince kuyruklu) bir dağılım olduğu ifade edilebilir.

Endeks getiri serilerinin JB istatistikleri 2 serbestlik derecesinde %95 güven aralığında χ^2 dağılım tablosundan elde edilen $\chi^2_{\text{tab}} = 5.99$ ile karşılaştırıldığında, İMKB 100, İMKB Hizmet ve İMKB Mali endeks getiri serilerinin JB istatistiklerinin χ^2_{tab} değerinin altında oldukları, İMKB Sinai endeks getiri serisinin JB istatistiklerinin ise χ^2_{tab} değerinden büyük olsa da χ^2_{tab} değerine yakın bir değer olduğu görülmektedir. Bunun yanı sıra JB istatistiklerinin olasılık değerinin 0'dan farklı olması da serilerin normal dağılım ya da normal dağılıma yakın bir dağılım gösterdikleri anlamına gelmektedir.

3.4.2. Koşu Testi Analiz ve Bulguları

Koşu testi yapılan İMKB 100, Sinai, Hizmet ve Mali endeksleri haftalık fiyat değişimlerinin gösterdiği koşuların görüldüğü ve İMKB endekslerinin koşu testine ilişkin bulguların yer verildiği tablolara aşağıda yer verilmiştir.

Tablo 8: İMKB Endeksleri Fiili Değişimleri

	İMKB 100	İMKB SİN	İMKB HİZ	İMKB MAL		İMKB 100	İMKB SİN	İMKB HİZ	İMKB MAL
1	+	+	+	+	52	-	-	+	-
2	+	+	+	+	53	+	+	+	+
3	-	-	+	-	54	+	+	+	+
4	+	+	+	+	55	+	+	+	+
5	+	+	+	+	56	-	+	-	-
6	+	+	+	+	57	+	+	+	+
7	-	+	+	-	58	-	+	-	-
8	-	-	-	-	59	-	-	-	-
9	+	+	+	+	60	+	+	+	+
10	-	+	-	-	61	-	+	-	-
11	-	-	-	-	62	+	+	+	+
12	+	+	+	+	63	+	+	+	-
13	-	-	-	-	64	+	+	+	+
14	+	+	+	+	65	+	+	-	+
15	-	-	+	-	66	+	+	+	+
16	+	+	+	+	67	-	-	-	-
17	-	-	-	-	68	-	-	-	-
18	-	-	-	-	69	+	+	-	-
19	-	-	-	-	70	+	+	+	+
20	+	+	+	+	71	+	-	+	+
21	-	-	-	-	72	+	-	+	+
22	-	-	+	-	73	-	-	-	-
23	-	-	-	-	74	+	+	+	+
24	+	+	+	+	75	-	-	+	-
25	+	+	-	+	76	+	+	+	+
26	-	-	-	-	77	+	+	+	+
27	+	+	+	+	78	+	+	-	+
28	+	+	+	+	79	+	-	+	+
29	+	+	+	+	80	-	-	-	-
30	+	+	+	+	81	-	-	+	-
31	-	+	+	+	82	-	-	-	-
32	-	-	-	-	83	-	-	-	-
33	+	+	+	+	84	+	+	+	-
34	-	+	+	-	85	+	+	+	+
35	+	+	+	+	86	-	-	-	-
36	-	-	-	-	87	+	+	+	+
37	+	+	+	+	88	+	+	+	+
38	-	-	-	-	89	+	-	+	+
39	+	+	+	+	90	+	+	+	+
40	+	+	+	+	91	+	+	-	+
41	+	+	+	+	92	-	-	-	-
42	-	-	-	-	93	+	+	+	+
43	+	+	-	+	94	+	-	+	+
44	-	-	-	-	95	-	-	+	-
45	-	-	-	-	96	+	+	+	+
46	+	+	+	+	97	-	-	-	-
47	+	+	+	+	98	+	+	+	+
48	+	+	+	+	99	+	+	+	+
49	-	-	-	-	100	-	-	-	-
50	-	-	+	-	101	-	-	-	-
51	-	-	-	-	102	+	+	+	+

Tablo 9: Koşu Testleri Sonucu Elde Edilen Bulgular

Endeks	n+	n-	Beklenen Koşu	Fiili Koşu	Standart Sapma	Z-Hes
İMKB 100	58	44	49.04	55	4.93	1.108
İMKB SİN	60	42	48.41	52	4.87	0.429
İMKB HİZ	63	39	47.18	51	4.74	0.700
İMKB MAL	56	46	49.51	57	4.98	1.405

İMKB endekslerinin gösterdikleri koşu sayılarının beklenen koşu sayılarına yakın olması endekslerdeki değişimlerin rassal olarak meydana geldiğinin bir göstergesidir. 4 endeks için de gerçekleştirilen koşu testleri sonucu elde edilen Z istatistiklerinin %95 güven aralığında Z tablo değerleri olan ± 1.96 aralığında olması endekslerin gösterdiği fiili koşu sayısının beklenen koşu sayısından istatistiksel olarak farklı olmadığı anlamına gelmekte ve H_0 hipotezi kabul edilmektedir. Dolayısı ile koşu testlerinin sonuçları İMKB endekslerinin rassal yürüyüş gösterdiklerini işaret etmektedir.

3.4.3. Otokorelasyon Testi Analiz ve Bulguları

İMKB endeksleri getiri serilerinin otokorelasyon testlerine ilişkin bulgulara tabloda yer verilmektedir:

Tablo 10: İMKB Endeksleri Getiri Serisi Otokorelasyon Katsayıları

k	İMKB 100	İMKB SİN	İMKB HİZ	İMKB MAL
1	-0.060	-0.052	-0.067	-0.050
2	0.031	-0.024	-0.012	0.045
3	0.007	0.055	-0.009	-0.025
4	-0.097	-0.045	-0.076	-0.092
5	0.011	0.006	0.007	0.008
6	-0.108	-0.175	-0.025	-0.096
7	-0.123	-0.092	-0.079	-0.113
8	0.085	0.148	0.014	0.053
9	-0.034	-0.080	-0.032	-0.030

10	0.134	0.218	0.117	0.090
11	0.033	-0.061	0.001	0.033
12	-0.127	-0.104	-0.128	-0.107
13	0.137	0.085	0.115	0.142
14	0.050	0.108	-0.024	0.042
15	0.115	0.166	0.035	0.087
16	-0.041	-0.086	-0.124	-0.031
17	-0.118	-0.103	-0.041	-0.111
18	-0.053	0.031	-0.019	-0.074
19	-0.026	-0.116	0.014	-0.007
20	-0.186	-0.106	-0.140	-0.197
21	-0.001	-0.020	0.006	-0.002
22	-0.101	-0.058	-0.077	-0.104
23	0.220	0.170	0.114	0.206
24	0.049	0.012	0.036	0.057
25	-0.002	-0.038	0.051	0.003

Elde edilen korelasyon katsayıları incelendiğinde hepsinin 0'a çok yakın olduğu görülmektedir. Otokorelasyon katsayılarının %95 güven aralığında ± 0.192 değerleri arasında yer almaları halinde 0'dan farklı olmayacaklarına otokorelasyon testine ilişkin bölümde değinilmişti. Bu açıdan elde edilen otokorelasyon katsayıları değerlendirildiğinde gecikme 1'den 25'e kadar tüm gecikmelerde %95 güven aralığında 0'dan farklı olan otokorelasyon katsayılarının İMKB Mali endeks getiri serisinde 2 adet, İMKB 100 endeksi getiri serisinde 1 adet ve İMKB Sınai endeksi getiri serisinde ise 1 adet olduğu görülmektedir. İstatistiksel olarak 0'dan farklı olan katsayılar tabloda kalın olarak gösterilmiştir. Geriye kalan 96 adet otokorelasyon katsayısı istatistiksel olarak 0'dan farklı değildir.

Toplam anlamlı korelasyon katsayısı yüzdesi %4 olup oldukça düşüktür. Elde edilen sonuçlara göre otokorelasyon katsayılarının 0'dan farklı olmadığını ve dolayısı ile endeks getiri serilerinin rassal yürüyüş gösterdiğini savunan H_0 hipotezi kabul edilecektir.

Tablo 11'de ise İMKB endeksleri getiri serilerinin otokorelasyon katsayılarına ait LB istatistikleri ve olasılık değerlerine yer verilmiştir:

Tablo 11: İMKB Endeksleri Getiri Serisi LB istatistikleri

k	İMKB 100		İMKB SİNAİ		İMKB HİZMET		İMKB MALİ		χ^2_{tab}
	LB-Stat	Prob	LB-Stat	Prob	LB-Stat	Prob	LB-Stat	Prob	
1	0.388	0.533	0.282	0.595	0.470	0.493	0.266	0.606	7.879
2	0.488	0.784	0.341	0.843	0.486	0.784	0.483	0.786	10.597
3	0.493	0.920	0.669	0.881	0.495	0.920	0.552	0.907	12.838
4	1.522	0.823	0.892	0.926	1.126	0.890	1.482	0.830	14.860
5	1.535	0.909	0.896	0.971	1.132	0.951	1.489	0.914	16.750
6	2.836	0.829	4.291	0.637	1.199	0.977	2.519	0.866	18.548
7	4.554	0.714	5.252	0.629	1.907	0.965	3.947	0.786	20.278
8	5.369	0.717	7.747	0.459	1.929	0.983	4.261	0.833	21.955
9	5.501	0.789	8.486	0.486	2.050	0.991	4.366	0.886	23.589
10	7.582	0.670	14.010	0.173	3.641	0.962	5.305	0.870	25.188
11	7.711	0.739	14.446	0.209	3.641	0.979	5.436	0.908	26.757
12	9.638	0.648	15.733	0.204	5.590	0.935	6.788	0.871	28.300
13	11.888	0.537	16.605	0.218	7.181	0.893	9.195	0.758	29.819
14	12.189	0.591	18.025	0.206	7.253	0.925	9.412	0.804	31.319
15	13.823	0.539	21.403	0.124	7.400	0.946	10.351	0.797	32.801
16	14.030	0.596	22.321	0.133	9.304	0.900	10.473	0.841	34.267
17	15.776	0.540	23.649	0.129	9.512	0.923	12.028	0.798	35.719
18	16.134	0.583	23.771	0.163	9.558	0.945	12.715	0.808	37.156
19	16.224	0.642	25.505	0.145	9.583	0.962	12.722	0.852	38.582
20	20.752	0.412	26.956	0.137	12.152	0.911	17.795	0.601	39.997
21	20.752	0.474	27.010	0.171	12.156	0.935	17.795	0.662	41.401
22	22.120	0.453	27.453	0.195	12.951	0.935	19.250	0.630	42.795
23	28.634	0.193	31.381	0.114	14.714	0.905	25.001	0.350	44.181
24	28.957	0.222	31.402	0.143	14.891	0.924	25.441	0.382	45.559
25	28.958	0.266	31.604	0.170	15.249	0.935	25.443	0.438	46.928

Otokorelasyon testine tabi tutulan tüm İMKB endeks getiri serileri için hesaplanana LB istatistikleri χ^2_{tab} değerlerinden altında çıkmıştır. Tüm değerlerin olasılık değerleri de 0'dan farklıdır. k=1 ve k=m aralığındaki tüm otokorelasyon katsayılarının kümülatif değerleri 0'a denktir ve dolayısı ile serilerin rassal yürüyüş gösterdiğini ifade eden H_0 hipotezi kabul edilir.

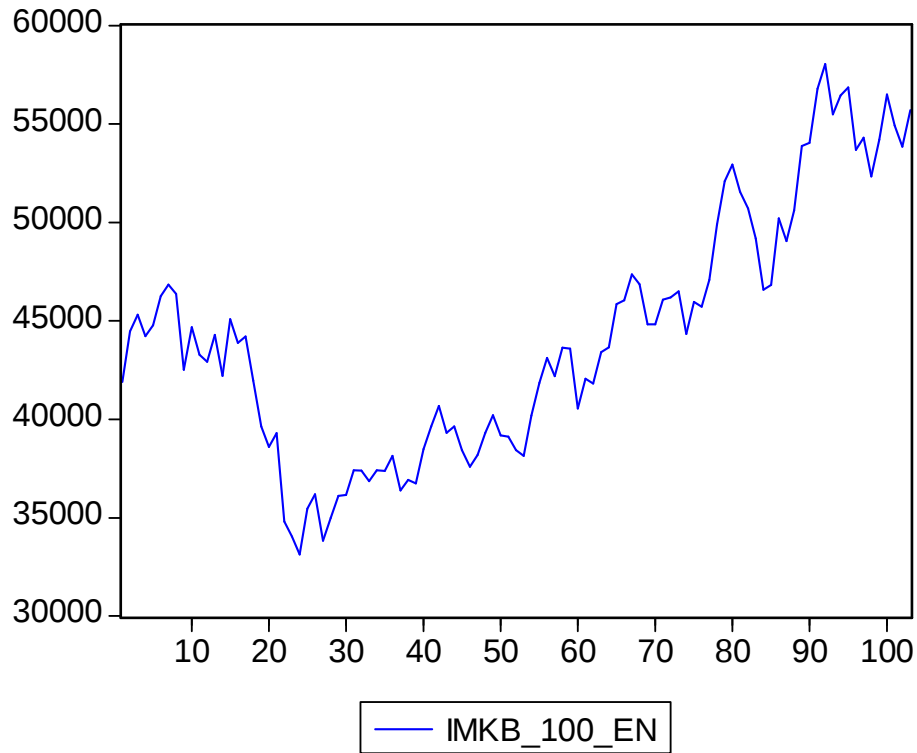
3.4.4. Birim Kök Testleri Analiz ve Bulguları

İMKB 100, Sınai, Hizmet ve Mali endeksleri ve bu endekslerin getiri serileri üzerine yapılan 4 farklı birim kök testine ait sonuçlar ve yorumlarına bu bölümde yer verilmiştir.

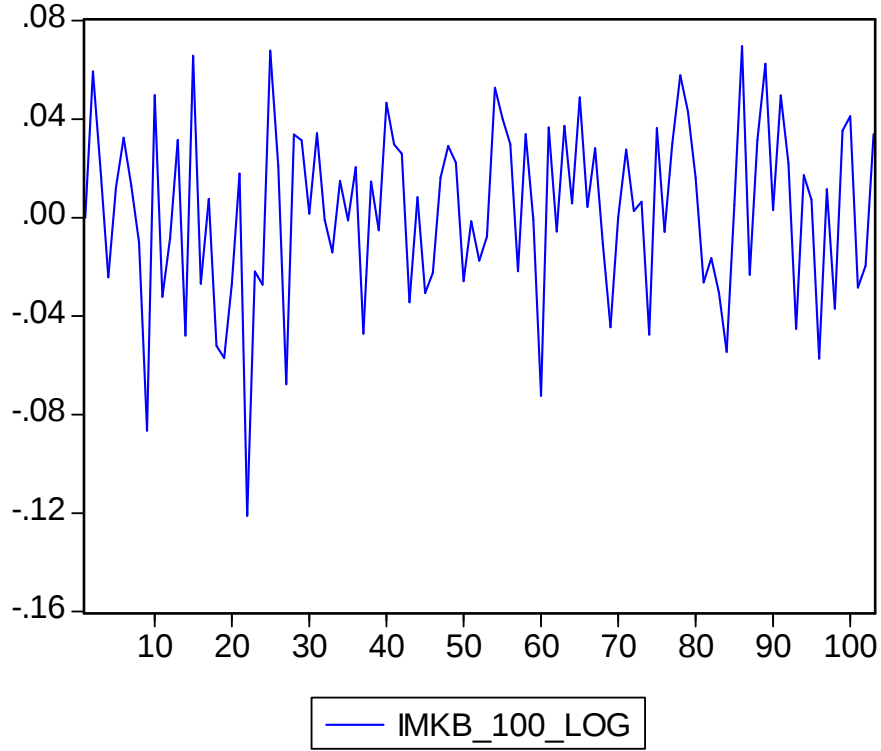
3.4.4.1. İMKB 100 Endeksi Üzerine Yapılan Birim Kök Testleri Sonuçları

İMKB 100 endeksi haftalık kapanış serisi ve bu serinin logaritmik farklarından oluşturulan haftalık getiri serisinin grafiksel gösterimlerinden her iki serinin de sürüklenmeli ve trendli olduğu görülmektedir. Bu nedenle İMKB 100 endeksi üzerine yapılacak birim kök testlerinde sürüklenmeli ve trendli model kullanılmıştır.

Şekil 3: İMKB 100 Endeksi Haftalık Serisi



Şekil 4: İMKB 100 Endeksi Haftalık Getiri Serisi



İMKB 100 endeksi serisine uygulanan GDF testi sonucu elde edilen test istatistiği -1.897588 olarak hesaplanmıştır. GDF testinde %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde İMKB 100 endeksi için hesaplanan test istatistiği kritik değerleri sırasıyla -4.050509, -3.454471 ve -3.152909'dur. Elde edilen test istatistiğinin mutlak değeri, kritik değerlerin mutlak değerleri ile karşılaştırıldığında test istatistiğinin kritik değerlerden küçük olduğu görülmektedir. Bu durumda H_0 kabul edilir. Yani seri birim köke sahiptir ve durağan değildir.

Tablo 12: İMKB 100 Endeksi Serisi GDF Testi Sonuçları

Null Hypothesis: IMKB_100_EN has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.897588	0.6486
Test critical values: 1% level	-4.050509	
5% level	-3.454471	
10% level	-3.152909	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(IMKB_100_EN)
Method: Least Squares
Date: 02/24/09 Time: 23:13
Sample (adjusted): 2 103
Included observations: 102 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IMKB_100_EN(-1)	-0.066763	0.035183	-1.897588	0.0607
C	2294.571	1322.918	1.734478	0.0859
@TREND(1)	15.17552	7.410605	2.047811	0.0432
R-squared	0.044669	Mean dependent var		135.2256
Adjusted R-squared	0.025370	S.D. dependent var		1605.127
S.E. of regression	1584.635	Akaike info criterion		17.60307
Sum squared resid	2.49E+08	Schwarz criterion		17.68027
Log likelihood	-894.7564	F-statistic		2.314509
Durbin-Watson stat	2.042875	Prob(F-statistic)		0.104139

İMKB 100 endeksi getiri serisine uygulanan GDF testi sonucu elde edilen test istatistiği -10.69231 olarak hesaplanmıştır. GDF testinde %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde İMKB 100 endeksi getiri serisi için hesaplanan test istatistiği kritik değerleri sırasıyla -4.050509, -3.454471 ve -3.152909'dur. Elde edilen test istatistiğinin mutlak değeri, kritik değerlerin mutlak değerleri ile karşılaştırıldığında

test istatistiğinin kritik değerlerden büyük olduğu görülmektedir. Bu durumda H_0 kabul edilemez. Yani getiri serisi birim köke sahip değildir ve durağandır.

Tablo 13: İMKB 100 Endeksi Getiri Serisi GDF Testi Sonuçları

Null Hypothesis: IMKB_100_LOG has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.69231	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.050509	
5% level	-3.454471	
10% level	-3.152909	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(IMKB_100_LOG)

Method: Least Squares

Date: 02/24/09 Time: 23:16

Sample (adjusted): 2 103

Included observations: 102 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IMKB_100_LOG(-1)	-1.074293	0.100473	-10.69231	0.0000
C	-0.003390	0.007298	-0.464542	0.6433
@TREND(1)	0.000124	0.000123	1.001605	0.3190
R-squared	0.535960	Mean dependent var		0.000331
Adjusted R-squared	0.526585	S.D. dependent var		0.053131
S.E. of regression	0.036557	Akaike info criterion		-3.750941
Sum squared resid	0.132302	Schwarz criterion		-3.673736
Log likelihood	194.2980	F-statistic		57.17175
Durbin-Watson stat	1.969269	Prob(F-statistic)		0.000000

İMKB 100 endeksi serisine uygulanan DF^{GEKK} testi sonucu elde edilen test istatistiği -1.584583 olarak hesaplanmıştır. DF^{GEKK} testinde %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde İMKB 100 endeksi için hesaplanan test istatistiği kritik değerleri sırasıyla -3.5776, -3.0280 ve -2.7380'dir. Elde edilen test istatistiğinin

mutlak değeri, kritik değerlerin mutlak değerleri ile karşılaştırıldığında test istatistiğinin kritik değerlerden küçük olduğu görülmektedir. Bu durumda H_0 kabul edilir. Yani seri birim köke sahiptir ve durağan değildir.

Tablo 14: İMKB 100 Endeksi Serisi DF^{GEKK} Testi Sonuçları

Null Hypothesis: IMKB_100_EN has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=5)

	t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic	-1.584583
Test critical values: 1% level	-3.577600
5% level	-3.028000
10% level	-2.738000

*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals
Dependent Variable: D(GLSRESID)
Method: Least Squares
Date: 02/24/09 Time: 23:20
Sample (adjusted): 2 103
Included observations: 102 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.051993	0.032812	-1.584583	0.1162
R-squared	0.024008	Mean dependent var		25.55867
Adjusted R-squared	0.024008	S.D. dependent var		1605.127
S.E. of regression	1585.742	Akaike info criterion		17.58525
Sum squared resid	2.54E+08	Schwarz criterion		17.61098
Log likelihood	-895.8477	Durbin-Watson stat		2.029544

İMKB 100 endeksi getiri serisine uygulanan DF^{GEKK} testi sonucu elde edilen test istatistiği -10.73998 olarak hesaplanmıştır. DF^{GEKK} testinde %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde İMKB 100 endeksi getiri serisi için hesaplanan test istatistiği kritik değerleri sırasıyla -3.5776, -3.0280 ve -2.7380'dir. Elde edilen test istatistiğinin mutlak değeri, kritik değerlerin mutlak değerleri ile karşılaştırıldığında

test istatistiğinin kritik değerlerden büyük olduğu görülmektedir. Bu durumda H_0 kabul edilemez. Yani getiri serisi birim köke sahip değildir ve durağandır.

Tablo 15: İMKB 100 Endeksi Getiri Serisi DF^{GEKK} Testi Sonuçları

Null Hypothesis: IMKB_100_LOG has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=5)

	t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic	-10.73998
Test critical values: 1% level	-3.577600
5% level	-3.028000
10% level	-2.738000

*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals

Dependent Variable: D(GLSRESID)

Method: Least Squares

Date: 02/24/09 Time: 23:22

Sample (adjusted): 2 103

Included observations: 102 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-1.067997	0.099441	-10.73998	0.0000
R-squared	0.533152	Mean dependent var		0.000188
Adjusted R-squared	0.533152	S.D. dependent var		0.053131
S.E. of regression	0.036302	Akaike info criterion		-3.784124
Sum squared resid	0.133102	Schwarz criterion		-3.758389
Log likelihood	193.9903	Durbin-Watson stat		1.969953

İMKB 100 endeksi serisine uygulanan PP testi sonucu elde edilen test istatistiği -1.827683 olarak hesaplanmıştır. PP testinde %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde İMKB 100 endeksi için hesaplanan test istatistiği kritik değerleri sırasıyla -4.050509, -3.454471 ve -3.152909'dur. Elde edilen test istatistiğinin mutlak değeri, kritik değerlerin mutlak değerleri ile karşılaştırıldığında test istatistiğinin kritik

değerlerden küçük olduğu görülmektedir. Bu durumda H_0 kabul edilir. Yani seri birim köke sahiptir ve durağan değildir.

Tablo 16: İMKB 100 Endeksi Serisi PP Testi Sonuçları

Null Hypothesis: IMKB_100_EN has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 5 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.827683	0.6841
Test critical values: 1% level	-4.050509	
5% level	-3.454471	
10% level	-3.152909	

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

Residual variance (no correction)	2437214.
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	2232903.

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(IMKB_100_EN)
Method: Least Squares
Date: 02/24/09 Time: 23:24
Sample (adjusted): 2 103
Included observations: 102 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IMKB_100_EN(-1)	-0.066763	0.035183	-1.897588	0.0607
C	2294.571	1322.918	1.734478	0.0859
@TREND(1)	15.17552	7.410605	2.047811	0.0432
R-squared	0.044669	Mean dependent var		135.2256
Adjusted R-squared	0.025370	S.D. dependent var		1605.127
S.E. of regression	1584.635	Akaike info criterion		17.60307
Sum squared resid	2.49E+08	Schwarz criterion		17.68027
Log likelihood	-894.7564	F-statistic		2.314509
Durbin-Watson stat	2.042875	Prob(F-statistic)		0.104139

İMKB 100 endeksi getiri serisine uygulanan PP testi sonucu elde edilen test istatistiği -10.77453 olarak hesaplanmıştır. PP testinde %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde İMKB 100 endeksi getiri serisi için hesaplanan test istatistiği kritik değerleri sırasıyla -4.050509, -3.454471 ve -3.152909'dur. Elde edilen test istatistiğinin mutlak değeri, kritik değerlerin mutlak değerleri ile karşılaştırıldığında test istatistiğinin kritik değerlerden büyük olduğu görülmektedir. Bu durumda H_0 kabul edilemez. Yani getiri serisi birim köke sahip değildir ve durağandır.

Tablo 17: İMKB 100 Endeksi Getiri Serisi PP Testi Sonuçları

Null Hypothesis: IMKB_100_LOG has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 6 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-10.77453	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.050509	
5% level	-3.454471	
10% level	-3.152909	

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

Residual variance (no correction)	0.001297
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.001105

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(IMKB_100_LOG)
Method: Least Squares
Date: 02/24/09 Time: 23:29
Sample (adjusted): 2 103
Included observations: 102 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IMKB_100_LOG(-1)	-1.074293	0.100473	-10.69231	0.0000
C	-0.003390	0.007298	-0.464542	0.6433
@TREND(1)	0.000124	0.000123	1.001605	0.3190
R-squared	0.535960	Mean dependent var		0.000331
Adjusted R-squared	0.526585	S.D. dependent var		0.053131

S.E. of regression	0.036557	Akaike info criterion	-3.750941
Sum squared resid	0.132302	Schwarz criterion	-3.673736
Log likelihood	194.2980	F-statistic	57.17175
Durbin-Watson stat	1.969269	Prob(F-statistic)	0.000000

İMKB 100 endeksi serisine uygulanan KPSS testi sonucu elde edilen test istatistiği 0.264750 olarak hesaplanmıştır. KPSS testinde %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde İMKB 100 endeksi için hesaplanan test istatistiği kritik değerleri sırasıyla 0.216, 0.146 ve 0.119'dur. Elde edilen test istatistiğinin mutlak değeri, kritik değerlerin mutlak değerleri ile karşılaştırıldığında test istatistiğinin kritik değerlerden büyük olduğu görülmektedir. Bu durumda H_0 kabul edilemez. Yani seri durağan değildir.

Tablo 18: İMKB 100 Endeksi Serisi KPSS Testi Sonuçları

Null Hypothesis: IMKB_100_EN is stationary
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 8 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.264750
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	19852924
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	1.41E+08

KPSS Test Equation
Dependent Variable: IMKB_100_EN
Method: Least Squares
Date: 02/24/09 Time: 23:32
Sample: 1 103
Included observations: 103

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

C	36580.73	880.2921	41.55522	0.0000
@TREND(1)	148.6722	14.91164	9.970213	0.0000
R-squared	0.496021	Mean dependent var	44163.02	
Adjusted R-squared	0.491031	S.D. dependent var	6307.024	
S.E. of regression	4499.561	Akaike info criterion	19.68057	
Sum squared resid	2.04E+09	Schwarz criterion	19.73173	
Log likelihood	-1011.550	F-statistic	99.40514	
Durbin-Watson stat	0.127265	Prob(F-statistic)	0.000000	

İMKB 100 endeksi getiri serisine uygulanan KPSS testi sonucu elde edilen test istatistiği 0.059646 olarak hesaplanmıştır. KPSS testinde %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde İMKB 100 endeksi getiri serisi için hesaplanan test istatistiği kritik değerleri sırasıyla 0.216, 0.146 ve 0.119'dur. Elde edilen test istatistiğinin mutlak değeri, kritik değerlerin mutlak değerleri ile karşılaştırıldığında test istatistiğinin kritik değerlerden küçük olduğu görülmektedir. Bu durumda H_0 kabul edilir. Yani getiri serisi durağandır.

Tablo 19: İMKB 100 Endeksi Getiri Serisi KPSS Testi Sonuçları

Null Hypothesis: IMKB_100_LOG is stationary
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 7 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.059646
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)	
Residual variance (no correction)	0.001292
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000866

KPSS Test Equation
Dependent Variable: IMKB_100_LOG
Method: Least Squares

Date: 02/24/09 Time: 23:34
Sample: 1 103
Included observations: 103

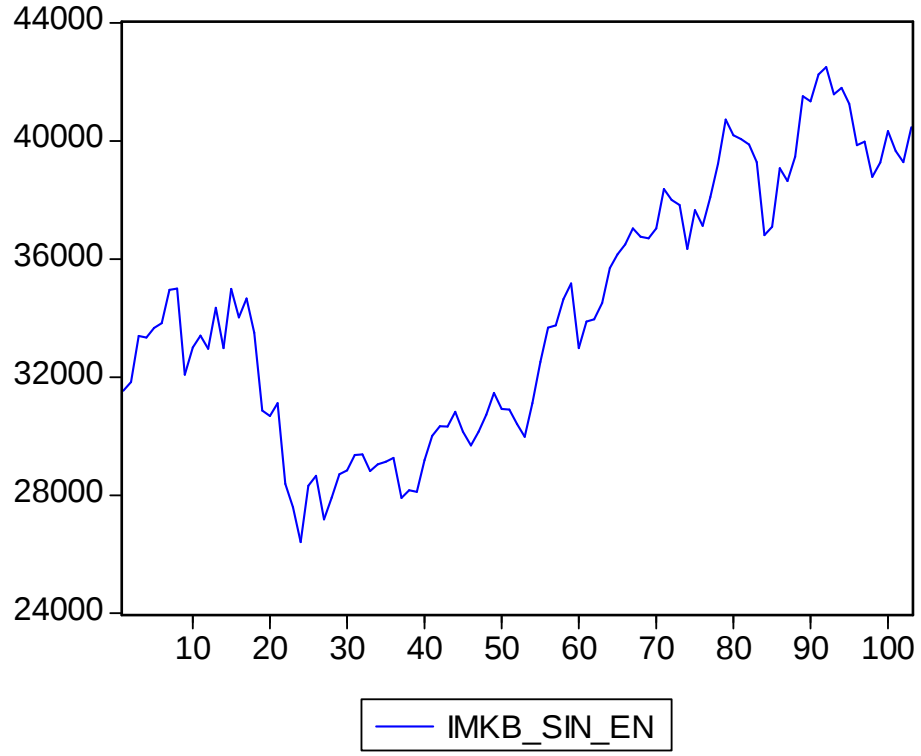
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.003069	0.007101	-0.432258	0.6665
@TREND(1)	0.000114	0.000120	0.950692	0.3440
R-squared	0.008869	Mean dependent var		0.002762
Adjusted R-squared	-0.000944	S.D. dependent var		0.036277
S.E. of regression	0.036294	Akaike info criterion		-3.775105
Sum squared resid	0.133042	Schwarz criterion		-3.723945
Log likelihood	196.4179	F-statistic		0.903815
Durbin-Watson stat	2.143027	Prob(F-statistic)		0.344030

İMKB 100 endeksi serisi ve getiri serisi için yapılan GDF, DF^{GEKK} , PP ve KPSS testlerinin tamamı endeks serisinin birim köke sahip ve durağan olmadığı, getiri serisinin ise birim köke sahip olmadığı ve durağan olduğu yönünde sonuçlar vermişlerdir. Bu sonuçlar İMKB 100 endeksi serisinin, kendisi durağan olmayan ancak birinci farkının oluşturduğu seri durağan olan bir rassal yürüyüş serisi olduğunu işaret etmektedir.

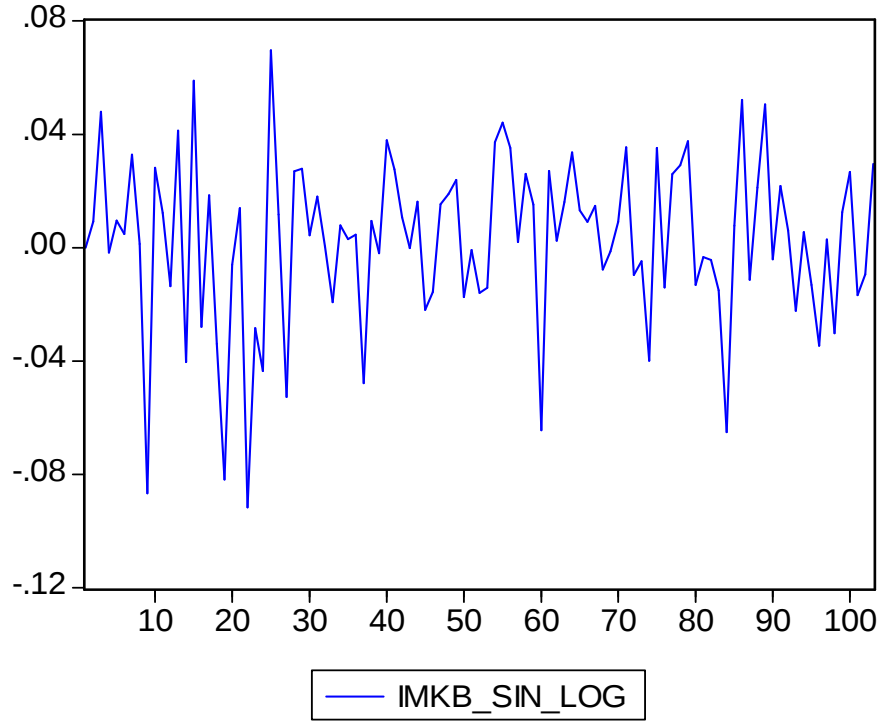
3.4.4.2. İMKB Sinai Endeks Üzerine Yapılan Birim Kök Testleri Sonuçları

İMKB Sinai endeks haftalık kapanış serisi ve bu serinin logaritmik farklarından oluşturulan haftalık getiri serisinin grafiksel gösterimlerinden her iki serinin de sürüklenmeli ve trendli olduğu görülmektedir. Bu nedenle İMKB Sinai endeks üzerine yapılacak birim kök testlerinde sürüklenmeli ve trendli model kullanılmıştır.

Şekil 5: İMKB Sinai Endeks Haftalık Serisi



Şekil 6: İMKB Sinai Endeks Haftalık Getiri Serisi



İMKB Sinai endeks serisine uygulanan GDF testi sonucu elde edilen test istatistiği -1.927302 olarak hesaplanmıştır. GDF testinde %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde İMKB Sinai endeks için hesaplanan test istatistiği kritik değerleri sırasıyla -4.050509, -3.454471 ve -3.152909'dur. Elde edilen test istatistiğinin mutlak değeri, kritik değerlerin mutlak değerleri ile karşılaştırıldığında test istatistiğinin kritik değerlerden küçük olduğu görülmektedir. Bu durumda H_0 kabul edilir. Yani seri birim köke sahiptir ve durağan değildir.

Tablo 20: İMKB Sinai Endeks Serisi GDF Testi Sonuçları

Null Hypothesis: IMKB_SIN_EN has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.927302	0.6330
Test critical values: 1% level	-4.050509	
5% level	-3.454471	
10% level	-3.152909	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(IMKB_SIN_EN)
Method: Least Squares
Date: 02/24/09 Time: 23:40
Sample (adjusted): 2 103
Included observations: 102 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IMKB_SIN_EN(-1)	-0.066747	0.034632	-1.927302	0.0568
C	1885.568	1007.275	1.871949	0.0642
@TREND(1)	9.402516	5.095468	1.845270	0.0680
R-squared	0.039569	Mean dependent var		87.47961
Adjusted R-squared	0.020167	S.D. dependent var		1011.651
S.E. of regression	1001.398	Akaike info criterion		16.68515
Sum squared resid	99276969	Schwarz criterion		16.76236
Log likelihood	-847.9427	F-statistic		2.039375
Durbin-Watson stat	2.049132	Prob(F-statistic)		0.135541

İMKB Sinai endeks getiri serisine uygulanan GDF testi sonucu elde edilen test istatistiği -10.51082 olarak hesaplanmıştır. GDF testinde %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde İMKB Sinai endeks getiri serisi için hesaplanan test istatistiği kritik değerleri sırasıyla -4.050509, -3.454471 ve -3.152909'dur. Elde edilen test istatistiğinin mutlak değeri, kritik değerlerin mutlak değerleri ile karşılaştırıldığında test istatistiğinin kritik değerlerden büyük olduğu görülmektedir. Bu durumda H_0 kabul edilemez. Yani getiri serisi birim köke sahip değildir ve durağandır.

Tablo 21: İMKB Sinai Endeks Getiri Serisi GDF Testi Sonuçları

Null Hypothesis: IMKB_SIN_LOG has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.51082	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.050509	
5% level	-3.454471	
10% level	-3.152909	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(IMKB_SIN_LOG)
Method: Least Squares
Date: 02/24/09 Time: 23:42
Sample (adjusted): 2 103
Included observations: 102 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IMKB_SIN_LOG(-1)	-1.058101	0.100668	-10.51082	0.0000
C	-0.000565	0.006064	-0.093247	0.9259
@TREND(1)	6.08E-05	0.000102	0.594646	0.5534
R-squared	0.527440	Mean dependent var		0.000289
Adjusted R-squared	0.517893	S.D. dependent var		0.043774
S.E. of regression	0.030394	Akaike info criterion		-4.120154
Sum squared resid	0.091457	Schwarz criterion		-4.042949
Log likelihood	213.1279	F-statistic		55.24858
Durbin-Watson stat	1.997628	Prob(F-statistic)		0.000000

İMKB Sinai endeks serisine uygulanan DF^{GEKK} testi sonucu elde edilen test istatistiği -1.692585 olarak hesaplanmıştır. DF^{GEKK} testinde %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde İMKB Sinai endeks için hesaplanan test istatistiği kritik değerleri sırasıyla -3.5776, -3.0280 ve -2.7380'dir. Elde edilen test istatistiğinin mutlak değeri, kritik değerlerin mutlak değerleri ile karşılaştırıldığında test istatistiğinin kritik değerlerden küçük olduğu görülmektedir. Bu durumda H_0 kabul edilir. Yani seri birim köke sahiptir ve durağan değildir.

Tablo 22: İMKB Sinai Endeks Serisi DF^{GEKK} Testi Sonuçları

Null Hypothesis: IMKB_SIN_EN has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=5)

	t-Statistic
Elliott-Rootenber-Stok DF-GLS test statistic	-1.692585
Test critical values: 1% level	-3.577600
5% level	-3.028000
10% level	-2.738000

*Elliott-Rootenber-Stok (1996, Table 1)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals
Dependent Variable: D(GLSRESID)
Method: Least Squares
Date: 02/24/09 Time: 23:43
Sample (adjusted): 2 103
Included observations: 102 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.055398	0.032730	-1.692585	0.0936
R-squared	0.027579	Mean dependent var		1.854972
Adjusted R-squared	0.027579	S.D. dependent var		1011.651
S.E. of regression	997.6028	Akaike info criterion		16.65834
Sum squared resid	1.01E+08	Schwarz criterion		16.68408
Log likelihood	-848.5755	Durbin-Watson stat		2.046922

İMKB Sinai endeks getiri serisine uygulanan DF^{GEKK} testi sonucu elde edilen test istatistiği -10.54575 olarak hesaplanmıştır. DF^{GEKK} testinde %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde İMKB Sinai endeks getiri serisi için hesaplanan test istatistiği kritik değerleri sırasıyla -3.5776, -3.0280 ve -2.7380'dir. Elde edilen test istatistiğinin mutlak değeri, kritik değerlerin mutlak değerleri ile karşılaştırıldığında test istatistiğinin kritik değerlerden büyük olduğu görülmektedir. Bu durumda H_0 kabul edilemez. Yani getiri serisi birim köke sahip değildir ve durağandır.

Tablo 23: İMKB Sinai Endeks Getiri Serisi DF^{GEKK} Testi Sonuçları

Null Hypothesis: IMKB_SIN_LOG has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=5)

	t-Statistic
Elliott-Rootenber-Stock DF-GLS test statistic	-10.54575
Test critical values: 1% level	-3.577600
5% level	-3.028000
10% level	-2.738000

*Elliott-Rootenber-Stock (1996, Table 1)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals

Dependent Variable: D(GLSRESID)

Method: Least Squares

Date: 02/24/09 Time: 23:45

Sample (adjusted): 2 103

Included observations: 102 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-1.050234	0.099588	-10.54575	0.0000
R-squared	0.524055	Mean dependent var		0.000182
Adjusted R-squared	0.524055	S.D. dependent var		0.043774
S.E. of regression	0.030199	Akaike info criterion		-4.152232
Sum squared resid	0.092113	Schwarz criterion		-4.126497
Log likelihood	212.7638	Durbin-Watson stat		1.998398

İMKB Sinai endeks serisine uygulanan PP testi sonucu elde edilen test istatistiği -1.927302 olarak hesaplanmıştır. PP testinde %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde İMKB Sinai endeks için hesaplanan test istatistiği kritik değerleri sırasıyla -4.050509, -3.454471 ve -3.152909'dur. Elde edilen test istatistiğinin mutlak değeri, kritik değerlerin mutlak değerleri ile karşılaştırıldığında test istatistiğinin kritik değerlerden küçük olduğu görülmektedir. Bu durumda H_0 kabul edilir. Yani seri birim köke sahiptir ve durağan değildir.

Tablo 24: İMKB Sinai Endeks Serisi PP Testi Sonuçları

Null Hypothesis: IMKB_SIN_EN has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 0 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.927302	0.6330
Test critical values: 1% level	-4.050509	
5% level	-3.454471	
10% level	-3.152909	

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

Residual variance (no correction)	973303.6
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	973303.6

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(IMKB_SIN_EN)
Method: Least Squares
Date: 02/24/09 Time: 23:47
Sample (adjusted): 2 103
Included observations: 102 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IMKB_SIN_EN(-1)	-0.066747	0.034632	-1.927302	0.0568
C	1885.568	1007.275	1.871949	0.0642
@TREND(1)	9.402516	5.095468	1.845270	0.0680
R-squared	0.039569	Mean dependent var		87.47961
Adjusted R-squared	0.020167	S.D. dependent var		1011.651

S.E. of regression	1001.398	Akaike info criterion	16.68515
Sum squared resid	99276969	Schwarz criterion	16.76236
Log likelihood	-847.9427	F-statistic	2.039375
Durbin-Watson stat	2.049132	Prob(F-statistic)	0.135541

İMKB Sinai endeks getiri serisine uygulanan PP testi sonucu elde edilen test istatistiği -10.51129 olarak hesaplanmıştır. PP testinde %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde İMKB Sinai endeks getiri serisi için hesaplanan test istatistiği kritik değerleri sırasıyla -4.050509, -3.454471 ve -3.152909'dur. Elde edilen test istatistiğinin mutlak değeri, kritik değerlerin mutlak değerleri ile karşılaştırıldığında test istatistiğinin kritik değerlerden büyük olduğu görülmektedir. Bu durumda H_0 kabul edilemez. Yani getiri serisi birim köke sahip değildir ve durağandır.

Tablo 25: İMKB Sinai Endeks Getiri Serisi PP Testi Sonuçları

Null Hypothesis: IMKB_SIN_LOG has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 1 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-10.51129	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.050509	
5% level	-3.454471	
10% level	-3.152909	

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

Residual variance (no correction)	0.000897
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000895

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(IMKB_SIN_LOG)
Method: Least Squares
Date: 02/24/09 Time: 23:50
Sample (adjusted): 2 103
Included observations: 102 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

İMKB_SIN_LOG(-1)	-1.058101	0.100668	-10.51082	0.0000
C	-0.000565	0.006064	-0.093247	0.9259
@TREND(1)	6.08E-05	0.000102	0.594646	0.5534
R-squared	0.527440	Mean dependent var	0.000289	
Adjusted R-squared	0.517893	S.D. dependent var	0.043774	
S.E. of regression	0.030394	Akaike info criterion	-4.120154	
Sum squared resid	0.091457	Schwarz criterion	-4.042949	
Log likelihood	213.1279	F-statistic	55.24858	
Durbin-Watson stat	1.997628	Prob(F-statistic)	0.000000	

İMKB Sinai endeks serisine uygulanan KPSS testi sonucu elde edilen test istatistiği 0.234710 olarak hesaplanmıştır. KPSS testinde %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde İMKB Sinai endeks için hesaplanan test istatistiği kritik değerleri sırasıyla 0.216, 0.146 ve 0.119'dur. Elde edilen test istatistiğinin mutlak değeri, kritik değerlerin mutlak değerleri ile karşılaştırıldığında test istatistiğinin kritik değerlerden büyük olduğu görülmektedir. Bu durumda H_0 kabul edilemez. Yani seri durağan değildir.

Tablo 26: İMKB Sinai Endeks Serisi KPSS Testi Sonuçları

Null Hypothesis: İMKB_SIN_EN is stationary		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Bandwidth: 8 (Newey-West using Bartlett kernel)		
		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.234710
Asymptotic critical values*:	1% level	0.216000
	5% level	0.146000
	10% level	0.119000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)		
Residual variance (no correction)		8120464.
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		59205511

KPSS Test Equation
Dependent Variable: İMKB_SIN_EN

Method: Least Squares
Date: 02/24/09 Time: 23:52
Sample: 1 103
Included observations: 103

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	28606.52	562.9956	50.81126	0.0000
@TREND(1)	110.7431	9.536821	11.61216	0.0000
R-squared	0.571748	Mean dependent var		34254.42
Adjusted R-squared	0.567508	S.D. dependent var		4375.817
S.E. of regression	2877.719	Akaike info criterion		18.78661
Sum squared resid	8.36E+08	Schwarz criterion		18.83777
Log likelihood	-965.5104	F-statistic		134.8424
Durbin-Watson stat	0.123651	Prob(F-statistic)		0.000000

İMKB Sinai endeks getiri serisine uygulanan KPSS testi sonucu elde edilen test istatistiği 0.070327 olarak hesaplanmıştır. KPSS testinde %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde İMKB Sinai endeks getiri serisi için hesaplanan test istatistiği kritik değerleri sırasıyla 0.216, 0.146 ve 0.119'dur. Elde edilen test istatistiğinin mutlak değeri, kritik değerlerin mutlak değerleri ile karşılaştırıldığında test istatistiğinin kritik değerlerden küçük olduğu görülmektedir. Bu durumda H_0 kabul edilir. Yani getiri serisi durağandır.

Tablo 27: İMKB Sinai Endeks Getiri Serisi KPSS Testi Sonuçları

Null Hypothesis: IMKB_SIN_LOG is stationary
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 2 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.070327
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	0.000891
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000801

KPSS Test Equation
Dependent Variable: İMKB_SIN_LOG
Method: Least Squares
Date: 02/24/09 Time: 23:54
Sample: 1 103
Included observations: 103

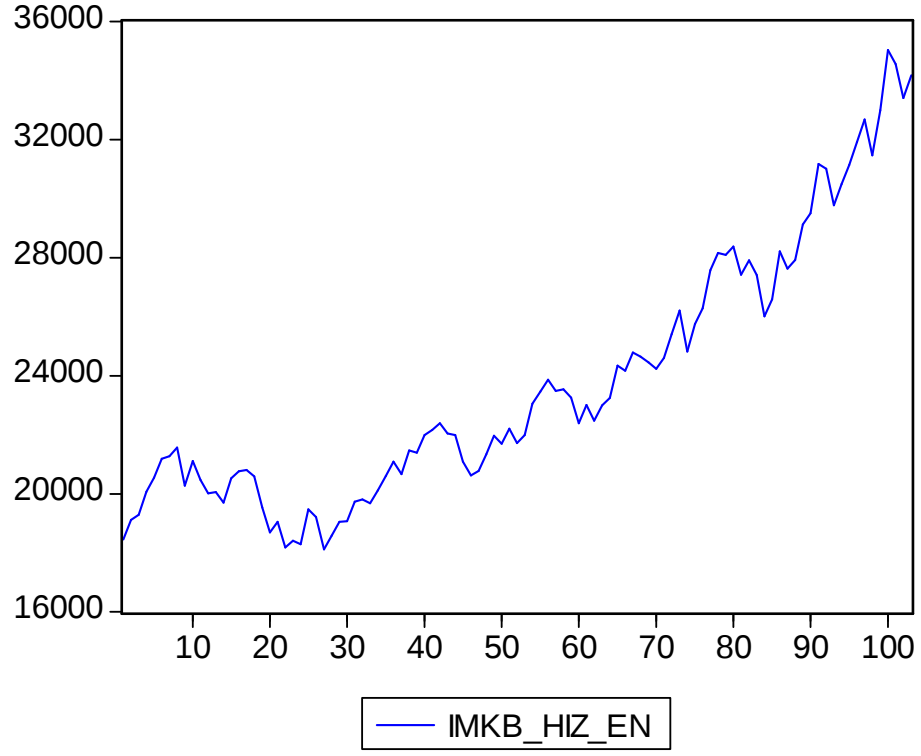
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000538	0.005897	-0.091182	0.9275
@TREND(1)	5.80E-05	9.99E-05	0.580345	0.5630
R-squared	0.003324	Mean dependent var		0.002419
Adjusted R-squared	-0.006545	S.D. dependent var		0.030044
S.E. of regression	0.030142	Akaike info criterion		-4.146536
Sum squared resid	0.091765	Schwarz criterion		-4.095377
Log likelihood	215.5466	F-statistic		0.336800
Durbin-Watson stat	2.109089	Prob(F-statistic)		0.562975

İMKB Sinai endeks serisi ve getiri serisi için yapılan GDF, DF^{GEKK} , PP ve KPSS testlerinin tamamı endeks serisinin birim köke sahip ve durağan olmadığı, getiri serisinin ise birim köke sahip olmadığı ve durağan olduğu yönünde sonuçlar vermişlerdir. Bu sonuçlar İMKB Sinai endeks serisinin, kendisi durağan olmayan ancak birinci farkının oluşturduğu seri durağan olan bir rassal yürüyüş serisi olduğunu işaret etmektedir.

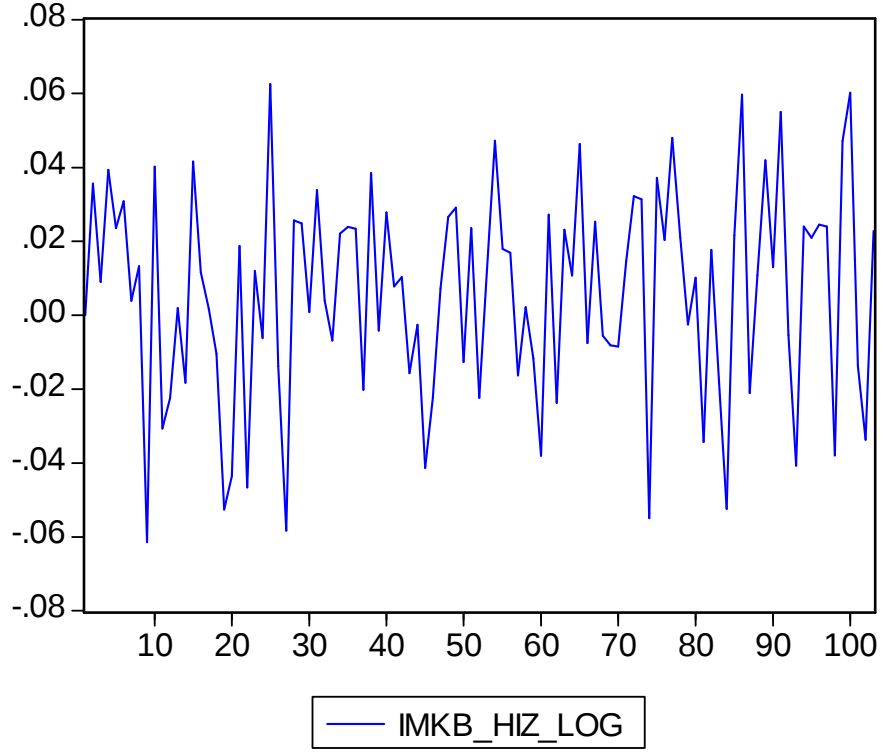
3.4.4.3. İMKB Hizmet Endeksi Üzerine Yapılan Birim Kök Testleri Sonuçları

İMKB Hizmet endeksi haftalık kapanış serisi ve bu serinin logaritmik farklarından oluşturulan haftalık getiri serisinin grafiksel gösterimlerinden her iki serinin de sürüklenmeli ve trendli olduğu görülmektedir. Bu nedenle İMKB Hizmet endeksi üzerine yapılacak birim kök testlerinde sürüklenmeli ve trendli model kullanılmıştır.

Şekil 7: İMKB Hizmet Endeksi Haftalık Serisi



Şekil 8: İMKB Hizmet Endeksi Haftalık Getiri Serisi



İMKB Hizmet endeksi serisine uygulanan GDF testi sonucu elde edilen test istatistiği -1.518210 olarak hesaplanmıştır. GDF testinde %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde İMKB Hizmet endeksi için hesaplanan test istatistiği kritik değerleri sırasıyla -4.050509, -3.454471 ve -3.152909'dur. Elde edilen test istatistiğinin mutlak değeri, kritik değerlerin mutlak değerleri ile karşılaştırıldığında test istatistiğinin kritik değerlerden küçük olduğu görülmektedir. Bu durumda H_0 kabul edilir. Yani seri birim köke sahiptir ve durağan değildir.

Tablo 28: İMKB Hizmet Endeksi Serisi GDF Testi Sonuçları

Null Hypothesis: IMKB_HIZ_EN has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.518210	0.8171
Test critical values: 1% level	-4.050509	
5% level	-3.454471	
10% level	-3.152909	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(IMKB_HIZ_EN)
Method: Least Squares
Date: 02/25/09 Time: 00:20
Sample (adjusted): 2 103
Included observations: 102 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IMKB_HIZ_EN(-1)	-0.059583	0.039245	-1.518210	0.1321
C	1006.784	678.3743	1.484113	0.1410
@TREND(1)	10.78101	5.637781	1.912279	0.0587
R-squared	0.038153	Mean dependent var		154.1357
Adjusted R-squared	0.018721	S.D. dependent var		709.5267
S.E. of regression	702.8537	Akaike info criterion		15.97715
Sum squared resid	48906327	Schwarz criterion		16.05435
Log likelihood	-811.8344	F-statistic		1.963467
Durbin-Watson stat	2.072675	Prob(F-statistic)		0.145799

İMKB Hizmet endeksi getiri serisine uygulanan GDF testi sonucu elde edilen test istatistiği -10.79433 olarak hesaplanmıştır. GDF testinde %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde İMKB Hizmet endeksi getiri serisi için hesaplanan test istatistiği kritik değerleri sırasıyla -4.050509, -3.454471 ve -3.152909'dur. Elde edilen test istatistiğinin mutlak değeri, kritik değerlerin mutlak değerleri ile karşılaştırıldığında test istatistiğinin kritik değerlerden büyük olduğu görülmektedir. Bu durumda H_0 kabul edilemez. Yani getiri serisi birim köke sahip değildir ve durağandır.

Tablo 29: İMKB Hizmet Endeksi Getiri Serisi GDF Testi Sonuçları

Null Hypothesis: IMKB_HIZ_LOG has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.79433	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.050509	
5% level	-3.454471	
10% level	-3.152909	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(IMKB_HIZ_LOG)

Method: Least Squares

Date: 02/25/09 Time: 00:18

Sample (adjusted): 2 103

Included observations: 102 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IMKB_HIZ_LOG(-1)	-1.082241	0.100260	-10.79433	0.0000
C	0.001862	0.005770	0.322648	0.7476
@TREND(1)	9.04E-05	9.75E-05	0.927416	0.3560
R-squared	0.540650	Mean dependent var		0.000224
Adjusted R-squared	0.531370	S.D. dependent var		0.042229
S.E. of regression	0.028909	Akaike info criterion		-4.220370
Sum squared resid	0.082736	Schwarz criterion		-4.143165
Log likelihood	218.2388	F-statistic		58.26089
Durbin-Watson stat	1.993715	Prob(F-statistic)		0.000000

İMKB Hizmet endeksi serisine uygulanan DF^{GEKK} testi sonucu elde edilen test istatistiği -1.502821 olarak hesaplanmıştır. DF^{GEKK} testinde %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde İMKB Hizmet endeksi için hesaplanan test istatistiği kritik değerleri sırasıyla -3.5776, -3.0280 ve -2.7380'dir. Elde edilen test istatistiğinin mutlak değeri, kritik değerlerin mutlak değerleri ile karşılaştırıldığında test istatistiğinin kritik değerlerden küçük olduğu görülmektedir. Bu durumda H_0 kabul edilir. Yani seri birim köke sahiptir ve durağan değildir.

Tablo 30: İMKB Hizmet Endeksi Serisi DF^{GEKK} Testi Sonuçları

Null Hypothesis: IMKB_HIZ_EN has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=5)

	t-Statistic
Elliott-Rootenber-Stok DF-GLS test statistic	-1.502821
Test critical values: 1% level	-3.577600
5% level	-3.028000
10% level	-2.738000

*Elliott-Rootenber-Stok (1996, Table 1)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals
Dependent Variable: D(GLSRESID)
Method: Least Squares
Date: 02/25/09 Time: 00:21
Sample (adjusted): 2 103
Included observations: 102 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.055863	0.037172	-1.502821	0.1360
R-squared	0.020481	Mean dependent var		26.62288
Adjusted R-squared	0.020481	S.D. dependent var		709.5267
S.E. of regression	702.2231	Akaike info criterion		15.95614
Sum squared resid	49804850	Schwarz criterion		15.98187
Log likelihood	-812.7629	Durbin-Watson stat		2.042882

İMKB Hizmet endeksi getiri serisine uygulanan DF^{GEKK} testi sonucu elde edilen test istatistiği -10.87285 olarak hesaplanmıştır. DF^{GEKK} testinde %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde İMKB Hizmet endeksi getiri serisi için hesaplanan test istatistiği kritik değerleri sırasıyla -3.5776, -3.0280 ve -2.7380'dir. Elde edilen test istatistiğinin mutlak değeri, kritik değerlerin mutlak değerleri ile karşılaştırıldığında test istatistiğinin kritik değerlerden büyük olduğu görülmektedir. Bu durumda H_0 kabul edilemez. Yani getiri serisi birim köke sahip değildir ve durağandır.

Tablo 31: İMKB Hizmet Endeksi Getiri Serisi DF^{GEKK} Testi Sonuçları

Null Hypothesis: IMKB_HIZ_LOG has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=5)

	t-Statistic
Elliott-Rootenber-Stock DF-GLS test statistic	-10.87285
Test critical values: 1% level	-3.577600
5% level	-3.028000
10% level	-2.738000

*Elliott-Rootenber-Stock (1996, Table 1)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals

Dependent Variable: D(GLSRESID)

Method: Least Squares

Date: 02/25/09 Time: 00:22

Sample (adjusted): 2 103

Included observations: 102 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-1.079111	0.099248	-10.87285	0.0000
R-squared	0.539271	Mean dependent var		9.57E-05
Adjusted R-squared	0.539271	S.D. dependent var		0.042229
S.E. of regression	0.028664	Akaike info criterion		-4.256588
Sum squared resid	0.082985	Schwarz criterion		-4.230853
Log likelihood	218.0860	Durbin-Watson stat		1.993628

İMKB Hizmet endeksi serisine uygulanan PP testi sonucu elde edilen test istatistiği -1.315637 olarak hesaplanmıştır. PP testinde %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde İMKB Hizmet endeksi için hesaplanan test istatistiği kritik değerleri sırasıyla -4.050509, -3.454471 ve -3.152909'dur. Elde edilen test istatistiğinin mutlak değeri, kritik değerlerin mutlak değerleri ile karşılaştırıldığında test istatistiğinin kritik değerlerden küçük olduğu görülmektedir. Bu durumda H_0 kabul edilir. Yani seri birim köke sahiptir ve durağan değildir.

Tablo 32: İMKB Hizmet Endeksi Serisi PP Testi Sonuçları

Null Hypothesis: IMKB_HIZ_EN has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 3 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.315637	0.8785
Test critical values: 1% level	-4.050509	
5% level	-3.454471	
10% level	-3.152909	

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

Residual variance (no correction)	479473.8
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	403938.0

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(IMKB_HIZ_EN)
Method: Least Squares
Date: 02/25/09 Time: 00:26
Sample (adjusted): 2 103
Included observations: 102 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IMKB_HIZ_EN(-1)	-0.059583	0.039245	-1.518210	0.1321
C	1006.784	678.3743	1.484113	0.1410
@TREND(1)	10.78101	5.637781	1.912279	0.0587
R-squared	0.038153	Mean dependent var		154.1357
Adjusted R-squared	0.018721	S.D. dependent var		709.5267

S.E. of regression	702.8537	Akaike info criterion	15.97715
Sum squared resid	48906327	Schwarz criterion	16.05435
Log likelihood	-811.8344	F-statistic	1.963467
Durbin-Watson stat	2.072675	Prob(F-statistic)	0.145799

İMKB Hizmet endeksi getiri serisine uygulanan PP testi sonucu elde edilen test istatistiği -10.94138 olarak hesaplanmıştır. PP testinde %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde İMKB Sinai endeks getiri serisi için hesaplanan test istatistiği kritik değerleri sırasıyla -4.050509, -3.454471 ve -3.152909'dur. Elde edilen test istatistiğinin mutlak değeri, kritik değerlerin mutlak değerleri ile karşılaştırıldığında test istatistiğinin kritik değerlerden büyük olduğu görülmektedir. Bu durumda H_0 kabul edilemez. Yani getiri serisi birim köke sahip değildir ve durağandır.

Tablo 33: İMKB Hizmet Endeksi Getiri Serisi PP Testi Sonuçları

Null Hypothesis: IMKB_HIZ_LOG has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 6 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-10.94138	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.050509	
5% level	-3.454471	
10% level	-3.152909	

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

Residual variance (no correction)	0.000811
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000649

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(IMKB_HIZ_LOG)
Method: Least Squares
Date: 02/25/09 Time: 00:31
Sample (adjusted): 2 103
Included observations: 102 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

IMKB_HIZ_LOG(-1)	-1.082241	0.100260	-10.79433	0.0000
C	0.001862	0.005770	0.322648	0.7476
@TREND(1)	9.04E-05	9.75E-05	0.927416	0.3560
R-squared	0.540650	Mean dependent var	0.000224	
Adjusted R-squared	0.531370	S.D. dependent var	0.042229	
S.E. of regression	0.028909	Akaike info criterion	-4.220370	
Sum squared resid	0.082736	Schwarz criterion	-4.143165	
Log likelihood	218.2388	F-statistic	58.26089	
Durbin-Watson stat	1.993715	Prob(F-statistic)	0.000000	

İMKB Hizmet endeksi serisine uygulanan KPSS testi sonucu elde edilen test istatistiği 0.267356 olarak hesaplanmıştır. KPSS testinde %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde İMKB Hizmet endeksi için hesaplanan test istatistiği kritik değerleri sırasıyla 0.216, 0.146 ve 0.119'dur. Elde edilen test istatistiğinin mutlak değeri, kritik değerlerin mutlak değerleri ile karşılaştırıldığında test istatistiğinin kritik değerlerden büyük olduğu görülmektedir. Bu durumda H_0 kabul edilemez. Yani seri durağan değildir.

Tablo 34: İMKB Hizmet Endeksi Serisi KPSS Testi Sonuçları

Null Hypothesis: IMKB_HIZ_EN is stationary		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Bandwidth: 8 (Newey-West using Bartlett kernel)		
		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.267356
Asymptotic critical values*:	1% level	0.216000
	5% level	0.146000
	10% level	0.119000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)		
Residual variance (no correction)		3251021.
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		21691221

KPSS Test Equation
Dependent Variable: IMKB_HIZ_EN

Method: Least Squares
Date: 02/25/09 Time: 00:33
Sample: 1 103
Included observations: 103

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	16970.39	356.2250	47.63953	0.0000
@TREND(1)	132.5662	6.034247	21.96897	0.0000
R-squared	0.826947	Mean dependent var		23731.27
Adjusted R-squared	0.825233	S.D. dependent var		4355.506
S.E. of regression	1820.823	Akaike info criterion		17.87119
Sum squared resid	3.35E+08	Schwarz criterion		17.92235
Log likelihood	-918.3664	F-statistic		482.6355
Durbin-Watson stat	0.151987	Prob(F-statistic)		0.000000

İMKB Hizmet endeksi getiri serisine uygulanan KPSS testi sonucu elde edilen test istatistiği 0.045504 olarak hesaplanmıştır. KPSS testinde %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde İMKB Hizmet endeksi getiri serisi için hesaplanan test istatistiği kritik değerleri sırasıyla 0.216, 0.146 ve 0.119'dur. Elde edilen test istatistiğinin mutlak değeri, kritik değerlerin mutlak değerleri ile karşılaştırıldığında test istatistiğinin kritik değerlerden küçük olduğu görülmektedir. Bu durumda H_0 kabul edilir. Yani getiri serisi durağandır.

Tablo 35: İMKB Hizmet Endeksi Getiri Serisi KPSS Testi Sonuçları

Null Hypothesis: İMKB_HIZ_LOG is stationary
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 7 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.045504
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)	
Residual variance (no correction)	0.000809

KPSS Test Equation

Dependent Variable: İMKB_HIZ_LOG

Method: Least Squares

Date: 02/25/09 Time: 00:34

Sample: 1 103

Included observations: 103

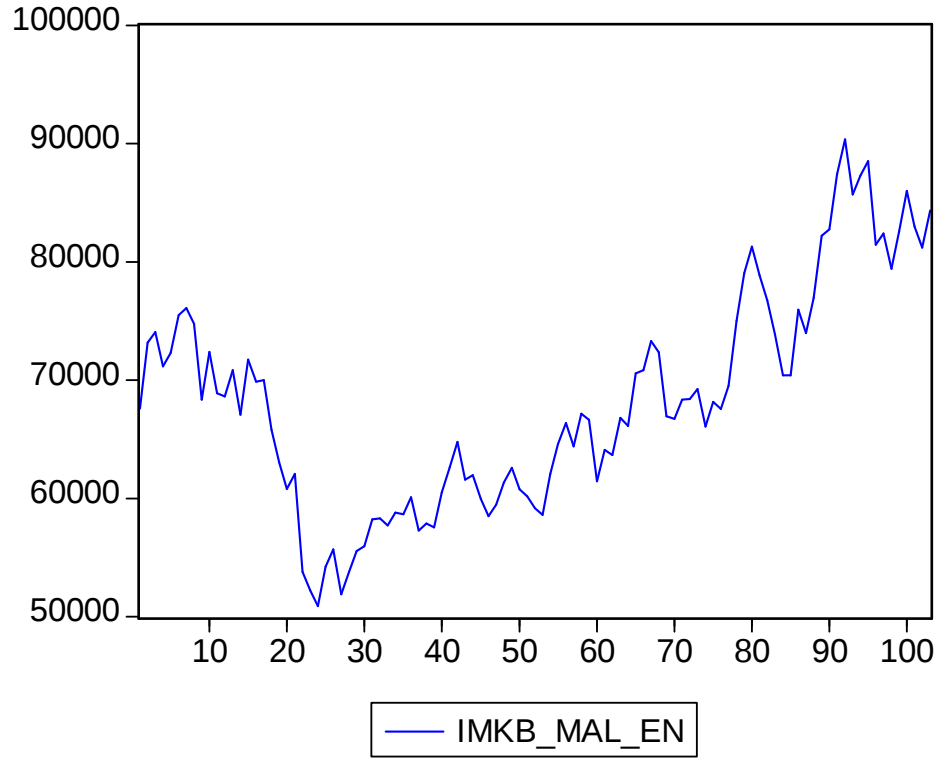
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001647	0.005619	0.293124	0.7700
@TREND(1)	8.50E-05	9.52E-05	0.893264	0.3738
R-squared	0.007838	Mean dependent var		0.005983
Adjusted R-squared	-0.001985	S.D. dependent var		0.028690
S.E. of regression	0.028719	Akaike info criterion		-4.243307
Sum squared resid	0.083301	Schwarz criterion		-4.192147
Log likelihood	220.5303	F-statistic		0.797921
Durbin-Watson stat	2.162242	Prob(F-statistic)		0.373839

İMKB Hizmet endeksi serisi ve getiri serisi için yapılan GDF, DF^{GEKK} , PP ve KPSS testlerinin tamamı endeks serisinin birim köke sahip ve durağan olmadığı, getiri serisinin ise birim köke sahip olmadığı ve durağan olduğu yönünde sonuçlar vermişlerdir. Bu sonuçlar İMKB Hizmet endeksi serisinin, kendisi durağan olmayan ancak birinci farkının oluşturduğu seri durağan olan bir rassal yürüyüş serisi olduğunu işaret etmektedir.

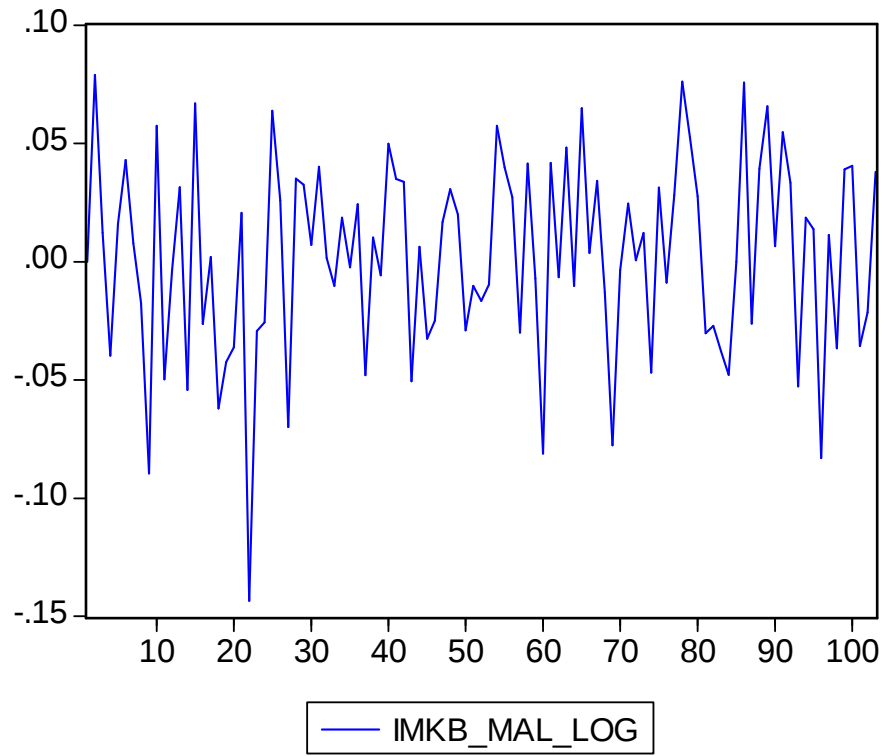
3.4.4.4. İMKB Mali Endeks Üzerine Yapılan Birim Kök Testleri Sonuçları

İMKB Mali endeks haftalık kapanış serisi ve bu serinin logaritmik farklarından oluşturulan haftalık getiri serisinin grafiksel gösterimlerinden her iki serinin de sürüklenmeli ve trendli olduğu görülmektedir. Bu nedenle İMKB Mali endeks üzerine yapılacak birim kök testlerinde sürüklenmeli ve trendli model kullanılmıştır.

Şekil 9: İMKB Mali Endeks Haftalık Serisi



Şekil 10: İMKB Mali Endeks Haftalık Getiri Serisi



İMKB Mali endeks serisine uygulanan GDF testi sonucu elde edilen test istatistiği -1.977704 olarak hesaplanmıştır. GDF testinde %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde İMKB Mali endeks için hesaplanan test istatistiği kritik değerleri sırasıyla -4.050509, -3.454471 ve -3.152909'dur. Elde edilen test istatistiğinin mutlak değeri, kritik değerlerin mutlak değerleri ile karşılaştırıldığında test istatistiğinin kritik değerlerden küçük olduğu görülmektedir. Bu durumda H_0 kabul edilir. Yani seri birim köke sahiptir ve durağan değildir.

Tablo 36: İMKB Mali Endeks Serisi GDF Testi Sonuçları

Null Hypothesis: IMKB_MAL_EN has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.977704	0.6062
Test critical values: 1% level	-4.050509	
5% level	-3.454471	
10% level	-3.152909	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(IMKB_MAL_EN)
Method: Least Squares
Date: 02/25/09 Time: 00:37
Sample (adjusted): 2 103
Included observations: 102 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IMKB_MAL_EN(-1)	-0.073197	0.037011	-1.977704	0.0507
C	4011.676	2250.790	1.782341	0.0778
@TREND(1)	22.12371	11.62395	1.903287	0.0599
R-squared	0.046197	Mean dependent var		164.2805
Adjusted R-squared	0.026929	S.D. dependent var		2872.476
S.E. of regression	2833.536	Akaike info criterion		18.76541
Sum squared resid	7.95E+08	Schwarz criterion		18.84261
Log likelihood	-954.0358	F-statistic		2.397531
Durbin-Watson stat	2.010590	Prob(F-statistic)		0.096205

İMKB Mali endeks getiri serisine uygulanan GDF testi sonucu elde edilen test istatistiği -10.56728 olarak hesaplanmıştır. GDF testinde %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde İMKB Mali endeks getiri serisi için hesaplanan test istatistiği kritik değerleri sırasıyla -4.050509, -3.454471 ve -3.152909'dur. Elde edilen test istatistiğinin mutlak değeri, kritik değerlerin mutlak değerleri ile karşılaştırıldığında test istatistiğinin kritik değerlerden büyük olduğu görülmektedir. Bu durumda H_0 kabul edilemez. Yani getiri serisi birim köke sahip değildir ve durağandır.

Tablo 37: İMKB Mali Endeks Getiri Serisi GDF Testi Sonuçları

Null Hypothesis: IMKB_MAL_LOG has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.56728	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.050509	
5% level	-3.454471	
10% level	-3.152909	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(IMKB_MAL_LOG)
Method: Least Squares
Date: 02/25/09 Time: 00:40
Sample (adjusted): 2 103
Included observations: 102 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IMKB_MAL_LOG(-1)	-1.062644	0.100560	-10.56728	0.0000
C	-0.004655	0.008373	-0.555877	0.5795
@TREND(1)	0.000135	0.000141	0.952635	0.3431
R-squared	0.530108	Mean dependent var		0.000371
Adjusted R-squared	0.520615	S.D. dependent var		0.060559
S.E. of regression	0.041930	Akaike info criterion		-3.476675
Sum squared resid	0.174052	Schwarz criterion		-3.399470
Log likelihood	180.3104	F-statistic		55.84331
Durbin-Watson stat	1.957594	Prob(F-statistic)		0.000000

İMKB Mali endeks serisine uygulanan DF^{GEKK} testi sonucu elde edilen test istatistiği -1.693524 olarak hesaplanmıştır. DF^{GEKK} testinde %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde İMKB Mali endeks için hesaplanan test istatistiği kritik değerleri sırasıyla -3.5776, -3.0280 ve -2.7380'dir. Elde edilen test istatistiğinin mutlak değeri, kritik değerlerin mutlak değerleri ile karşılaştırıldığında test istatistiğinin kritik değerlerden küçük olduğu görülmektedir. Bu durumda H_0 kabul edilir. Yani seri birim köke sahiptir ve durağan değildir.

Tablo 38: İMKB Mali Endeks Serisi DF^{GEKK} Testi Sonuçları

Null Hypothesis: IMKB_MAL_EN has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=5)

	t-Statistic
Elliott-Rootenber-Stock DF-GLS test statistic	-1.693524
Test critical values: 1% level	-3.577600
5% level	-3.028000
10% level	-2.738000

*Elliott-Rootenber-Stock (1996, Table 1)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals
Dependent Variable: D(GLSRESID)
Method: Least Squares
Date: 02/25/09 Time: 00:43
Sample (adjusted): 2 103
Included observations: 102 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.058700	0.034662	-1.693524	0.0934
R-squared	0.027386	Mean dependent var		43.56585
Adjusted R-squared	0.027386	S.D. dependent var		2872.476
S.E. of regression	2832.869	Akaike info criterion		18.74572
Sum squared resid	8.11E+08	Schwarz criterion		18.77146
Log likelihood	-955.0319	Durbin-Watson stat		2.000809

İMKB Mali endeks getiri serisine uygulanan DF^{GEKK} testi sonucu elde edilen test istatistiği -10.61059 olarak hesaplanmıştır. DF^{GEKK} testinde %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde İMKB Mali endeks getiri serisi için hesaplanan test istatistiği kritik değerleri sırasıyla -3.5776, -3.0280 ve -2.7380'dir. Elde edilen test istatistiğinin mutlak değeri, kritik değerlerin mutlak değerleri ile karşılaştırıldığında test istatistiğinin kritik değerlerden büyük olduğu görülmektedir. Bu durumda H_0 kabul edilemez. Yani getiri serisi birim köke sahip değildir ve durağandır.

Tablo 39: İMKB Mali Endeks Getiri Serisi DF^{GEKK} Testi Sonuçları

Null Hypothesis: IMKB_MAL_LOG has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=5)

	t-Statistic
Elliott-Rootenber-Stock DF-GLS test statistic	-10.61059
Test critical values: 1% level	-3.577600
5% level	-3.028000
10% level	-2.738000

*Elliott-Rootenber-Stock (1996, Table 1)

DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals

Dependent Variable: D(GLSRESID)

Method: Least Squares

Date: 02/25/09 Time: 00:44

Sample (adjusted): 2 103

Included observations: 102 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-1.055996	0.099523	-10.61059	0.0000
R-squared	0.527113	Mean dependent var		0.000218
Adjusted R-squared	0.527113	S.D. dependent var		0.060559
S.E. of regression	0.041645	Akaike info criterion		-3.509538
Sum squared resid	0.175161	Schwarz criterion		-3.483803
Log likelihood	179.9864	Durbin-Watson stat		1.958662

İMKB Mali endeks serisine uygulanan PP testi sonucu elde edilen test istatistiği -1.920178 olarak hesaplanmıştır. PP testinde %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde İMKB Mali endeks için hesaplanan test istatistiği kritik değerleri sırasıyla -4.050509, -3.454471 ve -3.152909'dur. Elde edilen test istatistiğinin mutlak değeri, kritik değerlerin mutlak değerleri ile karşılaştırıldığında test istatistiğinin kritik değerlerden küçük olduğu görülmektedir. Bu durumda H_0 kabul edilir. Yani seri birim köke sahiptir ve durağan değildir.

Tablo 40: İMKB Mali Endeks Serisi PP Testi Sonuçları

Null Hypothesis: IMKB_MAL_EN has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 5 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.920178	0.6368
Test critical values: 1% level	-4.050509	
5% level	-3.454471	
10% level	-3.152909	

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

Residual variance (no correction)	7792780.
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	7285302.

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(IMKB_MAL_EN)
Method: Least Squares
Date: 02/25/09 Time: 00:45
Sample (adjusted): 2 103
Included observations: 102 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IMKB_MAL_EN(-1)	-0.073197	0.037011	-1.977704	0.0507
C	4011.676	2250.790	1.782341	0.0778
@TREND(1)	22.12371	11.62395	1.903287	0.0599
R-squared	0.046197	Mean dependent var		164.2805
Adjusted R-squared	0.026929	S.D. dependent var		2872.476

S.E. of regression	2833.536	Akaike info criterion	18.76541
Sum squared resid	7.95E+08	Schwarz criterion	18.84261
Log likelihood	-954.0358	F-statistic	2.397531
Durbin-Watson stat	2.010590	Prob(F-statistic)	0.096205

İMKB Mali endeks getiri serisine uygulanan PP testi sonucu elde edilen test istatistiği -10.64001 olarak hesaplanmıştır. PP testinde %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde İMKB Mali endeks getiri serisi için hesaplanan test istatistiği kritik değerleri sırasıyla -4.050509, -3.454471 ve -3.152909'dur. Elde edilen test istatistiğinin mutlak değeri, kritik değerlerin mutlak değerleri ile karşılaştırıldığında test istatistiğinin kritik değerlerden büyük olduğu görülmektedir. Bu durumda H_0 kabul edilemez. Yani getiri serisi birim köke sahip değildir ve durağandır.

Tablo 41: İMKB Mali Endeks Getiri Serisi PP Testi Sonuçları

Null Hypothesis: IMKB_MAL_LOG has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 6 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-10.64001	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.050509	
5% level	-3.454471	
10% level	-3.152909	

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

Residual variance (no correction)	0.001706
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.001450

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(IMKB_MAL_LOG)
Method: Least Squares
Date: 02/25/09 Time: 00:46
Sample (adjusted): 2 103
Included observations: 102 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

İMKB_MAL_LOG(-1)	-1.062644	0.100560	-10.56728	0.0000
C	-0.004655	0.008373	-0.555877	0.5795
@TREND(1)	0.000135	0.000141	0.952635	0.3431
R-squared	0.530108	Mean dependent var	0.000371	
Adjusted R-squared	0.520615	S.D. dependent var	0.060559	
S.E. of regression	0.041930	Akaike info criterion	-3.476675	
Sum squared resid	0.174052	Schwarz criterion	-3.399470	
Log likelihood	180.3104	F-statistic	55.84331	
Durbin-Watson stat	1.957594	Prob(F-statistic)	0.000000	

İMKB Mali endeks serisine uygulanan KPSS testi sonucu elde edilen test istatistiği 0.257014 olarak hesaplanmıştır. KPSS testinde %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde İMKB Mali endeks için hesaplanan test istatistiği kritik değerleri sırasıyla 0.216, 0.146 ve 0.119'dur. Elde edilen test istatistiğinin mutlak değeri, kritik değerlerin mutlak değerleri ile karşılaştırıldığında test istatistiğinin kritik değerlerden büyük olduğu görülmektedir. Bu durumda H_0 kabul edilemez. Yani seri durağan değildir.

Tablo 42: İMKB Mali Endeks Serisi KPSS Testi Sonuçları

Null Hypothesis: İMKB_MAL_EN is stationary		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Bandwidth: 8 (Newey-West using Bartlett kernel)		
		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.257014
Asymptotic critical values*:	1% level	0.216000
	5% level	0.146000
	10% level	0.119000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)		
Residual variance (no correction)		57358345
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		3.97E+08

KPSS Test Equation
Dependent Variable: İMKB_MAL_EN

Method: Least Squares
Date: 02/25/09 Time: 00:48
Sample: 1 103
Included observations: 103

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	58913.32	1496.280	39.37319	0.0000
@TREND(1)	183.7684	25.34612	7.250358	0.0000
R-squared	0.342310	Mean dependent var		68285.51
Adjusted R-squared	0.335798	S.D. dependent var		9384.390
S.E. of regression	7648.147	Akaike info criterion		20.74154
Sum squared resid	5.91E+09	Schwarz criterion		20.79270
Log likelihood	-1066.189	F-statistic		52.56769
Durbin-Watson stat	0.141065	Prob(F-statistic)		0.000000

İMKB Mali endeks getiri serisine uygulanan KPSS testi sonucu elde edilen test istatistiği 0.052549 olarak hesaplanmıştır. KPSS testinde %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde İMKB Mali endeks getiri serisi için hesaplanan test istatistiği kritik değerleri sırasıyla 0.216, 0.146 ve 0.119'dur. Elde edilen test istatistiğinin mutlak değeri, kritik değerlerin mutlak değerleri ile karşılaştırıldığında test istatistiğinin kritik değerlerden küçük olduğu görülmektedir. Bu durumda H_0 kabul edilir. Yani getiri serisi durağandır.

Tablo 43: İMKB Mali Endeks Getiri Serisi KPSS Testi Sonuçları

Null Hypothesis: İMKB_MAL_LOG is stationary
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 7 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.052549
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	0.001697
-----------------------------------	----------

HAC corrected variance (Bartlett kernel)

0.001169

KPSS Test Equation

Dependent Variable: İMKB_MAL_LOG

Method: Least Squares

Date: 02/25/09 Time: 00:49

Sample: 1 103

Included observations: 103

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.004249	0.008138	-0.522080	0.6028
@TREND(1)	0.000125	0.000138	0.910142	0.3649
R-squared	0.008135	Mean dependent var		0.002150
Adjusted R-squared	-0.001686	S.D. dependent var		0.041561
S.E. of regression	0.041596	Akaike info criterion		-3.502400
Sum squared resid	0.174753	Schwarz criterion		-3.451240
Log likelihood	182.3736	F-statistic		0.828358
Durbin-Watson stat	2.119646	Prob(F-statistic)		0.364915

İMKB Mali endeks serisi ve getiri serisi için yapılan GDF, DF^{GEKK} , PP ve KPSS testlerinin tamamı endeks serisinin birim köke sahip ve durağan olmadığı, getiri serisinin ise birim köke sahip olmadığı ve durağan olduğu yönünde sonuçlar vermişlerdir. Bu sonuçlar İMKB Mali endeks serisinin, kendisi durağan olmayan ancak birinci farkının oluşturduğu seri durağan olan bir rassal yürüyüş serisi olduğunu işaret etmektedir.

3.5. ARAŞTIRMA SONUÇLARININ DEĞERLENDİRİLMESİ

Araştırma kapsamında İMKB 100, Sinai, Hizmet ve Mali endekslerin 01.01.2006-31.12.2007 tarihleri arası haftalık kapanış fiyatlarının kullanıldığı araştırmada öncelikle bu endeks serilerinin ve endekslerin logaritmik farkından oluşan getiri serilerinin dağılım özellikler incelenmiştir. Bu inceleme sonucunda endeks ve getiri serilerinin normal dağılıma yakın dağılımlar sergiledikleri görülmüştür. Bu durum endekslerin rassal yürüyüş gösterdiğini desteklemektedir.

Yapılan koşu testlerinde endeks serilerinin göstermiş oldukları fiili koşu sayıları beklenen koşu sayısına yakın çıkmıştır. Bu sonucun istatistiksel olarak anlamlı olup olmadığını ölçülmesi maksadıyla koşu testleri yapılmış ve %95 güven aralığında fiili koşu sayılarının beklenen koşu sayılarından farklı olmadığı belirlenmiştir. Tüm endeksler için aynı sonuç elde edilmiştir. Elde edilen sonuçlar endekslerin rassal yürüyüş gösterdiğini desteklemektedir.

4 endeksin fiyat değişimleri (getirileri) arasında korelasyonun varlığının araştırıldığı otokorelasyon testinde elde edilen katsayılardan sadece 4'ünün %95 güven aralığında 0'dan farklı olduğu bulunmuştur. Bunun yanı sıra otokorelasyon katsayılarının anlamlılıklarının kümülatif olarak değerlendirilmesi amacıyla Ljung-Box istatistikleri hesaplanmış ve bu değerlerin tamamı χ^2_{tab} değerlerinden altında çıkmıştır. Otokorelasyon testleri ile elde edilen sonuçlar endekslerin rassal yürüyüş gösterdiğini desteklemektedir.

Araştırmada kullanılan bir diğer yöntem birim kök testi olup bu kapsamda 4 endeks serisine ve bu endekslerin getiri serilerine GDF, DF^{GEKK} , PP ve KPSS birim kök testleri uygulanmıştır. Tüm birim kök testleri tüm endeksler için %99, %95 ve %90 güven aralıklarında endeks serilerinin birim kök taşıdığı ve durağan olmadığı, tüm endeks getiri serilerinin ise birim kök taşımadığı ve durağan olduğu sonuçlarını vermiştir. Elde edilen bu sonuçlar endekslerin rassal yürüyüş gösterdiğini desteklemektedir.

SONUÇ

Finans piyasalarının etkin olduğundan söz edilebilmesi için öncelikle o piyasada işlem gören menkul kıymetlerin rassal yürüyüş göstermesi gerekmektedir. Bu bağlamda, araştırma piyasa etkinliğinin temelinde yer alan Rassal Yürüyüş Teorisi üzerine gerçekleştirilmiştir.

Gerçekleştirilen araştırma kapsamında, İMKB 100, Sinai, Hizmet ve Mali endekslerin 01.01.2006-31.12.2007 arası haftalık kapanış serileri ele alınmıştır. Öncelikle söz konusu serilerin dağılım özellikler incelenmiş, sonrasında seriler üzerine sırasıyla koşu testi, otokorelasyon testi ve 4 farklı birim kök testi uygulanmıştır. Uygulanan testlerin tamamında endeks serilerinin söz konusu dönemde rassal yürüyüş gösterdiği yönünde sonuçlar elde edilmiştir. Bu nedenle ilgili dönemde İMKB'nin rassal yürüyüş gösterdiği ifade edilebilir.

Ayrıca uygulanan koşu testi ve otokorelasyon testi gibi geleneksel yöntemlerin sonuçlarının daha gelişmiş ekonometrik yöntemler arasında sayılabilecek birim kök testlerinden farklılık arz etmemesi de söz konusu geleneksel yöntemlerin uygulanabilirliği hususunda olumlu izlenim vermektedir.

Finans piyasalarının ekonomik, politik ve teknolojik çevredeki gelişmelerden etkilendiği kuşkusuzdur. Bu nedenle bir piyasada işlem gören menkul kıymetlerin rassal yürüyüş göstermesi ve bunun bir sonucu olarak o piyasanın etkin olması ekonomik, politik ve teknolojik çevresel koşullara da bağlıdır. Araştırmanın veri seti 01.01.2006-31.12.2007 tarihleri arası haftalık kapanış fiyatlarından oluşmaktadır. Bu dönemde ulusal ve küresel ekonomik krizler yaşanmamış, ulusal anlamda ekonomik ve politik istikrar sağlanmıştır. Bunun yanı sıra son yıllarda bankalar ve yatırım şirketleri tarafından verilen yatırım danışmanlığı hizmetlerinin artması ve İMKB'de işlem yapan profesyonel olmayan yatırımcıların her geçen gün bu danışmanlık hizmetlerinden daha fazla yararlanmaları verilen yatırım kararlarının daha rasyonel olmasını sağlamış, yaşanan teknolojik gelişmelere paralel olarak yatırımcıların

bilgiye ulaşma hızlarının artması bilgisel etkiliğın artmasında önemli rol oynamıştır. Tüm bu olumlu gelişmelerin, İMKB'nin ilgili dönemde etkin olmasında ve piyasada işlem gören menkul kıymetlerin rassal yürüyüş göstermesinde etkili olduđu göz ardı edilemez bir gerçektir.

Araştırma neticesinde elde edilen sonuçlar İMKB'nin o dönemde rassal yürüyüş gösterdiği şeklinde yorumlanmıştır. Bir diğer ifade ile elde edilen sonuçlar İMKB'nin tüm seyri için genelleştirilmemiştir. Bunun en önemli sebebi ekonomik, politik ve teknolojik çevre faktörlerin zaman içerisinde değişim göstermesi ve değişimlerin İMKB'nin etkinliğı ve İMKB'de işlem gören menkul kıymetlerin rassal yürüyüşü göstermesi üzerine etkileri olmasıdır. Dolayısı ile farklı dönemler için bu araştırma tekrarlanırsa, her bir dönem için farklı sonuçlar elde edilmesi muhtemeldir. Bu nedenle bu tip zaman serileri çalışmalarının ya birkaç yıllık kısa dönemleri kapsaması ya da daha uzun dönemler incelenecekse bu dönemlerin parçalara ayrılması ve bu parçalarda rassal yürüyüş aranması, elde edilen sonuçların daha anlamlı olmasını sağlayacaktır.

Bu çalışma, toplam altı farklı yöntem kullanılarak İMKB'de Rassal Yürüyüş Teorisi'nin test edildiğı, tahmin modelleri kullanılarak yapılacak piyasa öngörümleme çalışmaları ile genişletilebilir bir çalışmadır. Ayrıca önümüzdeki dönemde çalışmanın endekslerin yanı sıra İMKB'de işlem gören tüm hisse senetlerini de kapsayacak şekilde genişletilmesi ile oluşturulacak bir akademik çalışma da yararlı olacaktır.

KAYNAKLAR

Akkaya, Şahin & Pazarlıoğlu, M. Vedat. (2000). Ekonometri I, 4. Baskı. Mert Masa Üstü Yayıncılık: İzmir.

Belaire-Franch, Jorge & Opong, Kwaku K. (2005). Some Evidence of Random Walk Behaviour of Euro Exchange Rates Using Ranks and Signs. *Journal of Banking and Finance*, Vol.29 (s:1631-1643).

Blasco, Natividad & Del Rio, Cristina & Santamaria, Rafael. (1997). The Random Walk Hypothesis in the Spanish Stock Market: 1980-1992. *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol.24 (s:667-683).

Büker, Semih. (1976). Anonim Şirketlere Yapılacak Yatırımlarda Hisse Senetleri Değerleme Yöntemleri. Eskişehir İktisadi ve Ticari İlimler Akademisi Yayınları: Eskişehir.

Buğuk, Cumhuri & Brorsen, Wade. (2003). Testing Weak-Form Market Efficiency: Evidence from the Istanbul Stock Exchange. *International Review of Financial Analysis*, Vol.12 (s:579-590).

Busse, Jeffrey A. & Green T. Clifton. (2002). Market Efficiency in Real Time. *Journal of Financial Economics*, Vol.65 (s:411-438).

Chen, Wong Yoke & Lian, Kok Kim. (2005). A Comparison of Forecasting Models for Asean Equity Markets. *SunwayAcademic Journal*, Ocak 2005 (s:1-12).

Choi, In. (1999). Testing the Random Walk Hypothesis for Real Exchange Rates. *Journal of Applied Econometrics*, Vol.14 (s:293-308).

Coates, C. Robert. (1978). *Investment Strategy*. McGraw-Hill Company: ABD.

Cootner, Paul H. (1962). Stock Prices: Random vs. Systematic Changes. *Industrial Management Review*, Vol. 3 No.2 (s.24-45).

Curley, Anthony J, & Bear, Robert M. (1979). *Investment Analysis and Management*. Harper&Row Publishers: ABD.

Çevik, Ferhan & Yalçın, Yeliz. (2003). İMKB için Zayıf Etkinlik Sınaması: Stokastik Birim Kök ve Kalman Filtre Yaklaşımı. *Gazi Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, 1/2003 (s:21-36).

Darrat, Ali F. & Zhong, M. (2000). On Testing the Random Walk Hypothesis: A Model-Comparison Approach. *The Financial Review*, Vol.35 (s:105-124).

Elliot, G., Rothenberg T.J. & Stock J.H. (1992). Efficient Test for an Autoregressive Unit Root. *National Bureau of Economic Research Technical Working Paper*, No.30 (s:1-46).

Enders, Walter. (1995). *Applied Econometric Time Series*. John Wiley&Sons Inc.: İngiltere.

Evans, John L. (1968). The Random Walk Hypothesis, Portfolio Analysis and the Buy and Hold Criterion. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.3 (s:327-342).

Fama, Eugene F. (1965). Random Walks in Stock Market Prices. *Financial Analyst Journal*, Vol.21 (s.55-59).

Fama, Eugene F. (1965). The Behaviour of Stock Market Prices. *Journal of Business*, Vol.38 (s.34-105).

Fama, E., Fisher, L., Jensen, Michael C. & Roll, R. (1969). The Adjustment of Stock Prices to New Information. *International Economic Review*, Vol.10 (s:1-21).

Fama, Eugene. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, Vol.25 (s:383-417).

Firth, Michael. (1977). The Valuation of Shares and The Efficient-Markets Theory. The Macmillan Press Ltd.: İngiltere.

Fischer, Donald F., & Jordan Ronald J. (1987). Security Analysis and Portfolio Management. Prentice Hall, Inc.: ABD.

Fosback, Norman G. (1991). Stock Market Logic. Dearborn Financial Publishing, Inc.: ABD.

Francis, Jack C. (1993). Management of Investment. McGraw-Hill Company: ABD.

Francis, Jack C. & Ibbotson, Roger. (2002). Investments: A Global Perspective. Pearson Education Limited: ABD.

Gökçe, Gökçe Alp & Sarıoğlu Serra Eren. (2003). Etkin Piyasa Kuramı ve Zayıf Etkin Pazar Kuramı'nın İMKB'de Test Edilmesi. *İ.Ü. İşletme Fakültesi Dergisi*, Nisan 2003 (s:45-63).

Gökçe, Atilla. (2001). İMKB'deki Getirilerin Volatilitésinin ARCH Teknikleri ile Ölçülmesi. *Gazi Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, Vol.1 (s:35-58).

Granger, C. W. J. (1968). Some Aspects of the Random Walk Model of Stock Market Prices. *International Economic Review*, Vol.9 (s:253-257).

Gujarati, Damodar. (2004). Basic Econometrics, 4th Edition. The McGraw-Hill Company: ABD.

Hagin, Robert L. (2004). Investment Management:Portfolio Diversification, Risk, and Timing-Fact and Fiction. John Wiley&Sons, Inc.: ABD.

Haugen, Robert A. (1990). *Modern Investment Theory 2nd Edition*. Prentice Hall, Inc.: ABD.

Hayırsever Baştürk, Feride. (2004). *F/K Oranı ve Firma Büyüklüğü Anomalilerinin Bir Arada Ele Alınarak Portföy Oluşturulması ve Bir Uygulama Örneği*. T.C. Anadolu Üniversitesi Yayınları: Eskişehir.

Hearth, Douglas, & Zaima, Janis K. (1995). Contemporary Investments, Security Portfolio and Analysis. The Dryden Press: ABD.

Jaffe, Jeffrey F. (1974). Special Information and Inside Trading. *Journal of Business*, Vol.47 (s:410-428).

Jarque, C.M. & Bera, A.K. (1987). A Test for Normality of Observations and Regression Residuals. *International Statistical Review*, vol.55 (s:163-172).

Jensen, Michael.(1968). The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964. *Journal of Finance*, Vol.23 (s:389-416).

Jensen, Michael C., & Benington George A. (1970). Random Walks and Technical Theories: Some Additional Evidence. *The Journal of Finance*, Vol.25 (s:156-169).

Jones, Charles P. (1991). Investments, Analysis and Management 3rd Edition. John Wiley&Sons, Inc.: ABD.

Kahraman, Derya & Erkan, Mehmet. (2005). İstanbul Menkul Kıymet Borsası'nda Tesadüfi Yürüyüş Testi. *Celal Bayar Üniversitesi İİBF Yönetim ve Ekonomi Dergisi*, Sayı.1 (s:11-24).

Karamera, David, Ojah, Kalu & Cole, John A. (1999). Random Walks and Market Efficiency Tests: Evidence From Emerging Equity Markets. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Vol.13 (s:171-188).

Karaşin, A. Gültekin. (1987). Sermaye Piyasası Analizleri. SPK Yayınları: Ankara.

Kariya, Takeaki. (1993). Quantitative Methods for Portfolio Analysis. Kluwer Academic Publishing: Hollanda.

Karris, Steven T. (2003). Mathematics for Business, Science, and Technology, 2nd Edition. Orchard Publications: ABD.

Kıyılar, Murat. (1997). Etkin Pazar Kuramı ve Etkin Pazar Kuramının İMKB'de İrdelenmesi-Test Edilmesi. SPK Yayınları No:86: Ankara

Kıyılar, Murat. (1997). Hisse Senedi Fiyatlarındaki Tesadüfilikler. *Muhasebe-Finansman Dergisi*, Sayı.6 (s:95-109).

Kutlar, Aziz. (2000). Ekonometrik Zaman Serileri Teori ve Uygulama. Gazi Kitabevi: Ankara.

Kwiatkowski, D., Phillips, Peter J.B., Schmidt, Peter & Shin, Yongcheol. (1992). Testing The Null Hypothesis of Stationary Against The Alternative of a Unit Root. *Journal of Econometrics*, vol.54 (s:159-178).

Kwon, Ki-Yeol & Kish, Richard J. (2002). Technical Trading Strategies and Return Predictability: NYSE. *Applied Financial Economics*, Vol.12 (s:639-653).

Latane, Henry A., & Tuttle Donald L. (1970). Security Analysis and Portfolio Management. The Ronald Press Co.: ABD.

Levy, Haim. (2002). Fundamentals of Investments. Pearson Education Limited: ABD.

Lo, Andrew W. & MacKinlay A. Craig. (1988). Stock Market Prices Do Not Follow Random Walk: Evidence from a Simple Specification Test. *The Review of Financial Studies*, Vol.1 (s:41-66).

Narayan, Paresk Kumar & Smyth, Russel. (2006). Random Walk vs Multiple Trend Breaks in Stock Prices: Evidence from 15 European Markets. *Applied Financial Economic Letters*, Vol.2 (s:1-7).

Niederhoffer, Victor. (1971). The Analysis of World Events and Stock Prices. *Journal of Business*, Vol.44 (s:193-219).

Özçam, Ferhat. (1996). *Teknik Analiz ve İstanbul Menkul Kıymetler Borsası*. SPK Yayınları: Ankara

Panas, E. & Kanellopoulou S. (2004). Empirical Distributions of Stock Returns: Paris Stock Market, 1980-2003. *Athens University of Economics and Business, Department of Statistics*, Mayıs 2004 (s:1-31).

Reilly, Frank K. (1994). Investment Analysis and Portfolio Management. The Dryden Press: ABD.

Renwick, Fred B. (1971). Introduction to Investments and Finance Theory and Analysis. The Macmillan Company: ABD.

Roberts, Harry V. (1959). Stock Market “Patterns” and Financial Analysis: Methodological Suggestions. *The Journal of Finance*, Vol.14 (s:146-155).

Samuelson, Paul A. (1965). Proof That Properly Anticipated Prices Fluctuates Randomly. *Sloan Management Review*, Spring (s:41-49).

Sevil, Güven. (2001). Finansal Risk Yönetimi Çerçevesinde Piyasa Volatilitesinin Tahmini ve Portföy VAR Hesaplamaları. T.C. Anadolu Üniversitesi Yayınları: Eskişehir.

Sevüktekin, Mustafa & Nargeleçekenler, Mehmet. (2006). İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Getiri Volatilitesinin Modellenmesi ve Önraporlanması. *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, Sayı.61-2 (s:243-265).

Sharpe, William. (1966). Mutual Fund Performance. *The Journal of Business*, Vol.39 (s:119-138).

Sharpe, Willam F., Alexander, Gordon J., & Bailey, Jeffery V. (1999). Investments 6th Edition. Prentice Hall, Inc.: ABD.

Solnik, Bruno H. (1971). Note on the Validity of the Random Walk in European Stock Prices. *The Journal of Finance*, Vol.28 (s:1151-1159).

Stevenson, Richard A., & Jennings, Edward H. (1984). Fundamentals of Investments. West Publishing Co.: ABD.

Strong, Robert A. (2000). Portfolio Construction, Management and Protection. South-Western College Publishnig: ABD.

Sweeney, Richard J. (1988). Some New Filtre Rule Tests: Methods and Results. *The Journal of Financial and Quantitive Analysis*, Vol.23 (s:285-300).

Taş, Oktay & Dursunoğlu, Salim. (2005). Testing The Random Walk Hypothesis For Istanbul Stock Exchange. *International Trade and Finance Association, 15th International Conference Working Paper 38*, (s:1-17).

Temurlenk, M. Sinan & Oltulular, Sabiha. (2007). Türkiye'nin Makro Ekonomik Değişkenlerinin Bütünleşme Dereceleri Üzerine Bir Araştırma. *8. Türkiye Ekonometri ve İstatistik Kongresi*, (s:1-10).

Telatar, Erdinç & Binay, H. Soner. (2002). İMKB Endeksinin PARC Modellemesi. *Akdeniz İ.İ.B.F. Dergisi*, Sayı.3 (s:114-121).

Walter, Christian. (2003). The Efficient Market Hypothesis, the Gaussian Assumption, and the Investment Management Industry. *PricewaterhouseCoopers*, (s:1-39).

Willamson, J. Peter. (1971). Investments: New Analytic Techniques. Praeger Publishers: ABD.

Young, William E. (1971). Random Walk on Stock Prices: A Test of Variance-Time Function. *Econometrica*, Vol.39 (s:797-812).