

**T.C.**  
**GEBZE TEKNİK ÜNİVERSİTESİ**  
**SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ**

**HAVA DURUMLARI VE**  
**BORSA ENDEKS GETİRİLERİ:**  
**BORSA İSTANBUL**  
**ÜZERİNE AMPİRİK BİR UYGULAMA**

**MUHAMMED YILMAZ**  
**İŞLETME ANA BİLİM DALI**  
**YÜKSEK LİSANS TEZİ**

**GEBZE**  
**2015**

**T.C.**  
**GEBZE TEKNİK ÜNİVERSİTESİ**  
**SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ**

**HAVA DURUMLARI VE**  
**BORSA ENDEKS GETİRİLERİ:**  
**BORSA İSTANBUL**  
**ÜZERİNE AMPİRİK BİR UYGULAMA**

**MUHAMMED YILMAZ**  
**İŞLETME ANA BİLİM DALI**  
**YÜKSEK LİSANS TEZİ**

**TEZ DANIŞMANLARI**  
**PROF. DR. GÖKHAN ÖZER**  
**YRD. DOÇ. DR. MESUT KARAKAŞ**

**GEBZE**  
**2015**



## YÜKSEK LİSANS TEZİ JÜRİ ONAY SAYFASI

GTÜ Sosyal Bilimler Enstitüsü Yönetim Kurulu'nun ..... tarih ve ..... sayılı kararıyla oluşturulan jüri tarafından 03.07.2015 tarihinde tez savunma sınavı yapılan Muhammed YILMAZ'ın tez çalışması İşletme Anabilim Dalında YÜKSEK LİSANS tezi olarak kabul edilmiştir.

### JÜRİ

ÜYE  
(TEZ DANIŞMANI) : Prof. Dr. Gökhan ÖZER

ÜYE :Yrd. Doç. Dr. Sadettin Haluk ÇİTÇİ

ÜYE : Yrd. Doç. Dr. Murat ÖZCAN

### ONAY

GTÜ Sosyal Bilimler Enstitüsü Yönetim Kurulu'nun ...../...../20... tarih ve ...../..... sayılı kararı.

İMZA/MÜHÜR

## ÖZET

Geleneksel finans teorisi, yatırımcıların rasyonel olduğu ve bütün yatırımcıların bilgiye aynı anda ve eşit bir şekilde ulaştıklarını ve bundan dolayı hiçbir yatırımcının piyasada normalüstü getiri elde edemeyeceğini savunur. Davranışsal finans teorisi ise, yatırımcıların risk ve belirsizlik koşulları altında karar verirken psikolojik, sosyolojik ve çevresel faktörlerden etkilendiğini öne süren yaklaşımdır. Bunlara ek olarak bu teori, yatırımcıların rasyonel olmadığını, yani benzer durumlara farklı tepki verdiklerini savunmaktadır. Ayrıca Davranışsal Finans, finansal piyasayı etkileyen faktörlerin test edilmesiyle ortaya çıkan bulgular neticesinde yatırımcıların psikolojik ve ruh halini açıklamaya çalışmaktadır. Son yıllarda yapılan klinik, psikolojik ve saha çalışmalarıyla yatırımcıların karar almasını ve ruh halini etkileyen en büyük faktörün hava durumları olduğu tespit edilmiştir. Bu durum finansal piyasa oyuncularının da dikkatini çekmiş ve araştırmacılar hava durumlarının borsa getirileri üzerine etkilerini araştırmaya başlamışlardır.

Bu çalışma da hava durumlarının BİST100 getirileri üzerindeki etkileri Asimetrik GARCH modeliyle test edilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre, Borsa İstanbul için piyasaların etkin olmadığı ve hava değişkenlerinin getiriler üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olduğu ve dolayısıyla da hava durumlarıyla yatırımcıların kararları arasında anlamlı bir ilişki olduğu kanıtlanmıştır.

**Anahtar Kelimeler:** BİST100, Hava Durumları ve Borsa Getirileri, Gün Uzunluğu, SAD Etkisi, Anomali, Asimetrik GARCH.

## SUMMARY

Traditional finance theory argue that investors are rational, all investors access to information simultaneously and equally and therefore they can not achieve abnormal returns in any market. On the other hand, behavioral finance theory is an approach claiming that investors are affected by psychological, sociological and environmental factors when deciding under risk and uncertainty conditions. In addition, this theory argue that investors are irrational, that is they react differently to similar situations. Moreover, Behavioral Finance tries to explain investors' psychology and mood via findings by testing the factors that affects financial markets. As a result of clinical and psychological studies and fieldwork carried out in recent years, it was determined that the biggest factor affecting investors' decision-making process and mood is weather conditions. This fact also attracted attention of financial market players and researchers have begun to study the effects of weather condition on stock returns.

In this study, the effects of weather on BIST100 returns has been tested by Asymmetric GARCH Model. According to the results, it has been proven that markets for Borsa Istanbul are not efficient and weather variables have significant effects on stock returns and therefore, there is a significant correlation between investors' decisions and weather conditions.

**Key words:** BIST100, Weather Condition and Stock Market Returns, Day-Lenght, SAD Effect, Anomaly, Asymmetric GARCH, ,

# TEŞEKKÜR

Yapmış olduğum bu tez çalışmasını tamamlamış olmaktan dolayı hissettiğim güzel duyguları paylaşmak isterim. Yüksek Lisans sürecinin en başından, bu çalışmanın gerçekleşmesine kadar olan tüm süreçlerde desteğini hiçbir zaman esirgemeyen; üzerimde büyük emeği olan; öğrencisi olmaktan her zaman mutluluk ve gurur duyduğum Saygıdeğer Danışman Hocam **Prof. Dr. Gökhan ÖZER**' e en içten teşekkürlerimi sunarım. Diğer yandan, çalışmam süresince beni yönlendirmelerinden ve yardımlarından dolayı müteşekkir olduğum İkinci Danışmanım Sayın Hocam **Yrd. Doç. Dr. Mesut KARAKAŞ**' a da teşekkür etmeyi bir borç bilirim.

Bu süreçte, şahsıma maddi manevi desteklerini hiç esirgemeyen çok sevdiğim Canım Anneme, Sevgili Ablama ve Canım Kardeşlerime çok teşekkür ederim ve ayriyeten rahmetli Babama dularımı bir borç bilirim. Üniversite Eğitim ve Öğretim hayatımda bana daima destek olan ve bugünlere gelmemde üzerimde çok büyük emekleri olan kendilerini çok sevdiğim Değerli Hocalarım Sayın Prof. Dr. Halit YANIKKAYA' ya ve Yrd. Doç. Dr. Kurtuluş DEMİRKOL'a şükranlarımı iletirim. Son olarak, değerli dostlarım; Abdulkadir ALICI, Adil AKKUŞ, Gökhan KAYHAN ve İlhan ÇAM' a da teşekkür eder, mutluluğumu onlarla da paylaştığımı belirtir ve birlik beraberlik içerisinde hayatlarında onlara da başarılar dilerim.

# İÇİNDEKİLER DİZİNİ

<b>ÖZET</b>	<b>iv</b>
<b>SUMMARY</b>	<b>v</b>
<b>TEŞEKKÜR</b>	<b>vi</b>
<b>İÇİNDEKİLER DİZİNİ</b>	<b>vii</b>
<b>KISALTMALAR DİZİNİ</b>	<b>ix</b>
<b>TABLolar DİZİNİ</b>	<b>x</b>
<b>ŞEKİLLER DİZİNİ</b>	<b>xi</b>
<b>1. GİRİŞ</b>	<b>1</b>
1.1. ARAŞTIRMA SORULARI	2
1.2. ARAŞTIRMANIN AMACI VE ÖZGÜNLÜĞÜ	3
1.3. ÇALIŞMANIN YÖNTEMİ	3
1.4. ÇALIŞMANIN SONUÇLARI	4
1.5. ÇALIŞMANIN BÖLÜMLERİ	4
<b>2. LİTERATÜR TARAMASI</b>	<b>5</b>
<b>3. VERİLER VE METODOLOJİ</b>	<b>15</b>
3.1. VERİLER	15
3.2. METODOLOJİ	17
3.2.1. Zaman Serileri	17
3.2.1.1. AR(p), MA(q), ve ARMA(p,q) Modelleri (Box-Jenkins)	17
3.2.1.2. Zaman Serilerinde Durağanlık Kavramı	20
3.2.2. Birim Kök ve Durağanlık Testleri	23
3.2.2.1. Dickey-Fuller Testi	23
3.2.2.2. Augmented Dickey-Fuller (ADF)	24
3.2.2.3. Philips-Perron (PP)	25
3.2.2.4. Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)	26
3.2.3. Koşullu Değişen Varyans Modelleri	28
3.2.3.1. ARCH(p)	29

3.2.3.2. GARCH(p,q)	30
3.2.3.3. ASİMETRİK GARCH	32
<b>4. ANALİZLER VE YORUM</b>	<b>36</b>
4.1. TANIMLAYICI İSTATİSTİKLERİN ANALİZLERİ	36
4.2. BİRİM KÖK VE DURAĞANLIK ANALİZLERİ	40
4.3. DEĞİŞKENLERİN ANALİZLERİ	44
<b>5. SONUÇLAR VE ÖNERİLER</b>	<b>63</b>
5.1. SONUÇLAR	63
5.2. ÖNERİLER	65
5.2.1. Yatırımcılara Öneriler	65
5.2.2. Araştırmacılara Öneriler ve Çalışmanın Kısıtları	65
<b>KAYNAKLAR</b>	<b>67</b>
<b>ÖZGEÇMİŞ</b>	<b>83</b>



# KISALTMALAR DİZİNİ

<b><u>Kısaltmalar</u></b>	<b><u>Açıklamalar</u></b>
ABD	: Amerika Birleşik Devletleri
ADF	: Augmented Dickey- Fuller
AR	: AutoRegressive
ARMA	: AutoRegressive Moving Average
ARCH	: AutoRegressive Conditional Heteroscedasticity
BİST	: Borsa İstanbul
B-J	: Box-Jerkins
EKK	: En Küçük Kareler
EPH	: Etkin Piyasalar Hipotez
GARCH	: Generalized AutoRegressive Conditional Heteroscedasticity
GJR-GARCH	: Glosten, Jagannathan, Runkle- GARCH
ISWO	: International Surface Weather Observation
İMKB	: İstanbul Menkul Kıymetler Borsası
KKL	: Kamstra, Kramer, Levi
KPSS	: Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin
L-M	: Lavrange Multiplier
MA	: Moving Average
MDD	: Mevsimsel Duygu Düzensizliği
OLS	: Ordinary Least Squares
PP	: Phillips-Perron
SAD	: Seasonal Affective Disorder
S&P500	: Standard and Poor's 500
T-GARCH	: Theshold-GARCH

# TABLÖLAR DİZİNİ

<b><u>Tablo No.:</u></b>	<b><u>Sayfa</u></b>
<b>4.1:</b> Tanımlayıcı İstatistikler	38
<b>4.2:</b> Augmented Dickey- Fuller Birim Kök Testi	40
<b>4.3:</b> Phillips-Perron Birim Kök Testi	42
<b>4.4:</b> KPSS Durağanlık Testi	43
<b>4.5:</b> Maksimum Sıcaklık için Asimetrik GARCH Eşitliği	46
<b>4.6:</b> Minimum Sıcaklık için Asimetrik GARCH Eşitliği	50
<b>4.7:</b> Ortalama Sıcaklık için Asimetrik GARCH Eşitliği	51
<b>4.8:</b> Ortalama Basınç için Asimetrik GARCH Eşitliği	52
<b>4.9:</b> Ortalama Nem için Asimetrik GARCH Eşitliği	53
<b>4.10:</b> Bulutluluk Oranı için Asimetrik GARCH Eşitliği	54
<b>4.11:</b> Global Güneş Radyasyonu için Asimetrik GARCH Eşitliği	55
<b>4.12:</b> Güneşlenme Süresi için Asimetrik GARCH Eşitliği	56
<b>4.13:</b> Maksimum Rüzgâr Hızı için Asimetrik GARCH Eşitliği	57
<b>4.14:</b> Ortalama Rüzgâr Hızı için Asimetrik GARCH Eşitliği	58
<b>4.15:</b> Rüzgâr yönü için Asimetrik GARCH Eşitliği	59
<b>4.16:</b> Toplam Yağış için Asimetrik GARCH Eşitliği	60
<b>4.17:</b> Gün Uzunluğu için Asimetrik GARCH Eşitliği	61

# ŞEKİLLER DİZİNİ

<b><u>Sekil No:</u></b>	<b><u>Sayfa</u></b>
<b>3.1:</b> Birinci dereceden AR süreci	18
<b>3.2:</b> q. dereceden AR süreci	18
<b>3.3:</b> Birinci dereceden MA süreci	18
<b>3.4:</b> q. Dereceden MA süreci	18
<b>3.5:</b> ARMA(p,q) süreci	18
<b>3.6:</b> Genel bir ARMA süreci	19
<b>3.7:</b> Genel bir ARMA(p,q) süreci gecikme işlemcisi (L) kullanılırsa	19
<b>3.8:</b> ARMA(p,q)' da $y_t$ çözümü	19
<b>3.9:</b> Durağan bir $y_t$ serisinde ortalama	20
<b>3.10:</b> Durağan bir $y_t$ serisinde varyans	20
<b>3.11:</b> Durağan bir $y_t$ serisinde kovaryans	20
<b>3.12:</b> Durağan bir $y_t$ serisinde korelasyon	20
<b>3.13:</b> Otoregresif AR(1) sürecine sahip bir zaman serisi modeli	22
<b>3.14:</b> ADF birim kök testi regresyon modeli	24
<b>3.15:</b> Olasılıklı ADF birim kök testi regresyon modeli	24
<b>3.16:</b> PP birim kök testi regresyon modeli	25
<b>3.17:</b> PP sabit terimli regresyon modeli	25
<b>3.18:</b> PP sabit terimli ve eğilim katsayılı regresyon modeli	25
<b>3.19:</b> KPSS durağanlık testi regresyon modeli	27
<b>3.20:</b> KPSS durağanlık testi gecikmeli regresyon modeli	27

<b>3.21:</b> Eşit varyans varsayımı (homoscedasticity)	28
<b>3.22:</b> Değişen varyans varsayımı (heteroscedasticity)	28
<b>3.23:</b> ARCH cari dönemdeki hata teriminin varyans fonksiyonu	29
<b>3.24:</b> ARCH varyans modeli	30
<b>3.25:</b> ARMA ve EKK yöntemini tahmin hatalarını kullanan ARCH modeli	30
<b>3.26:</b> Genel bir GARCH(p,q) modeli	31
<b>3.27:</b> Genel bir GARCH(p,q) modeli	31
<b>3.28:</b> Genel bir GARCH(p,q) modeli	31
<b>3.29:</b> GARCH(p,q) modelinin Koşulları	31
<b>3.30:</b> GARCH(p,q) modelinin Koşulları	31
<b>3.31:</b> GARCH(p,q) modelinin Koşulları	31
<b>3.32:</b> GARCH(1,1) regresyon modeli	31
<b>3.33:</b> Hata terimi otoregresif hareketli ortalama sergiliyorsa GARCH modeli	32
<b>3.34:</b> Genel bir GJR-GARCH(1,1) modeli	33
<b>3.35:</b> Genel bir GJR-GARCH (p,q) modeli	33
<b>3.36:</b> GJR-GARCH (p,q) modeli kukla değişkeni koşulları	33
<b>3.37:</b> GJR-GARCH (p,q) modeli kukla değişkeni koşulları	33
<b>3.38:</b> Genel bir T-GARCH (1,1) modeli	34
<b>3.39:</b> Genel bir T-GARCH modeli kukla değişkeni koşulları	34
<b>3.40:</b> Asimetrik GARCH modeli	35-45
<b>3.41:</b> Günlük getiri denklemi	38-45
<b>3.42:</b> Ortalama denklemi	45

# 1.GİRİŞ

Geleneksel finans ve Davranışsal Finans arasındaki temel ayrım noktası bireylerin rasyonelliğiyle ilgili varsayımdır. Geleneksel finans teorisi, bireylerin rasyonel olduğunu varsaymaktadır. Bu rasyonellik varsayımı altında yatan temel düşünce, bireylerin ekonomik kararlar alırken mantıksal bir şekilde bütün olasılıkları hesaplayabildiğidir (Schwartz, 1990; Loewenstein et al., 2001; Mirza et al., 2012).

Geleneksel finans teorisi altında gelişen en önemli kavram ise; Fama (1965a; 1965b) tarafından ilk defa kullanılan Etkin Piyasalar Hipotezidir (EPH). EPH, uygun bilginin finansal varlıkların fiyatına yansiyabildiği bir piyasayı tanımlamak için kullanılmaktadır (Dimson and Mussavian; 1998). Yani bir piyasa, mevcut bilgilerin fiyatlara yansıdığı ölçüde etkin olmaktadır. Temelde menkul kıymetler piyasasındaki fiyatların davranışlarıyla alakalı bir kavram olan EPH Menkul kıymet fiyatlarının mevcut bilgiyi daima piyasaya tam olarak yansıttığı piyasa olarak tanımlanmıştır (Fama, 1970).

Piyasaların etkin olmasından dolayı bireylerin rasyonel olduğu savunulmaktadır. Bu hipotezinin varsayımlarına göre, piyasada hiçbir yatırımcı normalüstü getiri elde edemez. Fakat finans literatüründe hipotezin bu varsayımı ile çelişen ampirik bulgular gözlemlenmiştir (Güneysu, 2011). Etkin Piyasalar Hipotezi'nin varsayımları ile bağdaşmayan bu bulguları adlandırmak için, normalden sapma anlamına gelen "Anomali" terimi kullanılmıştır (Erdem, 2011). Sonuç olarak; Fama'nın (1970) Etkin Piyasa Hipotezi ile ortaya çıkan Anomali kavramı ve bu kavram üzerine yapılan akademik çalışmalarla literatürde yerini almıştır. Bu saptamalar üzerine yapılan çalışmalar neticesinde davranışsal finans literatürün temeli atılmıştır. Peki, davranışsal finans nedir? Davranışsal finans; geleneksel finansın tersine, bireylerin rasyonel olmadığını, her bireyin kendine özgü hareket ettiğini savunmaktadır. Bir başka deyişle, bireylerin risk ve belirsizlik koşulları altında karar verirken psikolojik, sosyolojik ve çevresel faktörlerden etkilendiğini öne süren yaklaşımdır (Göksu, 2013).

Çevresel faktörlerin, insan beyninin kimyasal dengesini etkilediği dolayısıyla da psikolojisinin ve davranışlarının etkilendiği bilinmektedir. Netice itibariyle insan davranışları ve çevresel faktörler arasında önemli bir ilişki vardır (Vlady, 2010). Sayısız psikolojik bulgular ise; bireylerin kararlarını etkileyen en önemli faktörün ruh hali ve duygularının olduğunu söylemektedir. İnsanların duygu ve ruh halini etkileyen unsurun ise hava durumları olduğunu yapılan çalışmalarla gösterilmektedir (Schwartz, 1990; Loewenstein et al., 2001; Mirza et al., 2012).

Sonuç olarak son yıllarda dünya ekonomisindeki değişimlerle birlikte küresel iklim olaylarının da değişimi önemli bir şekilde gözlemlenmektedir. Mevcut ekosistem içerisinde iklimsel olayların ekonomi üzerindeki etkisi yadsınamaz durumdadır. Ortaya çıkan bu bulgular neticesinde hava olayları üzerine olan araştırmalara ilgilinin giderek artması finansal piyasaları da dikkatini çekmiş ve birçok araştırmacı hava durumlarının borsa getirileri üzerindeki etkisini araştırmaya başlamıştır (Cullen, 2003). Hava durumları, insan davranışlarını etkileyen en önemli faktör olduğu yapılan klinik ve psikolojik saha çalışmalarıyla ortaya konmuştur (Saunders, 1993; Hirshleifer and Shumway, 2003; Cao and Wei, 2005a). Davranışsal finans literatürü, hava durumları ve sermaye piyasası arasındaki bağlantıyı yatırımcıların ruh halinin yorumlanmasıyla bizlere göstermektedir. Yani; Davranışsal Finans insan psikolojisini ve insan psikolojisini etkileyebilecek diğer faktörleri de hesaba katarak piyasada oluşan anomalileri ve menkul kıymet fiyatlarını açıklamaya çalışmaktadır (Worthington, 2009; Vlady, 2010; Akhtari 2010).

## **1.1.Araştırma Soruları**

- Hava durumlarının (Maksimum Sıcaklık, Minimum Sıcaklık, Ortalama Sıcaklık, Ortalama Basınç, Ortalama Nem, Bulutluluk, Maksimum Rüzgâr Hızı, Ortalama Rüzgâr Hızı, Rüzgâr Yönü, Global Güneş Radyasyonu, Güneşlenme Süresi Toplam Yağış Miktarı) BİST100 endeks değeri üzerindeki etkisini bulmak ve etkinin yönünün tespit etmek.
- Gün uzunluğunu BİST100 endeks değeri üzerindeki etkisini bulma ve etkinin yönünü belirlemek.

## **1.2. Araştırmanın Amacı ve Özgünlüğü**

Bu çalışmanın amacı; hava değişkenlerinin ve gün uzunluğunun BİST100 endeks getirisi üzerine ne gibi etkisi olduğunu araştırmaktır. Bu konu hakkında daha önce yapılmış olan çalışmalara literatür taraması kısmında daha ayrıntılı bir şekilde ele alınmıştır. Yapılan araştırma neticesinde literatürde çok fazla karşılaşılmayan Asimetrik GARCH modeli manipüle edilerek oluşturulan yeni bir Asimetrik GARCH modeliyle analiz gerçekleştirilmiştir. Literatürde yapılan çalışmalarla ne gibi benzerlik ve farklılıklarının olduğu ortaya koyulmaya çalışılmıştır. Ele alınan bu farklı yaklaşımla Geleneksel Finans, Davranışsal Finans ve Psikoloji literatürüne katkıda bulunulmuştur.

## **1.3. Çalışmanın Yöntemi**

Finansal zaman serisi modellerinde en önemli nokta verilerin zaman içerisinde ne gibi davranışlar sergilediğini ve karakteristik özelliklerinin ne olduğunu bulmaktır. Bu davranışların ve özelliklerin tespiti için yapılan bazı analizler vardır ki; bunların en önemlisi ekonometri bilimidir. Oluşan bu finansal verileri analiz edip yorumladıktan sonra ileriye yönelik tahminlerde bulunan bu bilim dalı yapılan bu çalışmanın temelini oluşturmaktadır. Bu çalışma, GARCH ailesinin türevlerinden olan Asimetrik GARCH modelini farklı bir yaklaşımla ele alarak analizleri gerçekleştirmiş ve bu analizleri uygularken bir ekonometri programı olan Stata yazılımıyla bunu gerçekleştirmiştir.

## **1.4.Çalışmanın Sonuçları**

Bu ampirik çalışmanın sonuçları; hava durumlarının BİST100 endeks getirisi üzerinde anlamlı bir etkisinin olduğu göstermektedir. Her bir değişken için bu etki farklı yönde ve farklı derecededir. Ayrıca gün uzunluğunun da BİST100 getirisi üzerindeki etkisine bakılmış aynı şekilde de burada da anlamlı bir etkinin mevcut olduğu tespit edilmiştir. Çalışmanın sonuçları hakkında daha ayrıntılı bilgi analiz ve yorumlar kısmında tablolar yardımıyla açıklanmıştır.

## **1.5. Çalışmanın Bölümleri**

Yapılan bu tez çalışması 6 bölümden oluşmaktadır. Çalışmanın birinci bölümünde konu ile ilgili genel bir giriş yapılarak bu konunun nerelere dayandığı hangi aşamalardan bu çalışmalara ulaştığı hakkında ve araştırmanın amacı, kullanılan veri, yöntem ve elde edilen sonuçlar hakkında genel bilgiler verilmiştir. Çalışmanın ikinci bölümünde literatürde bu konu hakkında yapılan çalışmalar ayrıntılı olarak ele alınmıştır. Üçüncü bölümde ise, elde edilen verilerden kısa bahsedildikten sonra yapılan analizin temelini oluşturan metodoloji kısmı ele alınmıştır. Dördüncü bölümde ise, yapılan analizlerin ortaya çıkan tablolar tartışılıp yorumlanmıştır. Son olarak da, beşinci Bölümde çalışma genel olarak toparlanıp genel bir sonuç yazılmış ve ardından altıncı bölümde ise yatırımcılara ve araştırmacılara öneriler kısmıyla bu tez çalışması sonuçlandırılmıştır.



## 2. LİTERATÜR TARAMASI

Saunders (1993) 1927-1960 tarih aralığında New York Central Park' tan, 1960-1989 tarih aralığında ise New York LaGuardia Field' dan elde ettiği hava durum verilerini; 1927-1989 tarih aralığında Dow–Jones borsasında ve 1962-1989 tarih aralığında ise New York ve American Borsasında günlük kapanış getirileri üzerindeki etkisini araştırmıştır. Saunders, bu çalışmasını Monte Carlo simülasyon yöntemini kullanarak gerçekleştirmiştir. Genel olarak, New York'un yerel hava durumlarının Wall Street üzerindeki etkisini uzun bir tarihi periyotla araştırmış ve bu etkinin sistematik bir değişimin olup olmadığını incelemiştir (Saunders, 1993).

Saunders açıklayıcı değişken olarak ele aldığı bulutluluk oranını (cloud cover) havanın bulutla kaplı olma oranına göre tanımlamıştır. Bulutluluk oranını 0-10 aralığında değerlendirilmiş; değerin Sıfır '0' olduğunda havanın açık olduğunu, on '10' olduğunda ise havanın tamamıyla bulutla kaplı olduğunu ifade etmektedir. Bulutluluk oranı %100 olduğunda getiriler ortalamanın altında kaldığı diğer yandan ise Bulutluluk oranı %20' nin altındaysa getirilerin ortalamanın üstünde olduğunu yapmış olduğu ampirik çalışmayla ortaya koymuştur. 1927-1989 tarihleri arasında Wall Street üzerine yoğunlaşarak gösterdiği bu çalışması, az bulutlu günlerin daha yüksek getiriyle ilişkili olduğunu ve bulutluluk oranlarının fazla olduğu günlerde getirilerin düşük olduğunu belirtmektedir. Getirilerdeki bu değişimin hava durumlarına bağlı olarak sistematik bir şekilde anlamlı olduğunu göstermektedir. Saunders, Hava durumlarıyla borsa getirileri arasındaki ilişkiyi kullanarak, Hava durumlarıyla yatırımcı davranışları arasında bağlantı kuran ilk araştırmacıdır. Sonuçlar ise; güneşli günlerde yatırımcıların ruh halinin neşeli ve iyimser olduğu ve borsa getirilerinin yükseldiğini diğer bir yandan ise, bulutlu günlerde yatırımcıların karamsar olduğunu ve borsa getirilerinin düştüğü savunmaktadır (Saunders, 1993).

Trombley (1997), 1927-1989 tarihleri arasında Dow–Jones Borsası üzerine tekrar niteliğinde bir çalışma yaparak Saunders (1993)'ın öne sürdüğü tezin gerçeği yansıtmadığını ve modellemesinin yanlış yapıldığını ve Saunders'ın Persinger

(1975), Cunningham (1979), Hawarth ve Hoffman (1984) 'ın çalışmalarına güvendiğini ileri sürmektedir. Bunun üzerine Trombley, Duncan Multiple Range Testini kullanarak yeni bir çalışma yapmıştır. Yapmış olduğu bu farklı modellemeyle, borsa getirilerinin, açık, güneşli günlerin, yağmurlu veya bulutlu günler ile arasında herhangi bir fark olmadığını veya olsa bile bu farkın dikkate alınmayacak kadar düşük olduğunu ileri sürmüştür. Trombley bu çalışmasında Saunders' un savunduğu düşünceleri çürütmeye çalışmış ve ileri sürdüğü sonuçların neticesiyle Saunders' un bulgularından daha açık ve daha güçlü bir sonuç olduğunu söylememektedir (Trombley, 1997).

Kramer ve Runde (1997), Saunders' ın çalışmasının bir benzerini Frankfurt Menkul Kıymetler Borsasında (DAX/Deutscher AktienindeX ya da The German Stock Index) üzerine bulutluluk oranlarının etkisini araştırmışlardır. Araştırmanın sunucunda kısa dönemde borsa getirilerinin yerel hava durumlarından etkilenmediğini uzun dönemde böyle bir etki olsa bile bunun hava durumlarının borsa getirileri üzerinde etkisinin var olduğu şeklinde yorumlanamayacağını savunmaktadırlar. Ayrıca, araştırmacılar bulutluluk oranıyla getiriler arasında anlamlı bir ilişki bulmalarına rağmen savundukları görüş; böyle bir durumun gerçeği yansıtmayacağı ve Saunders(1993)' un istatistikî olarak birinci tür hata yaptığını öne sürmektedirler (Kramer and Runde, 1997).

Keef ve Roush, (2002) Yeni Zellanda Menkul Kıymet Borsası günlük getirilerin Wellington da yerel hava durumlarını yani bulutluluk oranları, sıcaklık ve rüzgâr değişkenlerini kullanarak 'Ordinary Least Squares (OLS)' regresyon modeliyle bir çalışma yapmışlardır. Çalışmanın sonucu, sadece rüzgârın borsa getirilerini etkilediği, sıcaklığın da çok küçük oranda bir etkisinin olduğunu, bulutluluk oranlarında ise herhangi bir etkinin bulunmadığını göstermektedir. Bu sonuçlar aslında Yeni Zellanda da hava değişkenlerinin çok yönlü olduğunu ortaya koymaktadır (Keef and Roush, 2002).

Hirshleifer ve Shumway (2003) de Saunders gibi, hava durumlarının piyasa yapıcılarının davranışlarını etkilediğini ve bu etkininde borsa getirilerine yansıdığını savunmaktadırlar. Bu görüşlerinin doğrulamak için, The National Climactic Data Center' dan uluslar arası hava durum verilerini '*International Surface Weather Observations* (ISWO)' olarak elde ederek bir veri seti oluşturmuşlardır. Oluşturulan bu veri seti; rüzgâr basınç, bulutla kaplı olma oranı (cloud cover) olarak belirlemişler ve ISWO veri seti dünya çapında 1982-1997 tarihleri arasında 3,000 lokasyondan elde ettikleri yerel hava verilerinin saatlik olarak düzenlemişlerdir. 1982-1997 tarihleri arasında 26 tane uluslararası borsa üzerinde OLS regresyon modeliyle yaptıkları çalışmanın sonuçları Saunders'un bulduğu sonuçlarla benzerdir. Çalışmanın bulguları; bulutluluk oranıyla getiriler arasında negatif bir ilişkinin olduğunu göstermektedir. Yani gün ışığının önemli derecede getiriler üzerine Pozitif etkisinin olduğunu göstermektedirler. Ayrıca yağış miktarında borsa getirilerine etkisini de analiz etmişlerdir fakat bulunan sonuçlarda yağmur ve borsa getirisi arasında bir ilişki yoktur. Sonuç olarak, aralarında Borsa İstanbulun (BİST) da yer aldığı bu çalışma bir bütün olarak değerlendirildiğinde hava durumlarıyla getiriler arasında anlamlı bir ilişkinin olduğunu söylemektedir fakat BİST için elde edilen sonuçlar anlamsız olduğu görülmektedir (Hirshleifer and Shumway, 2003).

Kamstra, Kramer ve Levi(KKL) (2003) SAD (seasonal affective disorder) etkisi olarak adlandırdıkları, mevsimsel duygu düzensizliği' nin (MDD) getiriler üzerindeki etkisini incelemişlerdir. SAD kavramı bir başka deyişle, gece uzunluğunun getiriler üzerindeki etkisini ifade etmektedir. Yani, uzun gecelerin insanların uyku dengesini bozmasından dolayı bu durumun depresyona yani duygulara yansıdığını ifade etmektedir. Psikolojik ve klinik kanıtlara dayanarak uzun gecelerin depresyona neden olduğunu söylemektedirler. Yazarlar, daha uzun gecelerin yatırımcılar üzerindeki SAD etkisi nedeniyle daha düşük borsa getirilerine sebep olduğunu varsaymaktadırlar. İki yarım kürede (ABD, Kanada, İngiltere, Almanya, İsveç, Avustralya, Güney Afrika) dördü ABD' ye ait olmak üzere 12 borsa endeksi getirilerini kullanılarak bu etki test edilmiş ve şaşırtıcı bir şekilde birçok uluslar arası borsa için bu hipotez doğrulanmıştır. Yani uzun gecelerin olduğu zaman getirilerin düştüğünü bir başka deyişle gün uzunluğu arttığında getirilerinde arttığı şeklinde pozitif bir artışa neden olduğunu göstermektedir (Kamstra et al., 2003).

Pardo ve Valor (2003) hava durumları ve borsa endeks getirileri arasındaki muhtemel ilişkiyi görmek için güneşlenme süresi (sunshine hours) ve nem seviyesinin borsa getirileri üzerinde etkisinin olup olmadığını ve bağımsız bir alım-satım (trading) sistemini Kruskal-Wallis testiyle araştırmışlardır. Bu araştırmayı yaparken, İspanyanın en ünlü borsası olan Madrid Menkul Kıymetler Borsa Endekslerinin günlük kapanış değerlerini kullanmışlardır. Araştırmanın neticesinde elde ettikleri bulgular ise; güneşlenme süresinin ve nem seviyesinin borsa getirileri arasında herhangi bir ilişkinin olmadığını söylemişlerdir. Ayrıca bu sonuçların bağımsız alım satım sisteminin olduğunu göstermektedir. Başka bir deyişle Madrid borsası etkin piyasalar hipoteziyle çelişmediğini ve piyasaların rasyonel davranış sergilediğini savunmaktadırlar (Pardo and Valor, 2003).

Tufan ve Hamarat (2004), Ekim 1986'dan Temmuz 2002 yılları arasında eski adıyla İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB) olan Borsa İstanbul(BİST) üzerine ve EPH' nin bir alt başlığı olan zayıf form etkinliğinde, Bulutlu günlerin BİST100 endeks getirileri arasındaki ilişkiyi farklı bir yaklaşımla analiz etmişlerdir. Verilerin parametrik olmadığını savunan araştırmacılar bu sebepten dolayı Kruskal Wallis testi ile verileri analiz etmişlerdir. Sonuç ise; bulutlu günlerin ve yağmurlu günlerin BİST100 endeks getirileri üzerinde herhangi bir değişikliğe neden olmadığını fakat karlı günlerin karsız günlere oranla getiriler üzerinde negatif yönlü düşürücü bir etkisi olduğu göstermektedirler. Sonuç olarak, araştırmacılar elde ettikleri bulgular neticesinde BİST için piyasaların zayıf formda etkin olduğunu farklı bir yaklaşımla göstermektedirler (Tufan and Hamarat, 2004).

Loughran ve Schultz (2004) Amerika Birleşik Devletlerinin(ABD) farklı 25 şehirden Nasdaq borsasında işlem gören firmaların hisse senetlerinden 4.949 örneklem olarak bir portföy oluşturmuşlardır. Şirketin yönetim binasının yani tepe yönetiminin yatırımcılarla aynı yerde olduğu varsayarak, Bulutlu havaların, oluşturulan bu portföy üzerindeki etkisi araştırılmıştır. Çok az bir kanıt bulsalar da, bulutlu havaların bu portföy üzerindeki her hangi bir etkinin olmadığını ve bu durumun etkin piyasalar kavramına ters düşmediğini, piyasaların etkin olduğunu

savunmuşlardır. Ayrıca, kar fırtınasının etkisindedir bakılmış bu durum ise, firmaların bulunduğu yerde bu hava durumu mevcutsa getirilerin düştüğünü savunmaktadırlar. Araştırmacılar son olarak, şirketlerin bulunduğu lokasyonda Yahudi nüfus yoğunluğu fazla ise, Yahudilerin bir bayramı olan Yom Kippur' da getirilerin ciddi bir şekilde azaldığını iddia etmektedirler (Loughran and Schultz, 2004).

KKL' den sonra Garrett, Kamstra ve Kramer (2005), aynı çalışmayı kuzey yarım kürede ABD, İngiltere, Japonya, İsveç ve güney yarımkürede ise Yeni Zelanda ve Avustralya için SAD etkisini yani gündüz uzunluğunun borsa getirileri azasındaki ilişkiyi CALM (Sermaye Varlıklarını Fiyatlama Modeli) modeliyle incelemişlerdir. Ortaya çıkan sonucun, yatırımcılar açısından riskten kaçındıklarını göstermektedir. sonuç olarak elde edilen bulguların, KKL'nin bulgularıyla aynı doğrultuda olduğu ve KKL'nin sonuçlarını desteklediği savunulmaktadır (Garrett et al., 2005).

Hirshleifer ve Shumway' den sonra, bir başka geniş çaplı araştırma ise 2005 yılında sekiz borsa (ABD, Kanada, İngiltere, Almanya, İsveç, Avustralya, Japonya ve Tayvan) üzerine çalışma yapan Cao ve Wei (2005a) borsa getirileri ve sıcaklık arasındaki bağlantıyı araştırmıştır. Bin test ve OLS test kullanılarak yapılan araştırma, getirilerin sıcaklıkla negatif bir kolerasyona sahip olduğunu göstermektedir. Sıcaklıkla ilgili olarak, düşük sıcaklığın saldırganlığa yol açtığını aynı zamanda da yüksek sıcaklığın ise hem saldırganlığa hem de sinir bozukluğuna/uyuşukluğa neden olduğunu savunmaktadırlar. Maksimum ve minimum sıcaklığın getiriler üzerinde negatif bir etkiye sahip olduğunu kanıtlar göstermektedir (Cao and Wei, 2005a). Araştırmacılar, aynı yıl içerisinde bu çalışmalarına dünya çapından 19 borsa daha ekleyerek çalışmalarını genişletmişler ve borsa getirileri üzerinde sıcaklığın etkisini hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ekonomiler üzerinde gözlemlemişlerdir. Cao ve Wei(2005b) bu 19 borsayı belirlerken Hirshleifer ve Shumway (2003) ve Kamstra, Kramer ve Levi (2003)' nin üzerine çalıştığı borsaları seçmiştir. Bu çalışmanın sonucunda ortaya çıkan bulgular ise, bir önceki çalışma gibi sıcaklık ve borsa getirileri arasında negatif bir ilişkinin olduğu ve düşük sıcaklığın saldırganlığa, yüksek sıcaklığın ise hem saldırganlığa hem de uyuşukluğa neden olduğunu söylemektedirler (Cao and Wei, 2005b).

Farklı bir diğerk arařtırmada ise; Goetzmann ve Zhu Bireysel yatırımcıların hesap bilgilerini kullanarak ABD' nin beř büyük eyaleti (Philadelphia, San Francisco, Los Angeles, Chicago ve New York) için hava durumlarının getiriler üzerindeki etkisini arařtırmıřlardır. Bu etkiyi arařtırırken bireysel hesapları 6 yıllık bir dönemi kapsayan gözlemden oluřturmuřlardır. Arařtırmanın sonuçları ise; güneřli, bulutlu günlerde bireylerin hisse senedi alım satımın eğilimde herhangi bir farkın olmadığını ortaya koymuřlardır. Fakat, arařtırmacılar New York' un yerel hava durumlarının getiriler üzerinde az da olsa bir etkisinin olduğunu gösterirken, çalıřmalarının bireysel bazda hava durumlarının bu etkiyi yansıtmadığını göstermektedir. Ayrıca, bu bulgulara rağmen, piyasa yapıcılarının tavırlarının hava durumu ve getiriler arasındaki iliřkiyi açıklayabileceğini ileri sürmüřlerdir (Goetzman and Zhu, 2005).

Keef ve Roush'ın bir sonraki çalıřması ise New York yerel havasının Dow Jones Borsası ve Standard and Poor's 500 (S&P500) borsasının günlük getirilerine etkisini analiz etmiřlerdir. Örneklemlerini; 1 Ocak 1984' den 31 Ağustos 2002 tarihine kadar olan verilerle oluřturmuřlardır. Sonuçlar ise; rüzgârın borsa getirileri üzerinde çok zayıf bir etkisini olduğu ama sıcaklığın getiriler üzerinde herhangi bir hareket sergilemediğini söylemiřlerdir. Ancak, mevsimsellikten arındırılmıř sıcaklığın ise; serin günlerde (cool days) pozitif bir etkisinin olduğunu sıcak günlerde ise (warm days) herhangi bir etkisinin olmadığını söylemiřlerdir (Keef and Roush, 2005a). Bu arařtırmacılar, aynı yıl içerisinde 2002 de yaptıkları çalıřmalarını genişleterek yeni zellandanın en büyük iki řehri Auckland ve Wellingtonu hesaba katarak, hava durumlarının banka hesaplarının fazi oranı, hükümet bonoları ve borsa endeks getirileri üzerine etkisini arařtırmıřlardır. Banka hesaplarının güneřlenme seviyesinden pozitif yönde etkilendiğini, endeks getirilerinin ise rüzgardan negatif yönde güneřlenme seviyesinden ise, iki taraflı olarak etkilendiğini savunmaktadırlar (Keef and Roush, 2005b).

Dowling ve Lucey 1988–2001 tarih aralığını kapsayan çalıřmalarında İrlanda Dublin hava alanında ölçülen bir dizi hava durum verilerini yani güneřli, bulutlu, yağmurlu günler, nem seviyesi, jeomanyetik fırtınaların (geomagnetic storms), inanç

ve biyoretim deęişkenlerinin, İrlanda Menkul Kıymetler Borsasının gnlk getiriler zerine etkisini OLS regresyon modeliyle arařtırmıřlardır. Sonular ise, hava deęişkenlerinin getiriler zerinde bir etkisinin olduęunu ve arařtırmacıların ne srdkleri tezi doęruladıęını gstermektedir. Dięer bir deyiřle, Hava durumlarının yatırımcıların ruh halini etkiledięini ve bu deęişkenlerin gnlk getirileri belirlemede etkin bir rol oynadıęını gstermektedir (Dowling and Lucey, 2005).

Bir bařka alıřma ise Tayvan zerine 1 Temmuz 1997-22 Ekim 2003 tarih aralıęında GJR-GARCH yntemini kullanarak deęişkenlerin asimetrik bir yapıya sahip olduęunu ileri srlerek bir alıřma yapılmıřtır ve bu konuda Asimetrik iliřkiyi dikkate alan ilk alıřmadır. Deęişken olarak, Sıcaklık, nem ve bulutluluk oranını kullanılmıřtır.. Yazarlar arařtırmalarının sonularında; sıcaklık ve bulutluluęun Tayvan borsasında gnlk getiriler zerine en nemli etki eden deęişken olduęunu ve yatırım yapmayı planlayan bireysel yatırımcıların bu nemli etkiyi gz nnde bulundurmasını gerektięini savunmaktadırlar. Ařırı sıcak veya soęuk havaların getiriler zerin de negatif bir etkiye sahip olduęunu ve bulutluluk oranının fazla olduęu gnlerde ise getirilerin daha dřk olma eęilimine sahip olduęunu gstermektedirler. Bu bulgular, varlık fiyatlama modellernde ekonominin doęasına rasyonel olmadıęını gstermektedir (Chang et al, 2006).

Worthington ise, 1958-2005 tarih aralıęında Avustralya borsası zerine havanın etkisini arařtırmıřtır. Regresyon temelli yaklařımıyla Avustralya Menkul Kıymetler Borsasında hesaplanan btn endeks getirilerini, Sidney' in Observatory Hill ve havaalanı meteoroloji istasyonunda gzlenen sekiz hava deęişkeni ile (yaęıř, buharlařma, baęıl nem, maksimum ve minimum sıcaklıklar, gneřlenme sresi ve bora rzgrın maksimum hızı ve yn) test etmiřtir. Avustralya zerine yapılan daha nceki alıřmalarla da tutarlı olan bu kanıtların, hava durumlarının borsa getirileri zerine herhangi bir etkisinin olmadıęını ve piyasaların etkin olduęunu gstermektedir (Worthington, 2009).

Yoon ve Kang (2009) Kore borsası zerine yaptıkları alıřmada spesifik  hava deęişkenin (sıcaklık, nem, bulutluluk) 1997 finansal kriz ncesinde ve

sonrasında ne gibi etkileri olduğunu GJR-GARCH modeli kullanarak araştırmışlardır. Sonuçlar ise, kriz öncesi bütün hava değişkenlerinin getiriler üzerinde etkisinin olduğunu ortaya koymaktadır yani, kriz öncesinde düşük sıcaklığın getiriler üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğu, yüksek nem ve bulutluluğun getiriler üzerinde negatif bir etkiye sahip olduğunu göstermişlerdir. Fakat 1997 kriz sonrası dönemde hava değişkenlerinin getiriler üzerindeki etkisinin ortadan kaybolduğunu ve piyasaların etkinleştiğini savunmaktadırlar (Yoon and Kang, 2009).

Avustralya üzerine yapılan bir diğer çalışma ise yine, finans merkezi olarak gösterilen Sidney üzerinden S&P/ASX All Australian 200 endeksine Australian Bureau of Meteorology' den alınan sıcaklık, nem, buharlaşma, basınç v.b hava değişkenlerinin etkisini 01.06.1992 ve 07.07.2006 tarih aralığında araştırmıştır. Önceki araştırmaların aksine nemin, Avustralya menkul kıymetler borsası üzerinde önemli bir etkisinin olduğu ortaya konmuştur. Yatırımcıların psikolojik ve mental olarak Avustralyanın bu hava durumundan çok net bir şekilde etkilendiğini göstermektedir (Vlady, 2010).

Sriboonchitta ve arkadaşları. (2011) Tayland borsası üzerine yaptıkları bir araştırmada yerel sıcaklık ve borsa getirileri arasındaki ilişkiyi 1996-2010 tarihleri arasın da analiz edilmişlerdir. (AR)-(GARCH), modelleri uygulanarak yapılan araştırmada borsa getirileriyle sıcaklık arasında negatif bir ilişki (korelasyon) bulunmuştur. Bulunan bu sonuç ise Chang ve diğerlerinin (2006)' ileri sürmüş olduğu kanıtlarla aynı doğrultudadır (Sriboonchitta et al., 2011).

Son yıllarda yapılan bir diğer çalışma ise, Pakistan'ın gelişen ekonomisinin de günlük sıcaklığın Karachi ve Islamabad Menkul Kıymetler Borsası endeks getirileri üzerindeki etkisi AR (1)-GARCH (1, 1) modelleriyle test edilmiştir. 2006-2010 yılları arasında yapılan çalışmada hava durumları ve borsa getirileri arasında negatif bir ilişki bulunmuştur (Mirza et al, 2012).



Son olarak en kapsamlı çalışmalardan biri olan ve uluslararası 49 borsa üzerinde çalışma yapan Dong ve Tremblay (2014) beş hava koşulunun (güneş, rüzgâr, yağmur kar ve sıcaklığın) günlük endeks getirileri üzerinde etkisini 1973-2012 tarih aralığında yaptıkları çalışmayla göstermektedirler. Çalışmada her bir ayı kendi içerisinde değerlendirmişlerdir. Çalışmayı aylara bölme sebebi, dünya çapında birçok ülke üzerinde çalışma yaptıkları için ve iki yarım kürenin zamanlama olarak altı ay farklı olmasından kaynaklanan farklılığı ortadan kaldırmak için bu şekilde bir çalışma yapmışlardır. OLS ve Logit regresyon modellerini kullanarak yaptıkları çalışmada iki önemli tema ortaya çıkmaktadır. Birincisi, getirilerin uygun hava koşullarında özellikle insanların dışarıda zaman harcamak istedikleri zaman tüm sıcak bölgelerde pozitif ilişkisi olduğu göstermektedir. İkincisi, soğuk ve ılık bölgelerde, kış zamanı soğuk sıcaklık bireyleri risk almaya teşvik etmesini ortaya çıkarır ve yüksek getirilere öncülük eder. Borsa İstanbulunda aralarında bulunduğu bu çalışmada istanbulu ılıman bölge (mild region) olarak değerlendirmişlerdir. Ortaya çıkan bulgular neticesinde, hava durumlarının yatırımcı davranışları üzerine etkisini daha önceki çalışmalardan daha güçlü ve daha yaygın bir şekilde ortaya koymaktadır (Dong and Tremley, 2014).

Ayrıca, Literatür taramasında görüldüğü gibi, Hirshleifer ve Shumway (2003) ve Tufan ve Hamarat (2004) BİST üzerine çalışma yapan araştırmacılarıdır. Değişken olarak ele aldıkları açıklayıcı değişkenler; bulutluluk oranı, kar ve yağmurlu günler, şeklindedir. Son olarak, Dong ve Tremley, (2014) da BİST üzerine güneş, rüzgâr, yağmur kar ve sıcaklığın etkisini analiz etmiştir. İstanbulu ılıman bir bölge olarak niteleyen, Dong ve Tremley araştırma neticesinde soğuk havaların veya sıcak havayı serinletici etkiye sahip değişkenlerin getiriler üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğu göstermektedirler. Yatırımcıların bu havalarda çok daha fazla risk almaya eğilimli oldukları varsayılmaktadır. Bu çalışma ise literatüre ek olarak, BİST100 üzerine yapılan çalışmaları genişleterek daha fazla değişkenle ve farklı bir asimetric modelle yaklaşık 26 yıllık bir tarihle ele almaktadır.

Yakın geçmiş dönemde yapılan çalışmalarda ortaya konan bulgular; hava durumlarının, insan psikolojisi ve ruh hali (mood) üzerinde çok önemli bir etkiye sahip olduğunu ve dolayısıyla bu durumun bireylerin karar almalarına ve davranışlarına yansıdığını göstermektedir. Bu durumun ise, finansal piyasayı etkilediği savunulmaktadır (Persinger, 1975; Cunningham, 1979; Sanders and Brizzolara, 1982; Schwartz and Clore, 1983; Howarth and Hoffman, 1984; Shiller, 1998; Watson,2000). Son yıllarda gelişen bu çalışmalar finans piyasasında dikkatini çekmiş ve hava durumlarının borsa getirileri üzerindeki etkisi araştırılmaya başlanmıştır. Literatürde yapılan çalışmalarda görüldüğü gibi borsa endeks getirileri, portföy, hisse senedi gibi bazı menkul kıymetlerin günlük getirileri üzerine hava durumlarının etkisi analiz edilmiştir. Farklı diğer çalışmalarda ise gündüz ve gece uzunluğunun (SAD) getiriler üzerindeki etkisine çalışılmıştır. Yapılan çalışmalar neticesinde literatürde iki farklı durum ortaya çıkmıştır. Birincisi, bulunan sonuçlar anlamlı ve getiriler üzerinde etkisi vardır. Bu kanıtlar neticesinde bireylerin hava durumlarından etkilenerek, getirileri doğrudan etkilediği savunulmaktadır. İkincisi ise, bulunan sonuçlar neticesinde hava durumlarının getiriler üzerinde herhangi bir etkisinin olmayışdır. Yani; piyasaların EPH ile çelişmediği, piyasaların etkin olduğunu savunmaktadırlar.

## 3. VERİLER VE METODOLOJİ

### 3.1. Veriler

Araştırma kapsamında elde edilen veri setinin özellikleri aşağıda tanımlandığı gibidir.

04.01.1988-30.06.2014 tarihleri arasından oluşan Hava durum verilerini, Ankara Meteoroloji Genel Müdürlüğünden (Web4, 2014) ve İstanbul Birinci Bölge Müdürlüğünden (Web5, 2015) alınan günlük bazdaki hava durum verileridir. Hava durumları olarak adlandırdığımız veriler(değişkenler) şöyledir; Maksimum Sıcaklık, Minimum Sıcaklık, Ortalama Sıcaklık, Ortalama Bağıl Nem, Ortalama Atmosferik Basınç, Ortalama Bulutluluk Oranı, Toplam Yağış Miktarı, Global Güneş Radyasyonu, Ortalama Güneşlenme Süresi, Maksimum Rüzgâr Hızı, Ortalama Rüzgâr Hızı, Rüzgâr Yönü.

Veri setine hava durum değişkenlerinin yanı sıra eklenen diğer bir değişken gün uzunluğu değişkenidir. Örneklem aralığı 04.01.1988-30.06.2014 tarih aralığında elde edilen verilerden oluşmaktadır. Gün uzunluğu verileri; yani gündüz ve gece uzunluğunun hesaplanması işlemine kullanılan veriler Boğaziçi Üniversitesi Kandilli Rasathanesi ve Deprem Araştırma Enstitüsü Astronomi Laboratuvarından temin edilmiştir (Web1, 2014)

Ham veri olarak alınan Hava durum verileri Meteoroloji Genel Müdürlüğünden edinilen bilgiye göre 3 türlü istasyonda kaydedilen veri türleridir. Birincisi, klima istasyonu verileridir ki; bu veri türünün elde edildiği istasyon da görevli bir kişi tarafından elle kaydedilen verilerdir. Diğer tür istasyonlar ise otomatik ve sinoptik insansız istasyonlarıdır ve veriler otomatik olarak kaydedilir. Otomatik istasyon, Klima İstasyonuyla ölçülen parametreleri aynı değerler üzerinden ölçmektedir ve klima istasyonundan tek farkı insansız olmasıdır. Sinoptik istasyon ise; otomatik ölçüme sahip, ölçüm birimi olarak uluslar arası geçerliliğe sahip ve

genelde iklimsel hava durumları hakkında bilgi vermek yerine hava yolu taşımacılığı için aktif bir şekilde kullanılan istasyon türüdür (Web3, 2014).

Veri setimiz, hava durum verileri için klima ve otomatik istasyonlar da ölçüm yapılan değerleri üzerinden oluşturulmuştur. Sadece, bulutluluk derecesini ölçen istasyonlarda klima verisi yoksa sinoptik istasyon türünde hesaplanan veriler kullanılmıştır. Öncelik olarak, klima verilerinden oluşturulan veriler eğer hesaplanmayan yada eksik gün varsa karşılık gelen otomatik istasyon verilerinden tamamlanmıştır. İstanbul bölgesinde alınan istasyon bölgeleri ise; Florya, Göztepe, Kartal, Kireçburnu, Samandıra ve Kumköy istasyonlarıdır.

Bulutluluk oranı (cloud cover) olarak hesaplanan veri, o gün için havadaki bulutluluk oranının ne kadar olduğunu göstermektedir. Bulutluluk oranının hesaplanması 0-10 arasında yapılmıştır. Bulutluluk "0" sıfır olduğunda havanın açık ve güneşli olduğu 10 olduğunda ise kapalı olduğu bilinmektedir (Saunders, 1993).

Rüzgâr yönleri için hesaplanan veriler ise analize koyabilmek için, analitik düzlemdeki derecelerden yararlanılmıştır. Rüzgâr yönleri derecelere şöyle eşleştirilmiştir; 45 güney batı, 90 güney, 135 güney doğu, 180 doğu, 225 kuzey doğu, 270 kuzey, 315 kuzey batı, 360 batı olarak belirlenmiştir (Worthington, 2009).

Aynı şekilde, 04.01.1988-30.06.2014 tarihleri arasında hesaplanan Borsa endeks getirileri (BİST100 endeksi) Borsa İstanbul (BİST) A.Ş'den alınan günlük bazdaki verilerdir. Elde edilen verilerin kapanış değerleri üzerinden analiz yapılmıştır (Web6, 2014).

## 3.2. Metodoloji

### 3.2.1.Zaman Serileri

Bir deęişkenin, zaman içerisinde gözlemlenen ölçümlerin bir dizisi ve almış olduęu deęeri zamana göre sıralanmış olarak gösteren serilere zaman serileri denir. Bu deęişkenin zaman serisinde almış olduęu deęerler zaman aralıklarıyla gösterilir ve bu zaman aralıkları olmadan seri bir anlam ifade etmez. Zaman aralığına örnek verecek olursak; seans, gün, hafta, ay, yıl v.b. zaman ifadeleri karşımıza çıkacaktır. İstatistik ve ekonometri gibi bilim dalların mühim bir yere sahip olan zaman serilerinin en önemli kullanım amacı, geçmiş verileri yorumlayarak güvenilir bir şekilde gelecekte ortaya çıkacak durumu tahmin etmektir. Diğer bir deyişle zaman serilerinin amacı, serideki bileşenleri ortaya çıkarmak ve ileriye yönelik öngörülerde bulunmaktır (Elma, 2008).

#### 3.2.1.1. AR(p), MA(q), ve ARMA(p,q) Modelleri (Box-Jenkins)

Stokastik (olasılıklı) modellerin önemli bir bölümünü oluşturan durağan modellerler, sürecin sabit bir ortalama etrafında dengede kaldığını varsaymaktadır. Bu durum zaman serilerinin tanımlanmasında çok sık görülmektedir (Box and Jenkins, 1976). Bu durağan zaman serilerini modellemede kullanılan en yaygın yöntem ARIMA metodudur ve literatürde Box-Jenkins (B-J) yöntemi olarak gösterilmektedir. B-J türü zaman serileri modellerinde  $Y_t$   $Y'$  nin kendine ait gecikme deęerlerini ve olasılıklarını hata terimleriyle açıklamaya çalışmaktadır (Gujarati, 2012).

Box-Jenkins (B-J) yönteminde 3 temel modelleme vardır. Bunlar; Otoregresif (AR) süreci, Hareketli Ortalama (MA) süreci ve Hareketli Otoregresif (ARMA) süreçleridir. Durağan olmayan bir seri için, veri setini durağan hale getirmek için fark alınması işlemi yapıldığında ARMA süreci, Bütünleşik Hareketli Otoregresif (ARIMA) sürecine dönüşür (İğde, 2010).

AR sürecinde  $Y$  'nin  $t$  dönemindeki değeri, bir önceki dönemde aldığı değer ile bir rastsal terime bağlıdır. Bu denklemde birinci mertebeden AR süreci söz konusu olup AR(1) şeklinde gösterilmektedir. Bu sürecin durağan olması  $|a| < 1$  koşulunu sağlamasına bağlıdır. Aksi halde durağan olmamakta ve  $Y$  değeri geçmişteki şokların etkisi sebebiyle zaman boyunca mutlak değerce büyüme eğilimi göstermektedir.

$$Y_t = \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

$$Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \alpha_3 Y_{t-3} + \dots + \alpha_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3.2)$$

$t$  dönemindeki  $Y$  'nin değeri bir sabit terim ile geçmiş ve şimdiki hata terimlerinin hareketli ortalamasının toplamına eşit olduğu zaman böyle MA süreci(hareketli ortalama) olarak adlandırılır (Gujarati,2012).

Birinci mertebeden bir hareketli ortalama süreci, MA(1), şu şekilde gösterilir.

$$Y_t = \mu + \theta_1 \varepsilon_t + \theta_2 \varepsilon_{t-1} \quad (3.3)$$

$q$  mertebeden bir hareketli ortamları sürecine ait denklem ise aşağıdaki gibi gösterilir.

$$Y_t = \mu + \theta_1 \varepsilon_t + \theta_2 \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (3.4)$$

Hareketli ortalama (MA) modelleri, beyaz gürültü (white noise) dizisinin zaman içinde değişmeyen ilk iki momentinin sonlu doğrusal kombinasyonudur. Bu nedenle hareketli ortalama modelleri her zaman durağan olan modellerdir (İğde, 2010).

ARMA Modeli ise, serilerin tek başına AR(p) veya MA(q) süreçleri tarafından ifade edilemediği zaman,  $Y$  serisinin hem AR hem de MA süreci özellikleri taşıdığı zaman kullanılmaktadır ve seri ARMA modeli ile ifade edilir.

$$Y_t = \mu + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \alpha_3 Y_{t-3} + \dots + \alpha_p Y_{t-p} + \varepsilon_t + \theta \varepsilon_t + \theta \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (3.5)$$

Genel bir ARMA modeli şu şekilde yazılabilir,

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=0}^q \theta_i \varepsilon_{t-i} \quad (3.6)$$

Genel bir ARMA(p,q) modelini gecikme işlemcisi ( $L$ ) kullanılarak tekrar yazarsak,

$$[1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i L^i] Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^q \theta_i \varepsilon_{t-i} \quad (3.7)$$

Ve  $Y_t$  için çözüm,

$$Y_t = \frac{\alpha_0 + \sum_{i=0}^q \theta_i \varepsilon_{t-i}}{[1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i L^i]} \quad (3.8)$$

Şeklinde olacaktır. Burada durağanlık koşulu sağlanması için  $[1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i L^i]$  polinomunun karakteristik köklerinin birim çemberin dışında yer almasıdır. Durağan olmayan bir  $Y_t$  serisi  $d$  defa farkı alındığında durağan hale geliyor ise, bu tür serilere  $d$ .’inci dereceden bütünleşiktir denir ve  $Y_t \sim I(d)$  şeklinde gösterilir. Serinin  $d$ .’inci dereceden farkı durağan bir ARMA (p,q) serisi ise, bu seriler ARIMA ifade edilir ve ARIMA( p, d, q) şeklinde gösterilir (İğde, 2010).

### 3.2.1.2. Zaman Serilerinde Durağanlık Kavramı

“Bir zaman serisinin birim kök içermesi için, serinin karakteristik denkleminin köklerinden en az bir tanesi mutlak değerce “1” e eşit olması gerekir. Bu durumda, seri birim köklüdür ve durağan değildir. Birim köklü serilerden bahsedilirken sadece otoregresif (AR) veya AR bileşeni olan (ARMA) gibi serilerden söz edilmektedir diğer yandan ise, Hareketli ortalama (MA) serileri her zaman durağandır ve birim kök içermez. Durağanlığı bozan durum sadece otokovaryanstan kaynaklanıyorsa yani stokastik trend (varyans zamana bağlı) varsa farkı alınarak, ortalama dan kaynaklanıyorsa yani deterministik trend (beklenen değer zamana bağlı) varsa fark alınma işlemi yapılmadan uygun dönüşümler yapılarak ya da serinin ortalamasının çıkartılması yoluyla seri durağanlaştırılır” (Göktaş, 2007).

Bir başka deyişle bir zaman serisi durağan değilse; otokorelasyonlar ve öngörüler sabit kalmakta ve parametrelerin en küçük kareler tahmin edicilerinin dağılımı da normal olmamaktadır. Bu yüzden öngörü yapabilmek ve bir takım istatistiki sonuçları elde edebilmek için öncelikle serinin durağanlığının sınanması yada seri durağan değilse durağanlaştırılması gerekmektedir (Gujarati, 2012).

Durağanlık, istatistikî bir dengeyi ifade eden bu kavram serece hâkim olan olasılık konumlarının zaman ile değişmemesi temeline bağlıdır. Zaman içerisinde ortalamanın ve varyansın sabit olması ve gecikmeli iki zaman periyodundaki değişkenlerin kovaryansının değişkenler arasındaki gecikmeye bağlı olup zamana bağlı olmayışını ifade etmektedir (Gujarati, 2012). Durağanlık; incelenen zaman serisinin ortalama, varyans ve kovaryansının zamanın fonksiyonu olmadığı anlamına gelmektedir. Durağan bir  $y_t$  zaman serisinin özelliklerini;

$$\text{Ortalama: } E(y_t) = \mu_t = \mu \quad (3.9)$$

$$\text{Varyans: } Var(y_t) = \sigma_t^2 = \sigma^2 \quad (3.10)$$

$$\text{Kovaryans: } Cov(y_t, y_{t-s}) = E[(y_t - \mu_t)(y_{t-k} - \mu_{t-k})] = \sigma_{t,t-k} = \sigma_{|k|} \quad (3.11)$$

$$\text{Korelasyon: } Cov(y_t, y_{t-s}) = \frac{\sigma_{t,t-k}}{\sigma^2} = \rho_{t,t-k} \quad (3.12)$$

şeklinde göstermek mümkündür.

“Denklemden de görülebileceği gibi durağan bir zaman serisinin ortalaması ve varyansı zamana bağlı olmamakta ve tüm zaman periyotları boyunca aynı kalmaktadır. Kovaryansı ise, zamana bağlı değil  $k$  gecikme uzunluğuna bağlıdır. Ortalama, varyans ve kovaryansın bahsedilen özelliklere sahip olması durumunda, zaman serisinin “zayıf durağan” olduğu söylenebilir. Bunlara ek olarak,  $y_t$  serisinin



*dağılımının zaman boyunca değişmemesi durumunda; güçlü durağanlıktan bahsedilirken, n sayıda gözlem için  $y_{t_1}, \dots, y_{t_n}$ 'nin herhangi bir setinin bileşik dağılımının, k sayıda gecikme dikkate alındığında tüm n ve k lar için  $1, \dots, y_{t_1+k} + y_{t_1+n}$ 'nin bileşik dağılımı ile aynı olması durumunda ise, kesin durağanlıktan bahsedilir” (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2005).*

Daha öncede bahsedildiği gibi, Doğrusal zaman serilerinde sadece AR ve ARMA modellerde birim kökün varlığı test edilmekte, MA sürecinin ortalama, varyans ve kovaryansı serinin kendi geçmiş değerlerine göre değil, kalıntılara göre belirlendiğinden, MA tipi modellerde durağanlık test edilmemektedir (Yıllancı, 2007).

Finansal değişkenler arasındaki önemli ilişkileri ortaya çıkarmak için kurulan bir regresyon modelinde incelenen değişkenlerin seride durağan olması gereklidir. (Kennedy, 2003; Gujarati, 2012). Durağan bir serilerde, serinin dengeden uzaklaşmasına neden olan etkiler, genellikle dışsal şoklardır. Geçici olan bu şoklar kısa vadede etkisini kaybedecektir. Hatta uzun vadede serinin dengesini bozmayacağından dolayı kurulan regresyon modeli geçerli olacaktır (Elma, 2008).

Durağan olmayan serileri durağan hale getirmek için farkı alma işleminin yapıldığını yukarıda söylenmişti. Durağan olmayan bir değişkeni durağan hale getirmek için  $d$  kere farkı alınıyorsa, o değişken  $d'$  inci dereceden bütünleşiktir denilir ve  $I(d)$  ile gösterilir. İşlem yapılmamış halde durağan bir değişken  $I(0)$  şeklinde gösterilirken, durağan olmayan bir serinin durağan hale gelmesi için 1 kere farkının alınması işlemi yapılıyorsa buna da birinci dereceden bütünleşik denir ve  $I(1)$  şeklinde gösterilir (Kennedy, 2003).

Bu söylenenlere ek olarak, Durağan olmayan bir serinin farkları alınarak durağan hale getirilmesi, serinin içerdiği kalıcı şokun etkisinin yok edilmesini ve durağan, yani belli bir değere yaklaşan geçici şokların ortadan kalkmasını sağlar. Diğer bir deyişle, bu işlem durağan olmayan serinin durağan hale gelmesini sağlamaktadır (Gujarati, 2012).

Ekonometride zaman serisi verileri, ampirik uygulamalarda çok önemli bir konuma sahiptir. Fakat elde edilen sonuçlar itibariyle bulgular her zaman gerçeği

yansıtmayabilir. Verilerden kaynaklanan durumlardan dolayı yapılan bazı hatalar ortaya çıkmaktadır. Bunlar ise sahte regresyon oluşturmaktadır. Bu hataların giderilmesi ve oluşturulan modellerin sahte regresyona yol açmaması için zaman serisi verilerinin bu yüzden durağan olması lazımdır. Ancak ve ancak Zaman serisi verilerinin durağan olması durumunda çalışmanın tutarlılığından ve geçerliliğinden bahsetmek mümkündür. Eğer Zaman serileri durağan değilse, bu durumda seri trend içerecektir (Gujarati, 2012). Durağan olmayan zaman serileriyle çalışıldığı zaman sahte regresyona yol açtığını ve bu durumun ise yapılan regresyon analizde anlamlı sonuç verse de gerçeği yansıtmadığını söylenmişti. Ancak, bu seriler arasında bir eşbütünleşim ilişkisi varsa sonuçlar için gerçek ilişkiyi gösterebilir (Granger ve Newbold, 1974).

Serilerin durağanlaştırılmasının temel nedeni hata terimine ait varsayımların sağlanmasıdır. Yani, Ortalaması sıfır, varyansı sabit ve ortalama etrafında düzenli dağılan hatalar meydana gelir. Ekonometrik analizlerde kullanılan zaman serilerin durağan olması halinde, söz konusu bu seriler geçmişe ilişkin çok az bilgi taşıyacaklarından dolayı, herhangi bir sokun etkisi seri üzerinde geçici olacak ve seriler ortalamaları etrafında hareket edeceklerdir. Bu durum serinin, etkin, tutarlı ve sapmasız olduğuna işaret eder. Bununla birlikte, durağan olmayan seriler, serinin varyansı, zamanın bir fonksiyonu haline geldiğinden, geçmişteki bir şokun etkisini kalıcı kılacak kadar uzun bir bilgiyi bünyelerinde taşıyacaktır. Bu durum ise, geçmişteki şokun etkisini seride devamlı olarak görülmesine ve serinin trend içermesine neden olacaktır. Bu bağlamda, zaman serilerinin durağan olup olmamasının sadece sahte regresyon sorunu açısından değil, durağan olmayan serilerle yapılan öngörülerin geçerliliği açısından da önem arz etmektedir (Holden and Thmpson, 1992).

Otoregresif AR(1) sürece sahip bir zaman serisi;

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + p y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.13)$$

Şeklinde ifade edilebilir. Denkleminde yer alan  $\beta_0$ ,  $\beta_1$  ve  $p$  tahmin edilecek parametreleri,  $t$  zaman trendini,  $\varepsilon_t$  ise hata terimini belirtmektedir.  $|p| < 1$  olması halinde  $Y_t$  zaman serisi durağandır. (Elma, 2008).

O halde durağan serilerin özellikleri;

*“-Seri uzun dönemde, dalgalanmalar olsa bile, aynı ortalamaya sahiptir.*

*-Zamana bağlı olarak değişmeyen bir sonlu varyansa sahiptirler.*

*-Gecikme zamanı uzadıkça, korelogram sıfıra yaklaşır ve sonuçta sıfırdır şeklinde olur” (Elma, 2008).*

### **3.2.2. Birim Kök ve Durağanlık Testleri**

Stokastik olarak tanımlanan bir zaman serisinde yapılan birim kök testi (Unit root test), ekonometrik açıdan dengeyi ifade etmektedir. Denge kavramı değişime eğilimin olmadığını ifade etmektedir ve istatistiksel olarak karşılığı durağanlıktır (İğde, 2010). Birim kök testi serinin durağanlığının test edilmesinde kullanılan yaygın bir yöntemdir. Zaman serisinin birim kök içerip içermediğine bakılarak serinin durağanlığı test edilmektedir (Gujarati, 2012). Daha öncede değinildiği gibi Durağanlık, zaman serilerinin sabit ortalama ve varyans değerine sahip olup ve aynı zamanda da kovaryanslarının da sabit olması anlamına gelmektedir. Durağan olmayan serilerde oluşan geçici şokların etkisi sürekli hale gelebilmektedir. Durağan olmayan serilerde yapılan analizlerde sahte regresyon problemiyle karşılaşmaktadır. Bu durumda değişkenler arasındaki ilişkiler farklı çıkmaktadır ve gerçeği yansıtmamaktadır (İğde, 2010).

Bu Tez çalışmasında iki türlü birim kök ve bir tanede durağanlık testi yapılmıştır. Bunlar sırasıyla, birim kök testi için Genişletilmiş Dickey-Fuller (Augmented Dickey Fuller ya da ADF(1981)), Phillips-Perron (PP)(1988) ve son olarak da durağanlık testi için Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) (1992) testleridir.

#### **3.2.2.1. Dickey-Fuller Testi**

Zaman serilerinde durağanlığı test etmek amacıyla Dickey ve Fuller (1979) tarafından geliştirilmiştir. Dickey-Fuller birim kök testi, bir zaman serisinde birim kökün varlığını ve serinin durağanlığını belirlemede kullanılan en önemli testlerdendir ki; birçok araştırmacı bu test yöntemini kullanmaktadır (Gujarati, 2012).

$y_t = py_{t-1} + \varepsilon_t$  şeklinde oluşturulan bir otoregresif modelde  $y_t$  serisinin birim kök içermesi  $p = 1$  olması anlamına gelmektedir. Test hipotezleri  $\beta = p - 1$  olarak tanımlanması halinde Sıfır hipotezimiz  $H_0 : \beta = 0$  ve alternatif hipotezimiz  $H_1 : \beta < 0$  olarak kurulur.  $H_0$  Hipotezinin reddedilmesi,  $p < 1$  olduğunu ve  $y_t$  serisinin durağan olduğu anlamına gelmektedir (Dickey and Fuller, 1979).

### 3.2.2.2. Augmented Dickey-Fuller (ADF)

Geliştirilmiş Dickey-Fuller (ADF), uygulamalarda sağladığı kolaylık nedeniyle birim kök testi zaman serilerinin birim kök ve durağanlığın incelenmesinde en çok tercih edilen yöntemlerdir (Gujarati, 2012).

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.14)$$

Birim kök testi sınavasının tanımlanması için yukarıdaki denklemi kullanacak olursak; burada  $Y_t$  bağımlı değişkeninin geçmiş dönemlerindeki değerleri olan  $Y_{t-1}$  ile ilişkisi ifade edilmektedir. Burada  $\varepsilon_t$  istatistiki olarak hata terimini İktisadi olarakta bir önceki dönemde maruz kalınan şokun modelde bulunmasını mevcut kılar (Şentürk ve Dücan, 2014).

$$y_t = \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.15)$$

Burada  $Y_{t-1}$ ' in katsayısı olan  $\alpha = 1$  ise  $Y_t$  olasılıklı değişkeninin bir birim kök içerdiği ve serinin durağan olamadığı anlaşılır. Ayrıca, geçmiş şokların etkisi modelde devamlı olur. Fakat  $\alpha < 1$  ise geçmiş dönemlerdeki şoklar belli bir dönem boyunca etkilerini sürdürseler bile bu etki giderek azalacak ve kısa bir dönem sonra tamamen ortadan kalkacaktır.

*“Birim kökün belirlenmesi için  $\alpha$ 'nın 1'e eşit olup olmadığı regresyon modelinde test edilmelidir. Ancak regresyon modelinde katsayıların 0'a eşit olup olmadığı araştırılmaktadır. ADF Birim Kök Testinde boş hipotez seriler durağan değildir şeklinde kurulmaktadır. ADF testi,  $\alpha$  parametresinin tahminine ve onun  $t$  istatistiğine dayanmaktadır. Boş hipotez, negatif ve istatistikî olarak anlamlı bir şekilde sıfırdan farklı ise reddedilir. Her iki testte de,  $t$  istatistiğinin kritik değerlerden daha büyük olması, birim kökün boş hipotezinin reddine neden olmaktadır”* (Şentürk ve Dücan, 2014).

ADF birim kök testinin hipotezleri ise;

$H_0: p = 0$  “Hipotezimize göre seride birim kök vardır ve durağan değildir.”

$H_1: p < 0$  “Alternatif hipotezine göre birim kök yoktur ve seri durağandır”  
şeklinde gösterilir

### 3.2.2.3.Philips-Perron (PP)

ADF birim kök testyle birbirinin tamamlayıcısı şeklinde olan bir diğer birim kök testi PP’ dir. PP birim kök testi Philips-Perron (1988) tarafından AD ve ADF sürecinin varsayımlarının uyumsuzluğu olduğunu ve yapısal bir kırılmaya mazruz kaldığını öne sürerek DF ve ADF sürecinin içerisine eklenilmesi önerilen düzeltme faktörüne dayanmaktadır. Yani, Bu durumdan kurtulmak için hata terimlerini düzeltmeyi savunan, parametrik olmayan bir ekleme yapmayı dikkate almışlardır. Bu düzeltme mekanizması, DF ve ADF modelleri AR (AutoRegressive) düzeltmeleri içermelerinin yanı sıra MA (Moving Averages) düzeltmesini de eklemektedir. sonuç itibariyle PP testi bir ARMA sürecidir şeklinde genellenebilir (Muratoğlu, 2011).

PP testinin denklemlerinin regresyon modelleri aşağıdaki gibidir;

$$y_t = \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.16)$$

$$y_t = \beta_1 + \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{Sabit Terimli} \quad (3.17)$$

$$y_t = \beta_1 + \delta y_{t-1} + \beta_2 \left(t - \frac{T}{2}\right) + \varepsilon_t \quad \text{Sabit Terimli ve Eğilim Katsayılıdır.} \quad (3.18)$$

*“Yukarıdaki modellerde sabit terimi, eğilim katsayısını, gözlem sayısını göstermektedir. Tüm modellerde hata terimi ortalaması sıfıra eşit olmakla beraber, ardışık bağımlı olabilir veya eş-varyans varsayımı ihlal edebilir (heteroskedasticity). Dolayısıyla PP testi, DF veya ADF testinin varsayımlarına bağımlı değildir. Çünkü PP testi Newey-West hata düzeltme mekanizması kullanarak ardışık bağımlılığı ortadan kaldırır ve eş-varyans varsayımını yerine getirir. Bu nedenle PP testi, Dickey-Fuller testinin kullandığı tüm kritik değerleri aynen kullanmaya devam eder. Hipotez testi DF testinde sınındığı gibi, eşitliği üzerinden  $H_0$  hipotezinin test edilmesiyle yapılır ve  $H_0$ ’in reddi bize serinin birim kök içermediğini yani durağan olasılıklı süreç karakteristiği içerdiğini gösterir” (Şentürk ve Dücan, 2014).*

O halde, PP testinin hipotezleri ise şöyle oluşturulur;

$H_0: p = 0$  “Hipotezimize göre seride birim kök vardır ve durağan değildir.”

$H_1: p < 0$  “Alternatif hipotezine göre birim kök yoktur ve seri durağandır”

Şeklinde oluşturulur. PP birim kök testinin test istatistiğinin asimtotik dağılımı ADF ile aynıdır ve bundan dolayı test istatistiği MacKinnon Kritik değerleri ile karşılaştırılmaktadır (Güvenek vd, 2010).

#### 3.2.2.4. Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)

Bu çalışmada kullanılan son Durağanlık testi ise KPSS testidir. Bu testin amacı seride gözlenen belirli (deterministik) trendin arındırılarak serinin durağan hale getirilmesidir (Kwiatkowski vd., 1992) test artıklarının uzun dönem varyansının parametrik olmayan tahmincisine dayanmaktadır (Güvenek vd., 2010).

Schwert(1989) Monte Carlo araştırmasıyla ADF testinin düşük güce sahip olduğunu ve gecikme uzunluğu seçimine çok duyarlı olduğunu savunmaktadır. Bu yaklaşıma göre, ADF literatürünü terse çevirerek, durağan dışılık alternatifine karşılık sıfır hipotezi altında bir test oluşturmuş ve bu testte durağanlık sıfır hipotezi ile karşılamıza çıkmaktadır (İğde,2010).

Bir başka deyişle, DF, ADF ve PP testlerindeki ortak nokta,  $H_0$  hipotezinin serinin birim kök içerdiğini yani verinin durağan olasılıklı süreç karakteristiği göstermediğinden daha önce bahsedilmişti. KPSS testi için ise bu durumun tam tersi geçerlidir. Bu sefer inceleme konusu olan serinin birim kök içermediğini öne süren  $H_0$  hipotezi kurulacaktır. KPSS testinin hipotezleri aşağıdaki gibidir;

$H_0 = \sigma_u^2 = 0$  Birim kök yoktur veri durağandır.

$H_1 = \sigma_u^2 \neq 0$  Birim kök vardır veri durağan değildir.

Kwiatkowski ve diğ. (1992) makalesine göre, yukarıdaki temel hipotezleri sınamanın koşulu şu denklemlerdir;

$$y_t = \delta_t + r_t + \varepsilon_t \quad (3.19)$$

Burada eğilimi (trend) gösteren belirleyici (deterministic) eğilim katsayısı, rastsal terimi ve bozucu terimi göstermektedir. Rastsal terim, bir gecikmeli değeri ile aşağıdaki gibi bir ilişki içindedir;

$$r_t = r_{(t-1)} + \varepsilon_t \quad (3.20)$$

Burada  $\varepsilon$ , rastsal terimin bir gecikmeli değeri ile kendisi arasındaki hata terimidir. Bu hata terimi KPSS testi için özel varsayımların kurulduğu bir hata terimidir, buna göre bu hata terimi ardışık bağımlı olmayan ve eş-varyans (homoskedasticity) ilkelerine sahip ( $\sigma_u^2$ ) eşitliğidir. İşte bu hata teriminin varyansının sifıra eşit olması,  $r_t$ 'nin durağan olmasını sağlayan koşulu yerine getirmektedir. Test istatistiği eşik değerleri Lagrange çarpanı ile belirlenmiş ve Kwiatkowski vd. (1992) makalesinde bulunmaktadır (Şentürk ve Dücan, 2014).

### 3.2.3.Koşullu Değişen Varyans Modelleri

Belirsizlik ve risk kavamları günümüz ekonomi yaklaşımında çok önemli bir konuma sahiptir. Ayrıca değişen varyans problemi sadece yatay kesit verilerinde ortaya çıkan bir durum olmayıp, döviz kuru ve hisse senedi gibi finansal zaman serilerinin tahmin edilmesi amacıyla ekonometrik modeller içerisinde hata varyansının zaman içinde değişebildiği ifade edilmiştir. Bu durumun aksine geleneksel zaman serisi modellerinde hata varyansının zaman içerisinde değişmediği varsayılmaktadır. Eğer geleneksel bir zaman serisi modelinde değişen varyans sorunu varsa, En Küçük Kareler (EKK) tahmin edicisi serinin sapmasızlık ve tutarlılık özelliklerini korumaktadır. Buna karşın, değişen varyans sorunu içeren bir zaman serisinde etkinlik özelliği yitirilmiştir. Bu durumun sonucu olarak da parametre tahminleri istatistikî açıdan anlamsız hale gelebilmektedir. Ortaya çıkan bu sorunu kaldırmak için varyans ve kovaryansın zaman içinde değişmesine izin veren modeller önerilmiştir (Songül, 2010).

*“Geleneksel ekonometrik modellerin varsayımlarından biri olan sabit varyans (homoskedasticity), klasik doğrusal regresyon modelinin, ana kütle regresyon fonksiyonunda, bağımsız değişkendeki değişmelere karşılık hata terimi varyansının aynı olmasıdır. Yani varyansın sabit olduğu zaman içinde gözlem değerlerinde meydana gelen değişikliğin varyans üzerinde bir değişikliğe neden olmadığı varsayılmaktadır. Açıklayıcı değişkenlerin koşullu sonucu olan her bir  $\varepsilon_i$  bozucu teriminin varyansının  $\sigma^2$  'ye eşit sabit bir sayı olduğudur. Eşit(homo) yayıklık (scedasticity) eşit varyans varsayımı aşağıdaki gibi simgelenir:” (Güzel, 2007).*

$$E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2 \quad t=1,2,\dots,n \quad (3.21)$$

Bu denklemde bağımsız değişkenin değeri ne olursa olsun bağımlı değişkenin koşullu varyansı daima aynı kalır. Burada bağımsız değişkendeki her bir artışın kalıntılara ilişkin değişkenlerinde artışına neden olduğu yani açıklanan değişkenin koşullu varyansının büyüdüğü göstermektedir. Değişen varyans durumu heteroskedasticity olarak isimlendirilmektedir ve

$$E(\varepsilon_t^2) = \sigma_t^2 \quad t=1,2,\dots,n \quad (3.22)$$

şeklinde gösterilmektedir (Gujarati, 2012).



Geçmişteki alginın tersine Finansal değişkenlerin statik(zaman içinde sabit) olmayıp dinamik olma (zaman içinde değişme) özelliğini ön plana çıktığı gözükmektedir. Bu durumda Koşullu varyansı modellemek için ilk çalışma Engle (1982) tarafından geliştirilen ARCH modeli ile yapılmıştır. Bu model Bollerslev (1986) tarafından geliştirilerek Genelleştirilmiş ARCH (GARCH) modeli olarak adlandırılmış ve daha sonraki birçok çalışma GARCH Modelinin türevleri şeklinde ortaya çıkmaktadır. Bu modellerin hepsi koşullu varyansı modellemektedir (Gürsakal, 2011).

### 3.2.3.1. ARCH(p)

ARCH(p)(AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity), yani Otoregresif Koşullu Değişen Varyans Modeli Geleneksel Zaman Serisi modellerinin alternatifi durumundadır. Geleneksel zaman serisi yöntemlerindeki sabit varyans varsayımı yerine varyansın, gecikmeli öngörü hata terimlerinin karelerinin bir fonksiyonu olarak değişmesini imkân sağlamıştır. R.F. Engle (1982), literatürdeki yaygın görüşün aksine zaman serisi modellerindeki hata terimlerinin varyansının sabit olmadığını makroekonomik veriler çerçevesinde İngiltere'nin enflasyon verilerini analiz ederek göstermiştir. Analizlerde büyük ve küçük tahmin hata terimlerinin kümeler halinde ortaya çıktığını bu nedenle tahmin hata terimlerinin varyansının sabit olmadığını ve önceki dönem hata terimlerinin büyüklüğüne bağlı olduğunu ortaya koymuştur. Bu çalışmasının sonucunda zaman serisi verilerinde karşılaşılan değişen varyans ve bağımlılığını ARCH(p) olarak tanımlamıştır (Engle,1982).

Yukarıda da belirtildiği gibi, ARCH modeli, cari dönemdeki hata teriminin varyansının önceki dönemdeki hata terimlerinin varyansının bir fonksiyonu olduğunu varsaymaktadır. O halde;

$$\varepsilon_t = \sigma_t z_t, \quad z_t \sim iid N(0,1) \quad (3.23)$$

Olduğu varsayılırsa  $\alpha_0 > 0$  ve  $\alpha_i \geq 0, i > 0$  koşulları altında  $\sigma_t^2$  şu şekilde modellenir:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 \text{ (Engle,1982).} \quad (3.24)$$

ARCH(p) modeli, ARMA ya da en küçük kareler yöntemlerine ait tahmin hatalarının karelerini kullanarak

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (3.25)$$

şeklinde genelleştirilebilir. (Engle,1982).

*“ARCH(p) modelinin parametrelerinin tahmin edilmesinde, en küçük kareler (EKK) yöntemi ve en çok olabilirlik (Max Likelihood) yöntemi kullanılmaktadır. Hata teriminin normal dağıldığı varsayımı altında, örneklem büyüklüğü arttığında, en küçük kareler yöntemi ile en çok olabilirlik yönteminin tahmin edicileri birbirine yakınsamaktadır” (Çolak, 2013).*

### 3.2.3.2. GARCH(p,q)

ARCH(p) modelinin ekonometrik ampirik uygulamalarında gecikmeler çok gerilere gidebildiğinden çok fazla sayıda parametre tahmin edilmesi gerekmektedir (Songül, 2010). Analizlerde kullanılan ARCH tipi modeller finansal varlık getirilerindeki varyans değişiminin tespit edilmesinde oldukça başarılıdır ancak; bu modellerin hiçbirinde veri oluşturma sürecindeki varyans değişim tipi tespit edilememektedir (Gürsakal, 2011).

GARCH(p,q) (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) yani, Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans Modeli; Hata teriminin şartlı varyansının geçmiş dönem hata terimleri karelerine bağlı olması yanında şartlı varyansın kendi geçmiş değerlerine de bağlı olacak şekilde oluşturulan modellerdir (Bollerslev, 1987).

Burada p hata terimlerinin karelerinin gecikme uzunluğu, q ise koşullu varyansın veya bir açıklayıcı sabitin gecikme uzunluğudur. GARCH Modelinin daha çok tercih edilme nedeni ARCH modelinde, koşullu varyans denklemindeki parametrelere bazı kısıtlamalar getirilmektedir. Bu kısıtlamalar, uzun gecikmeler kullanılmak istenmesi ve ARCH modelinde sabit gecikme yapısının önerilmesinden

kaynaklanmaktadır. Bu model koşullu varyans fonksiyonuyla çalışır. Söz konusu bu durumdan dolayı negatif varyanslı parametre tahminlerine ulaşılması sakıncasını gidermek amacıyla Bollerslev(1986) koşullu varyans fonksiyonuna bir ilave ile bu soruna çözüm olabilecek bir model önermiştir. Bunun neticesinde GARCH modeli Bollerslev tarafından geliştirilmiştir (Bollerslev, 1987). Bu model koşullu varyansın hesaplanmasında kendisinin geçmiş değerlerinin de etkili olmasını sağlarken, beklenmeyen haberlerin ve şokların etkisini de dikkate alabilmektedir (Güzel,2007).

*“GARCH(p,q) modellerinde t dönemindeki koşullu varyans yalnız hata terimlerinin geçmiş değerlerinin karesine bağlı değil, aynı zamanda geçmişteki koşullu varyanslara da bağlıdır. Yani hata terimlerinin varyansı hem kendi geçmiş değerlerinden hem de koşullu varyans değerlerinden etkilenir. Hata karelerinin gecikme uzunluğu q ve otoregresif kısmının gecikme uzunluğu da p ile ifade edildiğinde genel bir GARCH(p,q) süreci”* (Özden, 2008).

$$y_t | \Psi_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (3.26)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j} = \alpha_0 + \alpha(L)\varepsilon_t^2 + \beta(L)h_t \quad (3.27)$$

$$\varepsilon_t = y_t - x_t b \quad (3.28)$$

Şeklinde gösterilebilir. Burada,  $y_t$  serisi  $\Psi_{t-i}$  bilgi kümesine bağlı olarak 0 koşullu ortalama ve  $h_t$  koşullu varyans ile normal dağılıma sahiptir. GARCH(p,q) modeli aşağıdaki koşulları sağlamalıdır.

$$p > 0, 1 \geq 0 \quad (3.29)$$

$$\alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0, \quad i = 0,1,2, \dots p \quad (3.30)$$

$$\beta_j \geq 0, \quad j = 0,1,2, \dots q \quad (\text{Bollerslev1986}). \quad (3.31)$$

*“Dikkat edilirse  $p=q=0$  alınırsa  $\varepsilon_t$ , basit beyaz gürültü sürecine eşit olacaktır. GARCH(p,q) modeli, tek değişkenli ARMA modeli olarak görülebilir ve p ile q gecikme genişliklerinin seçimi kalıntı karelerine ilişkin geleneksel zaman serileri teknikleri kullanılarak belirlenebilir. Denklemde  $p=1$  ve  $q=0$  olması durumunda model ARCH(1) olacağı açıktır. Kuşkusuz bu model GARCH(1,0) biçiminde de gösterilebilir. Benzer bir mantıkla  $p=1$  ve  $q=1$  durumunda GARCH(1,1) modeli söz konusu olacak ve değişken varyans modeli*

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \quad (\alpha_0 > 0, \alpha_1 \geq 0 \text{ ve } \beta_1 \geq 0) \quad (3.32)$$

*şeklinde gösterilecektir”* (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2006).

Modellerin geçerliliği açısından; koşullu varyans denklemini yazıldıktan sonra tahmin edilen ARCH ve GARCH modelinin parametreleri ile ilgili iki koşul aranmaktadır. Bunlardan ilki negatif olmama koşulu olarak bilinen varyansın pozitif olabilmesi için koşullu varyans denkleminin sağındaki sabit katsayının sıfırdan büyük ( $\alpha_0 > 0$ ) ve diğer değişkenlerin katsayılarının sıfıra eşit ya da büyük olmasıdır ( $\alpha_i \geq 0; \beta_j \geq 0$   $i=1,2,\dots,q$ ). İkinci koşul ise, otoregresif modellerle ilgili durağanlık koşuludur. Durağanlığın sağlanabilmesi için koşullu varyans denkleminin sağında bulunan sabit dışındaki diğer bütün parametrelerin toplamının birden küçük çıkması gerekmektedir (Özden, 2008).

Diğer bir deyişle, Yukarıdaki kısıtlara ek olarak,  $\alpha_1$  ve  $\beta_1$  toplamı birden küçük olmalıdır. Yani GARCH(p,q) modeli için  $\sum_{i=1}^p \alpha_i + \sum_{j=1}^q \beta_j < 1$  koşulu sağlanırsa artıklar zayıf durağan olacaktır. Modelde GARCH etkisinin varlığı, tahmin işlemine başlanmadan önce yapılmalıdır. Koşullu varyansın tespitinde kullanılan LM testi, GARCH modelinde bir takım küçük değişikliklerle GARCH (p,q) modelinin test edilmesinde de kullanılır (Bollerslev, 1986). GARCH etkisi olup olmadığına, (p+q) serbestlik dereceli ki-kare dağılımına sahip LM test istatistiği kullanılarak karar verilir (Selüktekin ve Nargeleçekenler, 2006; Songül, 2010).

Eğer hata teriminin otoregresif hareketli ortalama yapısı sergilediği öne sürülüyorsa o zaman GARCH modeli:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \dots + \beta_q \sigma_{t-q}^2 \quad (3.33)$$

şeklinde kullanılır (Bollerslev, 1986).

### **3.2.3.3.ASİMETRİK GARCH**

#### **3.2.3.3.1. GJR-GARCH**

Asimetrik bir model olan GJR-GARCH modeli Glosten, Jagannathan ve Runkle (1993) tarafından geliştirilmiş ve asimetrik etkiyi dikkate alarak ve standart

GARCH modeline kukla deęişkeni(dummy variable) ekleyerek volatilitiyi tahmin etmeye çalışmaktadır (Glosten et al, 1993).

Ayrıca kaldıraç etkisini de dikkate alarak, volatilitie üzerindeki asimetrik ilişkiyi dikkate alınmış, olumlu ve olumsuz şokların koşullu varyans üzerindeki etkilerini bu modelle göstermişlerdir. Finansal piyasaların yeterli derinliğe sahip olmamasından dolayı getirilerde aşağı doğru hareketlerin yukarı doğru hareketlere göre daha yüksek volatilitie (oynaklık) oluşturduęunu öne sürmüştür (Engle, 1993)

Genel bir GJR-GARCH(1,1) modeli şu şekilde gösterilir;

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_1 \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \beta_1 h_{t-1} \quad (3.34)$$

Bu modelde,  $\varepsilon_t^2$ 'nin koşullu varyansa ( $h_t, \sigma_t^2$ ) etkisi  $\varepsilon_t$ 'nin pozitif veya negatif olmasıyla alakalıdır. Getirilerin asimetrik doğasını modele  $\gamma$  sıfırdan farklı olan değeri verir ve burada  $\gamma$  pozitif olması modelde kaldıraç etkisine işaret eder (Güzel, 2007) Standart bir GARCH modelinden  $\gamma_1 \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1}$  parametresinden dolayı ayrılan bu modelde beklenmedik haberleri temsil eden deęişken  $d_{t-1}$  yani kukla deęişkenidir. Bu haberlerin etkileri hata terimi vasıtasıyla belirlenir.  $\varepsilon_{t-1}$ 'in negatif olması olumsuz haberleri temsil etmektedir ve  $d_{t-1}$  deęişkeni sıfır (0) değerini alır. Bu durumun tersi ise olumlu haberlerin etkisini göstermektedir ve  $d_{t-1}$  deęişkeni bir (1) deęerinin alır (Glosten et al, 1993).

Genel bir GJR-GARCH(p,q) modeli

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q \gamma_i \varepsilon_{t-i}^2 d_{t-i} + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (3.35)$$

şeklinde yazılır.  $d_t$ , burada kukla deęişkeni olarak ele alınmaktadır. Aldığı deęerler ise,

$$\varepsilon_{t-i} < 0 \text{ ise } d_{t-i} = 1 \text{ ve} \quad (3.36)$$

$$\varepsilon_{t-i} \geq 0 \text{ ise } d_{t-i} = 0 \quad (3.37)$$

şeklinde ifade edilir. Yukarıdaki şekilde gösterildiği gibi asimetri parametresi  $\gamma$ ,  $d_t = 1$  değerinin aldığı anda anlamlı olmaktadır. Modeldeki,  $\varepsilon_t^2$ ' nin koşullu varyansa ( $\sigma_t^2$ ) etkisi  $\varepsilon_t$ ' nin işaretiyle (pozitif-negatif) alakalıdır. Modeldeki iyi haberlerin (good news) ( $\varepsilon_t > 0$ ) koşullu varyans üzerindeki etkisi  $\alpha$  değeri ile, kötü haberlerin (bad news) ( $\varepsilon_t < 0$ ) koşullu varyans üzerindeki etkisi ise,  $\alpha$  ve  $\gamma$  değerleri ile gösterilir. Eğer bir menkul kıymette kaldıraç etkisi varsa, kötü haberlerin volatilitiyi artırdığı ve bu durumun  $\gamma > 0$  koşulunu sağlamasıyla mümkün olur. Ayrıca,  $\gamma \neq 0$  olduğu zaman haberlerin volatilitiyeye etkisi simetrik bir şekilde olacaktır (Güzel, 2007)

### 3.2.3.3.2. THRESHOLD GARCH (T-GARCH)

GJR-GARCH modeliyle benzer özelliklere sahip olan T-GARCH modeli Zakoian(1994) tarafından koşullu varyans yerine standart hatayı modellemiştir. Ayrıca literatürde “Eşik GARCH” olarak geçmektedir (Aksu, 2006; Kale, 2006; Güzel, 2007)

Genel bir TGARCH(1,1) modeli ise;

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_1 d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \quad (3.38)$$

şeklinde gösterilmektedir.  $d_{t-1}$  dummy değişkeni olup,

$$d_{t-1} = \begin{cases} 1, & \varepsilon_{t-1} < 0 \text{ ise} \\ 0, & \varepsilon_{t-1} \geq 0 \text{ ise} \end{cases} \quad (3.39)$$

şeklinde tanımlanmaktadır.

### 3.2.3.3.3. Asimetrik GARCH

Bilindiği üzere getirilerin varyansa etkisi farklıdır. Özellikle pozitif getiri artışları varyansı daha az etkilerken, negatif getirilerde büyüme varyansı daha çok etkiler. Bu durum varyansta asimetriye neden olur. Bu koşullar altında bu çalışmada asimetriyi daha çok içine alan aşağıdaki model kullanılmıştır.

Yapılan bu çalışmada daha iyi performans verecek şekilde yukarıda anlatılan iki Asimetrik Garch modellerini manipüle edilerek yeni bir asimetrik GARCH modeli kuruldu.

$$h_t = \alpha_1 + \alpha_2 \sigma_{t-1}^2 + \alpha_3 \varepsilon_{t-1} + \alpha_4 \varepsilon_{t-1}^2 \quad (3.40)$$

Burada;  $h_t$  koşullu varyansı,  $\alpha_1$  sabiti,  $\sigma_{t-1}^2$  geçmiş dönem varyansı ve  $\alpha_2$  geçmiş dönem varyansın katsayısını,  $\varepsilon_{t-1}^2$  geçmiş dönem hata teriminin karelerini ve  $\alpha_4$  geçmiş hata teriminin katsayısını temsil etmektedir. Ayrıca burada  $\varepsilon_{t-1}$  asimetrik ARCH parametresinin temsil eden hata terimini gösterir ve katsayısı ise  $\alpha_3$ 'tür.

## 4. ANALİZLER VE YORUM

### 4.1. Tanımlayıcı İstatistiklerin Analizleri

#### a) *Çarpıklık(Skewness):*

Normal bir dağılımda ise  $Mean=median=mod'$  dur ve dağılım simetriktir. Aritmetik ortalama, medyan ve mod arasındaki ilişki veri dağılımının çarpıklığı hakkında bilgi verir. Normal dağılımda çarpıklık, simetriliğin bozulma derecesidir. Dağılım sağa uzun kuyruk ise pozitif sağa çarpıktır. Sağa çarpık dağılımda  $Mean > median > mod'$  dur. Sağa çarpık bir dağılım gösterir. Yatay eksenin en sağ ucunda görece olarak daha az frekansların olduğu dağılımdır. Yani pozitif yönde uzun bir kuyruğa sahip dağılımdır (DeCarlo, 1997; Doane and Seward, 2011).

Dağılım sola uzun kuyruk ise negatif sola çarpık olarak belirlenir. Sola çarpık dağılım da  $mean < median < mod'$  dur. Yatay eksenin en sol ucunda görece olarak daha az frekansların olduğu dağılımdır. Yani negatif yönde uzun bir kuyruğa sahip dağılımdır (DeCarlo, 1997; Doane and Seward, 2011).

#### b) *Basıklık(Kurtosis):*

Normal bir dağılımın ne kadar dik veya basık olduğunu gösterir. Tam çan eğrisinin basıklık katsayısı sıfır '0' dır. Eğer basıklık katsayısı pozitif ise eğri normal dağılıma göre daha diktir, negatif ise normale göre daha basıktır (Web7, 2015)

#### c) *Asimetrik Dağılım:*

Herhangi bir şekilde değişkenlerin ortak olarak merkezi bir değerinin olmadığı dağılım türüne simetrik olmayan yani asimetrik dağılım denir. Asimetrik ilişki bağımsız değişkenlerin bağımlı değişkenler üzerindeki etkisini inceleyen testlerdir.



**d) Standart Sapma(S):**

Varyansın karakökü olarak gösterilen standart sapma, serideki her bir değer in ortalamadan kaç birim saptığını ifade etmektedir. Diğer bir deyişle, aritmetik ortalamaya göre nasıl bir yayılım izlediğini gösterir. Standart sapma ne kadar küçükse sonuçlar o kadar tutarlı, geçerli, başarılı ve güvenilirdir. Standart sapmanın hesaplanması;

- ✓ Serinin aritmetik ortalaması hesaplanır.
- ✓ Serideki her bir değer in aritmetik ortalamadan farkı bulunur.
- ✓ Bulunan farkların her birinin karesi alınır ve bulunan kareler toplanır.
- ✓ Elde edilen toplam, serinin eleman sayısının bir eksiğine bölünür.
- ✓ Bulunan sayının karekökü alınarak standart sapma hesaplanmış olur (Web2, 2015).

**e) Varyans( $\sigma$ ):**

Standart sapmanın karesi olarak ifade edilen varyans, mevcut verilerin ortalamaya göre dağılımını/değişimini göstermektedir. Yani, Verilerin ortalama değer etrafındaki saçılmalarını kontrol eden istatistiki bir ölçüdür.

Varyans değerinin büyük olması gözlenen değerlerin, aritmetik ortalamadan sapmalarının büyük olması anlamına gelir. İstatistiki olarak bu durum pek güvenilir değildir. Standart sapmada olduğu gibi varyansta da ortaya çıkan sonucun küçük olması istatistiki olarak çok daha iyi bir durumdur. Varyans hesaplaması ise;

- ✓ Serinin aritmetik ortalaması hesaplanır.
- ✓ Serideki her bir değer in aritmetik ortalamadan farkı bulunur.
- ✓ Bulunan farkların her birinin karesi alınır ve bulunan kareler toplanır.
- ✓ Elde edilen toplam, serinin eleman sayısının bir eksiğine bölünür.
- ✓ Elde edilen sonuç varyansı göstermektedir (Web2, 2015).

**Tablo 4.1: Tanımlayıcı İstatistikler**

İstatistik	BİST 100 Getiri	Max. Sıcaklık	Min. Sıcaklık	Ort. Sıcaklık	Ort. Basınç	Ort. Nem	Bulutluluk
Ortalama	0,0007194	17,89874	11,19459	14,1144	1009,474	75,94378	5,000145
Standart Sapma	0,0625895	8,060082	6,911337	7,309916	6,178444	12,57394	3,148726
Varyans	0,0039175	64,96492	47,76658	53,43488	38,17317	158,1039	9,914474
Çarpıklık	-59,79092	-0,1381164	-0,0195585	-0,0790434	0,2986928	-0,583567	-0,0244495
Basıklık	4382,26	1,971201	1,901582	1,865015	3,322953	3,09308	1,77984
Gözlem Sayısı	6583	6584	6584	6583	6583	6583	6547
İstatistik	Min. Rüzgâr Hızı	Rüzgâr Yönü	Global Güneş Radyasyon	Güneşlenme Süresi	Mak. Rüzgâr Hızı	Toplam Yağış	Gün Uzunluğu
Ortalama	2,426128	224,918	314,6664	6,736683	7,575509	2,237378	741,6487
Standart Sapma	1,215428	84,84351	181,7041	4,473631	3,607429	6,30686	121,9314
Varyans	1,477266	7198,421	33016,38	20,01338	13,01355	39,77648	14867,27
Çarpıklık	1,228557	-0,9812291	0,1521903	-0,1816664	0,9886841	5,495744	-0,0328664
Basıklık	6,447829	2,878515	1,87503	1,688612	3,928628	48,62716	1,559834
Gözlem Sayısı	6583	6582	6142	6499	6582	6584	6584

Tablo 4.1’ deki veriler bir ekonometri programı olan Stata çıktısının Tablo 4.1’e çevrilmiş halidir. Yukarıda verilen kavramların ardından Tablo 4.1 deki değişkenler ve değişkenlerin değerleri, Çarpıklık katsayısı 0 “sıfır” ve Basıklık katsayısı 2 koşulu altında, kısaca incelendiğinde;

- BİST100 için, 6583 gözlem sayısından elde edilen veriler ışığında dağılımın, sola çarpık ve dik bir dağılıma sahip olduğunu görmekteyiz. Normal dağılıma uymayan bu verileri diğer açıklayıcı değişkenlerle analiz edilebilmesi için fiyatların logaritması alınır ve veriler eşleştirilmiş/denkleştirilmiş olur. Günlük getiri hesaplama denklemimiz aşağıda gösterildiği gibidir.

$$R_t = \ln \left[ \frac{P_t}{P_{t-1}} \right] \quad (3.41)$$

Burada,  $R_t$  günlük getiriyi,  $P_t$   $t$  günündeki ve  $P_{t-1}$  de bir önceki gündeki fiyatı temsil etmektedir.

- Maksimum sıcaklık için, 6584 gözlemden elde edilen verilere göre ortalaması 17,9 ve standart sapması 8,1 olan ayrıca, çarpıklık ve basıklık değerlerini katsayılara yakın olmasından dolayı dağılım normal dağılıma benzemektedir.
- Minimum sıcaklık için, 6584 gözlemden elde edilen verilere göre ortalaması 11,2 ve standart sapması 6,9 olan ayrıca, çarpıklık ve basıklık değerlerini katsayılara yakın olmasından dolayı dağılım normal dağılıma benzemektedir.
- Ortalama Minimum sıcaklık için de, 6583 gözlemden elde edilen verilere göre ortalaması 14,1 ve standart sapması 7,3 olan ayrıca, çarpıklık ve basıklık değerlerini katsayılara yakın olmasından dolayı dağılım normal dağılıma benzemektedir
- Ortalama basınç için 6583 gözlemden ortalaması 1009,474 olan ve standart sapması 6,2 olan serinin çarpıklık ve Basıklık değerlerinin katsayılardan mutlak değerce çok fazla büyük olmaması dağılımın normal dağılıma benzediğini göstermektedir.
- Ortalama nem için, ortalaması 75,944 standart sapması 12,6 olan 6583 gözlemden elde edilen bilgiye göre çarpıklığının ve basıklığının kendi değerlerinden çok ayrılmadığı için normal dağılıma benzemektedir.
- Bulutluluk için, 6547 gözlem içerisinde ortalamanın 5 standart sapmanın ise 3,15 olduğu çarpıklık katsayısının 0'a basıklık katsayısının 2'ye yakın olması serinin normal dağıldığına işaret etmektedir.
- Maksimum rüzgâr hızı için, 6582 gözlemden elde edilen örneklemimize göre, ortalamanın 7,6 standart sapmanın 3,6 olduğunu görmekteyiz çarpıklık ve basıklık değerleri katsayılardan çok uzaklaşmadıkları için dağılım normal dağılıma benzemektedir.
- Minimum rüzgâr hızı için, 6583 gözlemden ortalaması 2,43 standart sapması 1,22 olan serinin çarpıklık ve basıklık değerleri de katsayılarına yakın olduğu için seri normal dağılıma benzemektedir.
- Rüzgâr yönü ile alakalı sütunumuzda 6582 gözlemden ortalaması 224,918 olan standart sapması ise 84,843 olan serimizin çarpıklık ve basıklık değerleri kendi katsayılara çok yakın olmasından dolayı serimiz normal dağılıma çok yakındır.
- Global Güneş Radyasyonu için, 6142 gözlem sayısından ortalaması 314,67 olan standart sapması 181,70 olan değerler ve çarpıklık basıklık değerleri katsayılara yakın olan bir seri elde edilmiştir ve normal dağılıma benzemektedir.

- Güneşlenme süresi için, 6499 gözlemden ortalaması 6,74 olan ve standart sapması 4,5 olan seri elde edilmiştir. Çarpıklık ve basıklık değerleri yine katsayılara yakındır ve seri normal dağılıma benzemektedir.
- Toplam yağış miktarı için, 6584 gözlemden ortalaması 2,24 ve standart sapması 6,3 olan bir seri elde edilmiştir. Çarpıklığın pozitif sağa çarpık olduğu ve basıklığın pozitif olarak dik olduğu Tablo4.1’de görülmektedir. Normal dağılıma çok benzememektedir.
- $\Delta$ Gün uzunluğu için, 6584 gözlemden elde edilen verilerin ortalaması 741, 65 iken standart sapması 121, 93’ tür. Çarpıklık ve basıklık katsayıları değerlendirildiğinde normal dağılımdan çok büyük bir sapmanın olmadığı yani normal bir dağılıma sahip olduğu görülmektedir.

## 4.2. Birim Kök ve Durağanlık Analizleri

**Tablo 4.2: Augmented Dickey-Fuller Birim Kök Testi**

Değişkenler	Test İstatistiği
Maksimum Sıcaklık	-17,603
Minimum Sıcaklık	-14,263
Ortalama Sıcaklık	-14,661
Ortalama Basınç	-33,400
Ortalama Nem	-47,065
Bulutluluk	-47,577
Global Güneş Radyasyonu	-27,302
Güneşlenme süresi	-39,617
Maksimum Rüzgar Hızı	-48,341
Ortalama Rüzgar Hızı	-49,702
Rüzgar Yönü	-63,162
Toplam Yağış	-64,066
Gündüz Uzunluğu	-1,303
$\Delta$ Gündüz Uzunluğu	-43,502
Not: ADF Birim kök testi için %10, %5, ve %1'lik kritik değerler sırasıyla -2.570, -2.860, ve -3.430'dur.	

**Augmented Dickey-Fuller Birim Kök Testi** %10, %5, %1' lik anlamlılık düzeylerinde yapılmıştır. ADF Hipotezleri ise aşağıdaki gösterildiği gibidir.

$H_0$  :  $p = 0$  Hipotezimize göre seride birim kök vardır ve durağan değildir.

$H_1$  :  $p < 0$  Alternatif hipotezine göre birim kök yoktur ve seri durağandır.

Yapılan Augmented Dickey-Fuller Birim Kök Testine göre Tablo 4.2'de de görüldüğü gibi Gündüz uzunluğu hariç Bütün değişkenler için %1 anlamlılık düzeyinde  $H_0$  Hipotezini çok güçlü bir şekilde reddediliyor. Yani, gündüz uzunluğu hariç, diğer bütün değişkenler için seride birim kök yoktur ve seri durağandır. Bu durumda alternatif hipotez olan  $H_1$  hipotezi kabul edilir.

Gündüz uzunluğuna bakıldığında, verilen anlamlılık düzeylerinin hepsinde serinin birim kök içerdiği ve çok güçlü bir şekilde  $H_0$  hipotezinin reddedilemediği görülmektedir. O halde, serinin durağan olması için yapılması gereken işlem, 1. Dereceden serinin farkı alınır ve seri durağan hale getirilmeye çalışılır. Gündüz uzunluğunun 1. Dereceden alınan farkı  $\Delta$ Gündüz Uzunluğu şeklinde gösterilmektedir. Bu durumda bakıldığında verilen anlamlılık düzeylerinde yapılan incelemeye göre seri birim kökten arındırılmış olup, durağan hale getirilmiştir.

**Tablo 4.3: Phillips-Perron Birim Kök Testi**

Değişkenler	Test istatistiği Z(rho)	Test İstatistiği Z(t)
Maksimum Sıcaklık	-411,483	-14,821
Minimum Sıcaklık	-232,833	-11,058
Ortalama Sıcaklık	-253,392	-11,543
Ortalama Basınç	-1953,895	-33,733
Ortalama Nem	-3949,332	-50,033
Bulutluluk	-4335,112	-52,046
Ortalama Güneş Radyasyonu	-1381,942	-27,767
Güneşlenme Süresi	-3672,705	-46,063
Maksimum Rüzgar Hızı	-4347,376	-52,384
Ortalama Rüzgar Hızı	-4538,532	-53,796
Rüzgar Yönü	-5829,642	-65,547
Toplam Yağış	-5328,478	-64,743
Gündüz Uzunluğu	-23,556	-3,435
$\Delta$ Gündüz Uzunluğu	-5453,718	-55,675

Not: PP Birim kök testi için %10, %5, ve %1'lik kritik değerler Z(t)için sırasıyla -2.570, -2.860, ve -3.430'dur. Z(rho) için sırasıyla -11.300, -14.100, -20.700'dür.

**Phillips-Perron Birim Kök Testi** %10, %5, %1' lik anlamlılık düzeylerinde yapılmıştır. Hipotezlerin gösterimi aşağıdaki gibidir.

$H_0$   $p = 0$  Hipotezimize göre seride birim kök vardır ve durağan değildir.

$H_1$   $p < 0$  Alternatif hipotezine göre birim kök yoktur ve seri durağandır.

Öncelikle, Z(rho) test istatistiğine bakacak olursak, ADF de olduğu gibi gündüz uzunluğu hariç diğer bütün değişkenler için çok güçlü bir şekilde  $H_0$  hipotezi reddedilir. Yani, seri birim kök içermemektedir ve seri durağandır. Z(rho) test istatistiği için Gündüz uzunluğuna bakıldığında ise,  $H_0$  hipotezinin reddedilemediği görülmektedir. O halde, birim kökten kurtulmak için ADF de yapıldığı gibi 1. Dereceden serinin farkı alınmıştır. Oluşan yeni seride  $\Delta$ Gündüz Uzunluğu verilen anlamlılık düzeylerinde birim kökten kurtarılmış ve seri durağan hale getirilmiştir.

Z(t) test istatistiği için birim kök analizi yapıldığında ise, Z(rho) da olduğu gibi verilen %10, %5, %1' lik anlamlılık düzeylerinde gündüz uzunluğu hariç diğer değişkenler için  $H_0$  Hipotezi çok güçlü bir şekilde reddedilir. Seri birim kök içermez ve durağandır. Z(t) testinde Tablo 4.4' te de görüldüğü gibi gündüz uzunluğu birim kök içermektedir ve seri durağan değildir. Daha öncede yapılan işlem gibi serinin farkı alınır ve seri durağan hale getirilmiş olur. Yapılan işlem sonucunda  $\Delta$ Gündüz Uzunluğu birim kökten arındırılmış olup seri durağan hale getirilmiştir. Böylelikle bütün değişkenlerim için birim kök yoktur ve seri durağandır.

**Tablo 4. 4: KPSS Durağanlık Testi**

Değişkenler	Test İstatistiği (11. Gecikme)
Maksimum Sıcaklık	0,033
Minimum Sıcaklık	0,034
Ortalama Sıcaklık	0,037
Ortalama Basınç	0,104
Ortalama Nem	2,890
Bulutluluk	0,377
Global Güneş Radyasyonu	0,032
Güneşlenme Süresi	0,094
Maksimum Rüzgâr Hızı	3,650
Ortalama Rüzgâr Hızı	0,872
Rüzgâr Yönü	0,044
Toplam Yağış	0,091
Gündüz Uzunluğu	0,023
$\Delta$ Gündüz Uzunluğu	0,032
Not: KPSS Birim kök testi için %10, %5, %2,5 ve %1'lik kritik değerler sırasıyla 0.119, 0.146, 0.176 ve 0.216'dır.	

**KPSS durağanlık testinin**, ADF ve PP' ye göre hipotez oluşturulması farklıdır ve KPSS hipotezi şöyledir;

$H_0$ :  $p < 1$  Birim kök yoktur veri durağandır.

$H_1$ :  $p = 0$  Birim kök vardır veri durağan değildir.

KPSS Birim kök testi için anlamlılık düzeyleri sırasıyla; 10, %5, %2,5 ve %1'lik iken kritik değerleri sırasıyla; 0.119, 0.146, 0.176 ve 0.216'dır. Tablo 4.4'ten de anlaşılacağı üzere hesaplanan en son gecikme (Lag) 11. gecikmedir.

Test sonuçları ise, Maksimum, Minimum ve Ortalama Sıcaklık, Ortalama Basınç, Global Güneş Radyasyonu, Güneşlenme Süresi, Rüzgâr Yönü, Toplam Yağış, Gün Uzunluğu İçin ve  $\Delta$ Gündüz Uzunluğu KPSS durağanlık testinde verilen anlamlılık düzeylerinde 11. Gecikmenin test istatistiğiyle değerler karşılaştırıldığında güçlü bir şekilde  $H_0$  hipotezi kabul edilmektedir. Yani, verilen değişkenler de seri durağandır ve birim kök içermez.

Ortalama Nem, Bulutluluk, Maksimum ve Ortalama Rüzgar Hızı için durağanlık testinde  $H_0$  hipotezi reddedilir. Yani seri durağan değildir ve birim kök içerir. Fakat yapılan diğer birim kök testleri doğrultusunda çoğunluğun serinin durağan olduğunu söylediği için KPSS durağanlık testinde seriyi durağan hale getirmek için herhangi bir işlem yapılmamıştır.

Sonuç olarak, Tablo 4.2, 4.3, 4.4' te görüldüğü gibi analiz için seri herhangi bir sorun teşkil etmeyeceği ön görülmektedir. Yapılan birim kök ve durağanlık testlerin sonuçları itibariyle serinin durağan olduğu ve birim kök içermediği çoğunlukla görülmektedir. O halde, mevcut değişkenlerle regresyon analizi yapılabilir.

### **4.3. Değişkenlerin Analizleri**

Yapılan bu tez çalışmasında veri seti içerisinde bulunan bağımsız değişkenler bir kez daha tekrar edilecek olursa, maksimum sıcaklık, minimum sıcaklık, ortalama sıcaklık, ortalama nem, ortalama basınç, ortalama güneş radyasyonu, ortalama bulutluluk, güneşlenme süresi, maksimum rüzgâr hızı, ortalama rüzgâr hızı, rüzgâr yönü ve gün uzunluğu(SAD) değişkenleridir.

Tezde ele alınan bağımsız değişkenlerin dışında yer alması suretiyle fakat bağımsız değişken gibi bağımlı değişkeni etkileyebilecek olan kontrol değişkenleri



de eklemiştir. Modelde hem etkisini ölçmek hem de kontrolünü sağlamak amacıyla Pazartesi Etkisi, Cuma Etkisi, Ocak Ayı Etkisi, Vergi Dönemi Etkisini yani, yazındaki adıyla Takvimsel Anomaliler de kontrol değişkeni olarak atanmıştır.

Kısaca modeldeki denklem aşağıdaki gibi dösterilir.

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 (Değişken) + \beta_3 pazartesi + \beta_4 cuma + \beta_5 ocak + \beta_6 vergidön \quad (3.42)$$

Burada,  $R_t$  günlük getiriyi,  $\beta_0$  sabit katsayıyı,  $\beta_1 R_{t-1}$  bir önceki günün getirisini(Gecikme Getirisi),  $\beta_2 (Değişken)$ (hesaba katılan her bir hava durum verimiz için değişkenin değeri) yani, ölçülmek istenen asıl değişkeni temsil etmektedir. Takvimsel anomaliler ise;  $\beta_3 pazartesi$  etkisini,  $\beta_4 cuma$  etkisini,  $\beta_5 ocak$ , etkisini,  $\beta_6 vergidön$  etkisini göstermektedir.

Getiri denklemi ise daha öncede belirtildiği gibi;

$$R_t = \ln \left[ \frac{P_t}{P_{t-1}} \right] \text{ Şeklindedir.} \quad (3.41)$$

Burada,  $R_t$  günlük getiriyi,  $P_t$  ise, t günündeki fiyatı ve  $P_{t-1}$ de bir önceki gündeki fiyatı temsil etmektedir.

Varyans denklemi ise şu şekilde gösterilir;

$$h_t = \alpha_1 + \alpha_2 \sigma_{t-1}^2 + \alpha_3 \varepsilon_{t-1} + \alpha_4 \varepsilon_{t-1}^2 \quad (3.40)$$

Burada;  $h_t$  değişen varyans değerini,  $\alpha_1$  Sabit Değeri,  $\alpha_2 \sigma_{t-1}^2$  GARCH parametresini,  $\alpha_3 \varepsilon_{t-1}$  Asimetrik ARCH parametresini ve  $\alpha_4 \varepsilon_{t-1}^2$  ise ARCH parametresini temsil etmektedir.

Yukarıda model için bahsedilen şekil; 3.40, 3.41, 3.42' deki denklemler bütün değişkenler için aynı olup her bir tablo için geçerlidir.

**Tablo 4. 5: Maksimum Sıcaklık için Asimetrik GARCH Eşitliği**

<b>Ortalama Eşitliği ( Bağımlı Değişken: <math>Getiri_t</math>)</b>			
<b>Değişkenler</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Standart Hata</b>	<b>P&gt;IZI</b>
Getiri <sub>t-1</sub>	0,412232	0,010	0,000
Maksimum Sıcaklık	-0,001053	0,000	0,000
Pazartesi	-0,002868	0,001	0,000
Cuma	0,022072	0,001	0,000
Ocak	-0,014572	0,001	0,000
Vergi Dönemi	-0,002233	0,002	0,200
Sabit	0,016188	0,001	0,000
<b>Varyans Eşitliği</b>			
<b>Değişkenler</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Standart Hata</b>	<b>P&gt;IZI</b>
$\varepsilon_{t-1}^2$	2,52924	0,063	0,000
$\varepsilon_{t-1}$	-0,06707	0,003	0,000
$\sigma_{t-1}^2$	0,03186	0,004	0,000
Sabit	0,00081	0,000	0,000
ARCH(5) Test İstatistiği: 26,328			

Tablo 4.5' in en alt kısmında raporlanan ARCH(5) test istatistiği 9,4877 kritik değerinden büyük olduğu için neden Lineer model yerine GARCH modeli tercih edildiğini göstermektedir. Literatürde yapılan çalışmaların neticesinde ortaya çıkan bulguların piyasaların etkin olmadığına işaret eden bir takım değişimler bulunmuştur. Bulunan bu değişimler anomali kavramı olarak tanımlanmış ve bu anomalilerin borsa getirileri üzerindeki etkisi yadsınamaz bir şekilde kanıtlanmıştır. Yukarıdaki Tablo 4.5'de de görüldüğü gibi, ele alınan anomaliler sırasıyla şöyledir; Pazartesi Etkisi, Cuma Etkisi, Ocak Etkisi ve Vergi yılı (vergi döneminin ilk 10 günü) etkisidir. Ayrıca, Bir önceki gün etkisi (bir günlük gecikme)'de anomali olmasada literatürde sık rastlanan bir kavram olup piyasaların etkin olmadığının en belirgin özelliğidir. Bu anomaliler hem açıklayıcı değişken olarak hem de kontrol değişkeni olarak yani getiriler üzerindeki etkisi sabit tutarak modele yerleştirilmiştir.. Bu anomalilerin kontrol değişkeni olarak atanmasının nedeni; asıl ölçmek istenilen hava durumlarının, getiriler üzerindeki etkisini daha açık bir şekilde gözlemleyebilmek içindir.

Yapılan çalışmadan elde edilen sonuçlar şu şekilde özetlenebilir. Bir önceki günün(gecikmenin) BİST100 üzerindeki etkisi istatistiki olarak anlamlı bir şekilde ortaya çıkmaktadır. Yani gecikmelerin borsa endeks getirileri üzerinde pozitif yönlü bir etkisi olduğu açık bir şekilde görülmektedir.

Tablo 4.5’den de anlaşılacağı üzere pazartesi etkisi mevcut olduğu ve istatistiki olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Pazartesi günkü Getirilerin hafta sonu riski taşıdığı ve bundan kaynaklanan sebeplerden dolayı getirilerin düşük çıktığı görülmektedir. Literatürde takvim etkisi (Calender effect) altında çalışılan konuların başında gelen pazartesi etkisi literatürde doğru orantılı bir şekilde anlamlı çıkmıştır. Literatürde pazartesi etkisi (Monday effect) ya da haftanın günü etkisi (the day of week effect) olarak adlandırılan bu anomaliler hakkında yapılan çalışmalar neticesinde ortaya çıkan Tablo 4.5 de pazartesi etkisinin hem BİST üzerine hem de uluslararası birçok borsa üzerinde aynı doğrultuda etkisinin olduğu görülmektedir ve bu etkinin negatif yönde olduğu birçok çalışmayla kanıtlanmıştır (Cross, 1973; French, 1980; Gibbons and Hess, 1981; Lakonishok and Levi, 1982; Rogalski, 1984; Keim and Stambaugh, 1984; Theobald and Price, 1984; Jaffe and Westerfield, 1985; Harris,1986; Simrlock and Starts, 1986; Board and Sutcliffe, 1988; Anuar and Shamsar, 1993; Balaban, 1995; Cohers and Cohers, 1995; Dubois and Louvet, 1996; Tang and Kwok, 1997; Brooks, 1997; Metin v.d, 1997; Wang et al., 1997; Karan ve Uygur, 2001; Berument ve Kıymaz, 2001; Özer ve Yücel, 2003; Patev et al., 2003; Kok and Wong, 2004; Gu, 2004; Kıyılar ve Karakaş, 2005; Aktaş ve Kozoğlu, 2007; Cho et al, 2007; Atakan,2008; Akar, 2008; Korkmaz vd, 2010; Nik Maheran and Nik Muhd Naziman, 2010; Büyükşalvarcı, 2010; Negasvari et al., 2011; Hepşen 2011; Abdioğlu ve Değirmenci, 2013; Deyshappriya, 2014).

Tablo 4.5’ de Cuma etkisinin istatistiki olarak anlamlı olduğu ve getiriler üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğu görülmektedir. Getiriler üzerinde etkisinin olduğu kanıtlanan Cuma etkisi de literatürde birçok araştırmacı tarafından getiriler üzerindeki etkisi araştırılmıştır. Pazartesi etkisinin tersine Cuma etkisi pozitif yönde olmaktadır. Yazında hem Borsa İstanbul için hem de uluslar arası borsalar için Cuma etkisinin olduğunu gösteren çalışmalar mevcuttur (Cross, 1973; Gibbons and Hess, 1981; Keim and Stambaugh, 1984; Theobald and Price, 1984; Jaffe and Westerfield, 1985; Harris, 1986; Simrlock and Starts, 1986; Board and Sutcliffe, 1988; Anuar and

Shamser,1993; Cohers and Cohers, 1995; Balaban, 1995; Tang and Kwok,1997; Metin vd,1997; Karan ve Uygur, 2001; Kok and Wong, 2004; Gu, 2004; Kıyılar ve Karakaş, 2005; Lenkkeri vd., 2006; Aktaş ve Kozoğlu, 2007; Atakan, 2008; Akar, 2008; Ergül vd.,2009; Nik Maheran and Nik Muhd Naziman, 2010; Büyükşalvarcı, 2010; Nageswari et al, 2011; Berument ve Kıymaz, 2001; Abdioğlu ve Değirmenci, 2013; Deyshappriya, 2014; Gümüş ve Durmuşkaya, 2015).

Bir diğer anomali ise ocak etkisidir. Literatürde ocak etkisi de araştırmacılar tarafından birçok kez araştırılmıştır. Araştırmalar sonucunda Ortaya çıkan sonuçlar itibariyle literatürdeki çalışmalar bu konuda iki gruba ayrılmıştır. Birinci grup çalışmalar, ocak etkisi vardır ve getiriler üzerinde pozitif bir etkiye sahiptir (Özer,1996; Karan ve Uygur, 2001; Özer ve Özcan, 2002; Kıyılar ve Karakaş, 2005; Ege v.d., 2012; Küçükşille, 2012; Aytekin ve Sakarya, 2014; Deyshappriya, 2014).

İkinci grupta ise, yapılan çalışmaların ocak ayı etkisine sahip olmadığı getirilerin ocak ayı için rastsal bir şekilde oluştuğunu ve piyasaların etkin olduğunu iddia etmektedir (Boudreaux, 1995; Cheung and Coutts, 1999; Fountas and Segredakis, 2002; Çinko, 2008; Atakan, 2008; Tunçel, 2012; Yılanıcı, 2013; Konak ve Kendirli, 2014; Li and Gong, 2015).

Tablo 4.5' de Ocak etkisi istatistiki olarak anlamlı ve ocak ayı etkisi getiriler üzerinde negatif bir etkiye sahiptir. Bu etkinin negatif olmasının sebepleri arasında ise; Ülkemizde Yılbaşı, Christmas ve Halloveen gibi festivaller herkes tarafından kutlanmadığı (Yılanıcı, 2013) ve borsanın yılsonu riski taşıdığı savunulabilir (Li and Gong, 2015). Sonuç olarak, Borsa İstanbul için Ocak etkisi literatürle doğru orantılı değildir ve getirilerin ocak ayında düştüğü bulguları elde edilmiştir.

Ele aldığımız kontrol değişkenlerinden sonuncusu olan vergi dönemi etkisi vergi ayının ilk on gününü kapsamaktadır. Vergi döneminin etkisi istatistiki olarak anlamsız çıkmıştır. Anlamlılık düzeyince Getiriler üzerinde herhangi bir vergi dönemi etkisi yoktur.

Tablo 4.5'de de görüldüğü gibi İstanbul yerel sıcaklığının genelinde sıcaklığın gün içerisinde maksimum seviyede olduğunda getirilerin negatif yönde

anlamli çiktiđi gözükmeKtedir. Gün içerisindeki Maksimum sıcaklıđın bir birim artması getiriler üzerinde negatif yönlü etkisi vardır. Yani hava sıcaklıđının maksimum olduđunda yatırımcıların saldırgan ve ilgisiz (uyuşuk) olduđu savunulur (Cao and Wei, 2005a-2005b). Bu durum bizlere gösteriyor ki, maksimum sıcaklık yatırımcılar üzerinde olumsuz bir etkiye sahiptir. Bireylerin Yatırım kararları alırken, alım-satım stratejileri uygularken günlük hava sıcaklıđının yüksek olduđu günlerde bu hava deđişkeninden etkilendiđini ve getirilerin o gün için bir önceki güne göre düştüđünü bizlere göstermektedir.

Volatilite kavramı, fiyatlarda meydana gelen ani hareketlenmedir ve bir başka deyişle oynaklık olarak geçtiđimiz son otuz yılda finans literatüründe kendine oldukça fazla bir yer bulmaktadır (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2006). Geleneksel finans da varyansın zamandan bağımsız olduđu ve zamana göre deđişmediđi homoskedasticity kavramı altında varyansı sabit varsaymaktadır (Özden,2008). Finans literatüründe varyansın zaman içinde deđiştiiđini Engle 1982 yılında yaptıđı otoregresif koşullu deđişen varyan (ARCH) modeliyle göstermektedir (Engle, 1982).

Volatilite hesaplamaları ARCH ve ARCH ailesi içinde bulunan diđer çalışılmalarla ölçülmeye çalışılmıştır. Bu çalışmalardan sonra Volatilitenin ölçümü genellikle kısa dönemde olmaktadır ve standart hata ile oynaklıđın riskine bakılabilir. Eđer oynaklık, yani fiyat deđişimi çok fazla oluyorsa menkul kıymet risk taşımaktadır. Oynaklık düşük ise risk de düşük demektir. Volatilitenin, Negatif çıkması varyansı negatif hatalarda arttırıcıdır, pozitif çıkması ise pozitif hatalarda arttırıcıdır. Diđer bir deyişle Negatif şoklar volatilitelyi daha fazla arttırıcı etkiye sahiptir. Yani volatilitelyi, anormal negatif getiri varyansı anormal pozitif getiri varyansından daha çok arttırır Sonuç olarak da böyle bir finansal varlıkta deđişim olması için varyansın sabit olmaması gereklidir (Özden 2008).

$\varepsilon_{t-1}$  ' deđişkeniyle yakalanan asimetri, BİST100 endeksi için şoklar negatif yönlü olduđunda varlık getirilerinin daha yüksek risk içerdiđini göstermektedir. Asimetrik GARCH modeline daha iyi performans alabilmek için eklenen bu parametre hem şokların büyüklüđünü hem de yönünü ihtiva etmektedir.

**Tablo 4.6: Minimum Sıcaklık için Asimetrik GARCH Eşitliği**

<b>Ortalama Eşitliği ( Bağımlı Değişken: <math>Getiri_t</math>)</b>			
<b>Değişkenler</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Standart Hata</b>	<b>P&gt;IZI</b>
Getiri <sub>t-1</sub>	0,024477	0,007	0,000
Minimum Sıcaklık	-0,000996	0,000	0,000
Pazartesi	-0,002017	0,003	0,574
Cuma	0,028815	0,003	0,000
Ocak	-0,011705	0,006	0,066
Vergi Dönemi	-0,009156	0,008	0,249
Sabit	0,008478	0,003	0,009
<b>Varyans Eşitliği</b>			
<b>Değişkenler</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Standart Hata</b>	<b>P&gt;IZI</b>
$\varepsilon_{t-1}^2$	-0,00333	0,000	0,000
$\varepsilon_{t-1}$	-0,01558	0,000	0,000
$\sigma_{t-1}^2$	-0,49367	0,060	0,000
Sabit	0,00542	0,000	0,000
ARCH(5) Test İstatistiği: 25,6698			

Tablo 4.6' in en alt kısmında raporlanan ARCH(5) test istatistiği 9,4877 kritik değerinden büyük olduğu için neden Lineer model yerine GARCH modeli tercih edildiğini göstermektedir. Bir önceki Tablo 4.5' de maksimum sıcaklığın getiriler üzerindeki olumsuz etkilerinden bahsedilmiş ve bu etkinin yatırımcılar üzerindeki etkileri ortaya konmuştur. Tablo 4.6' da ise minimum sıcaklığın BİST100 üzerinde ki etkisi incelenecek ve yatırımcılar üzerinde ne gibi etkilerinin olduğu gösterilecektir. Maksimum sıcaklıkta olduğu gibi minimum sıcaklıkta da Getirilerin düşük olduğunu yani minimum sıcaklıktaki bir birimlik artışın getiriler üzerinde negatif bir etkiye neden olduğunu istatistiki açıdan gösterilmiştir. Yapılan analiz neticesinde Yatırımcıların bu değişkenden olumsuz bir şekilde etkilendikleri görülmektedir. Öyle ki; sıcaklığın iki uç nokta da olduğu günlerde borsa getirilerinin düştüğü ve yatırımcıların bu iki değişkenden de olumsuz etkilendiği ve minimum sıcaklığın yatırımcıların agresif olmasına öncülük ettiği savunulur (Cao and wei, 2005).

Bu değişkene ek olarak, pazartesi ve ocak etkisi Minimum Sıcaklık için Asimetrik GARCH Eşitliğimizde istatistiki olarak anlamsız çıkmıştır. Cuma etkisi ise %10'luk anlamlılık düzeyinde getiriler üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğu görülmektedir. Bir önceki gün etkisi literatürle doğru orantılıdır ve getiriler üzerinde

pozitif bir etkisi görülmektedir. Tablo 4. 6 da Volatilite için de maksimum sıcaklıkta olduğu gibi negatif şokların varyansı daha artırıcı olduğunu göstermektedir.

**Tablo4. 7: Ortalama Sıcaklık için Asimetrik GARCH Eşitliği**

<b>Ortalama Eşitliği ( Bağımlı Değişken: <math>Getiri_t</math>)</b>			
<b>Değişkenler</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Standart Hata</b>	<b>P&gt;IZI</b>
Getiri <sub>t-1</sub>	0,423514	0,010	0,000
Ortalama Sıcaklık	-0,001071	0,000	0,000
Pazartesi	-0,002851	0,001	0,000
Cuma	0,023006	0,001	0,000
Ocak	-0,014316	0,001	0,000
Vergi Dönemi	-0,001118	0,002	0,517
Sabit	0,011921	0,001	0,000
<b>Varyans Eşitliği</b>			
<b>Değişkenler</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Standart Hata</b>	<b>P&gt;IZI</b>
$\varepsilon_{t-1}^2$	2,60520	0,060	0,000
$\varepsilon_{t-1}$	-0,07096	0,003	0,000
$\sigma_{t-1}^2$	0,02967	0,004	0,000
Sabit	0,00085	0,000	0,000
ARCH(5) Test İstatistiği: 25,6659			

Tablo 4.7' nin en alt kısmında raporlanan ARCH(5) test istatistiği 9,4877 kritik değerinden büyük olduğu için neden Lineer model yerine GARCH modeli tercih edildiğini göstermektedir. Maksimum ve minimum sıcaklıklarının BİST100 üzerine etkisi analiz edilmiş ve çıkan sonuç itibariyle getiriler üzerinde negatif bir etkiye sahip olduğunu söylenmiştir. Ortalama sıcaklık içinde, ortalamadaki her bir birimlik artışın getiriler üzerinde negatif bir etkiye sahip olduğu görülmektedir. Cao ve Wei (2005)'nin uluslararası yapmış oldukları çoklu çalışmasında ortaya çıkan sonuçla, İstanbul yerel hava sıcaklıklarının getiriler üzerinde negatif bir etkiye sahip olduğu bulgularıyla aynı doğrultudadır. Tablo 4.7 deki Diğer değişkenler içinde durum, Tablo4.5' deki verilerle aynı yönlüdür. Bir başka deyişle, vergi dönemi etkisi istatistiki olarak anlamsız, Ocak ve pazartesi etkisi negatif iken; gecikmenin ve Cuma etkisinin getiriler üzerinde pozitif bir harekete sahip olduğu görülmektedir. Volatilitede ise negatif şoklar varyansı daha fazla artırıcı durumdadır.

**Tablo 4.8: Ortalama Basınç için Asimetrik GARCH Eşitliği**

<b>Ortalama Eşitliği ( Bağımlı Değişken: <i>Getiri<sub>t</sub></i>)</b>			
<b>Değişkenler</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Standart Hata</b>	<b>P&gt;IZI</b>
Getiri <sub>t-1</sub>	0,511268	0,009	0,000
Ortalama Basınç	0,000391	0,000	0,000
Pazartesi	-0,003178	0,001	0,000
Cuma	0,027881	0,000	0,000
Ocak	-0,004106	0,001	0,001
Vergi Dönemi	-0,004343	0,002	0,008
Sabit	-0,402179	0,035	0,000
<b>Varyans Eşitliği</b>			
<b>Değişkenler</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Standart Hata</b>	<b>P&gt;IZI</b>
$\varepsilon_{t-1}^2$	3,04659	0,064	0,000
$\varepsilon_{t-1}$	-0,09516	0,003	0,000
$\sigma_{t-1}^2$	0,02525	0,003	0,000
Sabit	0,00110	0,000	0,000
ARCH(5) Test İstatistiği: 25,6659			

Tablo 4.8' in en alt kısmında raporlanan ARCH(5) test istatistiği 9,4877 kritik değerinden büyük olduğu için neden Lineer model yerine GARCH modeli tercih edildiğini göstermektedir.

Yukarıdaki tablolarda sıcaklıkla alakalı değişkenlerin getiriler üzerindeki etkisini yorumlanmıştır.Tablo4.8' de ise ortalama basınçın getiri üzerinde ki etkisi %1 lik anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı çıkmıştır. Ortalama basınçta ki bir birimlik artış BİST100 getirisi üzerinde çok azda olsa artışa neden olmaktadır. Yatırımcılar üzerinde, basınçın pozitif yönde olduğu söylenebilir. Ortalama basınç etkisinin dışında, kontrol değişkenlerinin de getiriler üzerinde etkisi istatistiki olarak mevcut olduğu görülmektedir. Pazartesi, ocak ve vergi döneminin getiriler üzerindeki etkisi negatifken, gecikme ve Cuma etkisinin getiriler üzerinde pozitif bir harekete neden olduğu görülmektedir. Volatilite için ise negatif hataların oynaklığı daha fazla arttırdığı gözlemlenmektedir.



**Tablo 4.9: Ortalama Nem için Asimetrik GARCH Eşitliği**

<b>Ortalama Eşitliği ( Bağımlı Değişken: <i>Getiri<sub>t</sub></i>)</b>			
<b>Değişkenler</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Standart Hata</b>	<b>P&gt;IZI</b>
Getiri <sub>t-1</sub>	0,492893	0,009	0,000
Ortalama Nem	0,000218	0,000	0,000
Pazartesi	-0,003254	0,001	0,000
Cuma	0,028000	0,001	0,000
Ocak	-0,003999	0,001	0,001
Vergi Dönemi	-0,003333	0,002	0,042
Sabit	-0,023550	0,001	0,000
<b>Varyans Eşitliği</b>			
<b>Değişkenler</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Standart Hata</b>	<b>P&gt;IZI</b>
$\varepsilon_{t-1}^2$	3,04293	0,641	0,000
$\varepsilon_{t-1}$	-0,09413	0,003	0,000
$\sigma_{t-1}^2$	0,02486	0,003	0,000
Sabit	0,00108	0,000	0,000
ARCH(5) Test İstatistiği: 25,6659			

Tablo 4.9' un en alt kısmında raporlanan ARCH(5) test istatistiği 9,4877 kritik değerinden büyük olduğu için neden Lineer model yerine GARCH modeli tercih edildiğini göstermektedir.

Tablo 4.9 da yer alan verilere göre ortalama nemin getiriler üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğu görülmektedir. Literatürde incelenen diğer çalışmalarla da eş sonuçlar veren bu değişken Vlady (2010) tarafından Avustralya borsası üzerinde yapılan bir çalışmada ortaya koyduğu sonuçla da aynı doğrultudadır. Kontrol değişkenlerimiz pazartesi ocak etkisinin negatif olduğu ve literatürle aynı doğrultudadır. Vergi dönemi ise % 5'lik anlamlılık düzeyinde getiriler üzerinde negatif bir etkiye sahipken gecikmeler ve Cuma etkisi getiriler üzerinde pozitif bir etkiye sahiptir. Varyans eşitliğinde ise, daha önceki bulgularla aynı olup, negatif hataların volatilitiyi artırıcı yönde olduğu görülmektedir.

**Tablo 4.10: Bulutluluk için Asimetrik GARCH Eşitliği**

<b>Ortalama Eşitliği ( Bağımlı Değişken: <math>Getiri_t</math>)</b>			
<b>Değişkenler</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Standart Hata</b>	<b>P&gt;IZI</b>
Getiri <sub>t-1</sub>	0,025411	0,007	0,000
Bulutluluk	0,002018	0,000	0,000
Pazartesi	-0,002234	0,004	0,536
Cuma	0,029188	0,003	0,000
Ocak	-0,006025	0,006	0,313
Vergi Dönemi	-0,009921	0,008	0,205
Sabit	-0,013228	0,003	0,000
<b>Varyans Eşitliği</b>			
<b>Değişkenler</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Standart Hata</b>	<b>P&gt;IZI</b>
$\varepsilon_{t-1}^2$	-0,00341	0,000	0,000
$\varepsilon_{t-1}$	-0,01592	0,000	0,000
$\sigma_{t-1}^2$	-0,48401	0,043	0,000
Sabit	0,00541	0,000	0,000
ARCH(5) Test İstatistiği: 26,8345			

Tablo 4.10' un en alt kısmında raporlanan ARCH(5) test istatistiği 9,4877 kritik değerinden büyük olduğu için Lineer model yerine GARCH modeli tercih edildiğini göstermektedir. Tablo 4.10'da ele alınan bulutluluk oranlarının BİST100 endeks getiri üzerindeki etkisi literatürdeki çalışmalarla aynı doğrultuda olmayıp getiriler üzerinde pozitif bir etkiye sahiptir. Ortalama bulutluluk oranındaki her bir artış getiriler üzerinde pozitif yönde artışa neden olmaktadır. Literatürde ise, bu çalışmanın bulgularının tersine bulutluluk oranındaki artışların getiriler üzerindeki negatif bir etkisi görülmektedir ve aynı şekilde bulutluluk seviyesinin azaldığı günlerde ise getirilerin arttığı savunulmaktadır (Saunders, 1993; Hirshleifer and Shumway, 2003; Dowling and Lucey, 2005; Chang et al., 2006; Sriboonchitta et al., 2011; Mirza et al, 2012).

Borsa İstanbul üzerine daha önce yapılan bir diğer çalışmada ele alınan bulutluluk oranının BİST100 üzerinde ki etkisi araştırılmış fakat getiriler üzerine herhangi bir etkinin olmadığı sonucu bulunmuştur ve yapılan çalışma Kruskal-Walis testiyle analiz edilmiş serinin parametrik olmadığı savunulmuştur (Tufan and Hamarat, 2004) bu çalışmada ise, Asmetrik Garch modeliyle bu çalışmayı gerçekleştirmiştir ve bulutlululuğun getiriler üzerinde pozitif etkisinin olduğu ortaya

konmuştur. Diğer değişkenler ise, Pazartesi Ocak ve Vergi dönemi etkisinin istatistiki olarak anlamlı olmadığı ve getiriler üzerinde herhangi bir etkisinin olmadığı görülmektedir. Gecikme ve Cuma etkisinin getiriler üzerinde pozitif olduğu görülmektedir. Volatilite için ise negatif yönde şokların oynaklığı arttırdığı görülmektedir.

**Tablo 4.11: Global Güneş Radyasyon için Asimetrik GARCH Eşitliği**

<b>Ortalama Eşitliği ( Bağımlı Değişken: <math>Getiri_t</math>)</b>			
<b>Değişkenler</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Standart Hata</b>	<b>P&gt;IZI</b>
Getiri <sub>t-1</sub>	0,023565	0,008	0,003
Global Güneş Radyasyon	-0,000050	8.76e-06	0,000
Pazartesi	-0,003812	0,004	0,314
Cuma	0,030301	0,004	0,000
Ocak	-0,012929	0,006	0,045
Vergi Dönemi	-0,011208	0,008	0,176
Sabit	0,013333	0,004	0,000
<b>Varyans Eşitliği</b>			
<b>Değişkenler</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Standart Hata</b>	<b>P&gt;IZI</b>
$\varepsilon_{t-1}^2$	-0,00372	0,000	0,000
$\varepsilon_{t-1}$	-0,01746	0,000	0,000
$\sigma_{t-1}^2$	-0,40638	0,076	0,000
Sabit	0,00537	0,000	0,000
ARCH(5) Test İstatistiği: 27,016			

Tablo 4.11' in en alt kısmında raporlanan ARCH(5) test istatistiği 9,4877 kritik değerinden büyük olduğu için Lineer model yerine GARCH modeli tercih edildiğini göstermektedir.

Global Güneş Radyasyonu, elektromanyetik dalgalar ve parçacıkların enerji yaymasıyla yani atomun parçacıklara ayrılmasıyla oluşmaktadır. Global güneş radyasyonunu ölçmede kullanılan değişkenlerin en önemlisi güneşlenme süresi ve gün uzunluğudur (Öztürk vd., 2012; Öztaner vd., 2014).

Tablo 4.11'deki verileri incelenecek olursa Toplam Global Güneş radyasyonunun getiriler üzerinde negatif bir etkiye sebep olduğunu görülmektedir. Radyasyon değişkenindeki her bir artış getiriler üzerinde negatif bir etkiye sahiptir. Kontrol değişkenlerinden pazartesi ve vergi dönemi etkisi istatistiki olarak anlamlı çıkmamıştır. Cuma ve gecikme etkisinin getiriler üzerinde pozitif bir artışa neden olmaktadır. Ocak ayı etkisi ise getiriler üzerinde negatif bir etkiye sahiptir. Volatilite denklemi için ise negatif şokların etkisinin endeksteki oynaklığı artırıcı yönde olduğu söylenebilir.

**Tablo 4.12: Güneşlenme Süresi için Asimetrik GARCH Eşitliği**

<b>Ortalama Eşitliği ( Bağımlı Değişken: <math>Getiri_t</math>)</b>			
<b>Değişkenler</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Standart Hata</b>	<b>P&gt;IZI</b>
Getiri <sub>t-1</sub>	0,446880	0,009	0,000
Güneşlenme Süresi	-0,001523	0,000	0,000
Pazartesi	-0,003928	0,001	0,000
Cuma	0,023835	0,001	0,000
Ocak	-0,008195	0,001	0,000
Vergi Dönemi	-0,002847	0,002	0,107
Sabit	0,005781	0,001	0,000
<b>Varyans Eşitliği</b>			
<b>Değişkenler</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Standart Hata</b>	<b>P&gt;IZI</b>
$\varepsilon_{t-1}^2$	2,67149	0,065	0,000
$\varepsilon_{t-1}$	-0,07934	0,003	0,000
$\sigma_{t-1}^2$	0,02498	0,004	0,000
Sabit	0,00094	0,000	0,000
ARCH(5) Test İstatistiği: 27,2874			

Tablo 4.12' nin en alt kısmında raporlanan ARCH(5) test istatistiği 9,4877 kritik değerinden büyük olduğu için Lineer model yerine GARCH modeli tercih edildiğini göstermektedir.

Bir diğer değişken ise Güneşlenme süresidir. Güneşlenme süresi günlük güneşin yeryüzünde parladığı sürenin hesaplanması ile ortaya çıkan değişkendir. Gün ne kadar uzun ve bulutsuz olursa güneşlenme süreside o kadar uzun olmaktadır. Bu durumun terside doğrudur.

Tablo 4.12 de de görüldüğü gibi güneşlenme süresinin getiriler üzerine etkisi negatif yönlüdür. Keef ve Roush(2005)'ın ileri sürdükleri fikirle bağdaşan bu bulgu,

getirilerin serin günlerde arttığı, sıcak günlerde düştüğü yöndedir. İstanbulun sıcak bir bölgede bulunması hasebiyle ve Tablo 4.5-4.6-4.7’de de görüldüğü üzere sıcaklığın, radyasyonun ve güneşlenme süresinin getiriler üzerindeki etkisinin negatif olması, sıcaklık ve sıcaklık türevi diğer değişkenlerin getiriler üzerinde negatif bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Yatırımcıların, güneşli ve sıcak günlerde dışarıda vakit geçirmelerinden dolayı spot piyasanın daha aktif olduğu söylenir (Chang et al., 2006; Sriboonchitta et al., 2011).

Pazartesi ve ocak etkisi de getiriler üzerinde negatif bir etkiye sahiptir. Gecikme ve Cuma etkisi getiriler üzerinde pozitif bir etkiye sahipken Vergi dönemi etkisi ise istatistiki olarak anlamsız çıkmıştır. Volatilité denkleminde ise daha önceki tablolarda gösterilen bulgularla aynı doğrultudadır ve negatif şokların volatilitéyi artırıcı yönde daha etkili olduğunu göstermektedir.

**Tablo 4.13: Maksimum Rüzgâr Hızı için Asimetrik GARCH Eşitliği**

<b>Ortalama Eşitliği ( Bağımlı Değişken: <math>Getiri_t</math>)</b>			
<b>Değişkenler</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Standart Hata</b>	<b>P&gt;IZI</b>
Getiri <sub>t-1</sub>	0,343063	0,011	0,000
Maksimum Rüzgâr Hızı	0,002665	0,000	0,000
Pazartesi	-0,002825	0,001	0,000
Cuma	0,019633	0,001	0,000
Ocak	-0,006982	0,001	0,000
Vergi Dönemi	0,001409	0,002	0,459
Sabit	-0,023181	0,001	0,000
<b>Varyans Eşitliği</b>			
<b>Değişkenler</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Standart Hata</b>	<b>P&gt;IZI</b>
$\varepsilon_{t-1}^2$	2,26485	0,719	0,000
$\varepsilon_{t-1}$	-0,05484	0,002	0,000
$\sigma_{t-1}^2$	0,03377	0,005	0,000
Sabit	0,00074	0,000	0,000
ARCH(5) Test İstatistiği: 26,32			

Tablo 4.13’ ün en alt kısmında raporlanan ARCH(5) test istatistiği 9,4877 kritik değerinden büyük olduğu için Lineer model yerine GARCH modeli tercih edildiğini göstermektedir.

Maksimum rüzgâr hızının getiriler üzerindeki etkisi pozitif yöndedir. Kuzeyden gelen rüzgârın havayı serinletici etkisinden dolayı sıcaklıkların düşmesi getirilerde bir artışa neden olmaktadır. Daha öncede belirtildiği gibi Borsa İstanbul, sıcaklığı düşürücü etkenlerden pozitif yönde etkilenmektedir. Bunun temel nedenlerinden bir tanesinin İstanbulun sıcak bir bölgede yer almasından kaynaklandığını söylenmiştir. Bu bulgularla aynı doğrultuda olan ve literatürde rüzgarın getiriler üzerinde pozitif etkisi bulunmuştur (Keef and Roush, 2005; Dong and Tremblay, 2014).

İstatistiki olarak pazartesi ve ocak etkisi negatif; Cuma ve gecikme etkileri ise pozitif etkilere sahip olarak literatürle doğru orantılıdır. Vergi etkisi ise anlamsızdır ve getiriler üzerinde herhangi bir etkisi yoktur. Volatilite ise, daha önceki tablolarda da değinildiği gibi negatif yönlü şoklarla artan bir özelliğe sahiptir.

**Tablo 4.14: Ortalama Rüzgâr Hızı için Asimetrik GARCH Eşitliği**

<b>Ortalama Eşitliği ( Bağımlı Değişken: <math>Getiri_t</math>)</b>			
<b>Değişkenler</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Standart Hata</b>	<b>P&gt;IZI</b>
Getiri <sub>t-1</sub>	0,372988	0,011	0,000
Ortalama Rüzgâr Hızı	0,007490	0,000	0,000
Pazartesi	-0,002866	0,001	0,000
Cuma	0,021762	0,001	0,000
Ocak	-0,007107	0,002	0,000
Vergi Dönemi	0,002409	0,002	0,222
Sabit	-0,022243	0,001	0,000
<b>Varyans Eşitliği</b>			
<b>Değişkenler</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Standart Hata</b>	<b>P&gt;IZI</b>
$\varepsilon_{t-1}^2$	2,37260	0,065	0,000
$\varepsilon_{t-1}$	-0,06726	0,003	0,000
$\sigma_{t-1}^2$	0,02984	0,005	0,000
Sabit	0,00088	0,000	0,000
ARCH(5) Test İstatistiği: 28,2983			

Tablo 4.14' ün en alt kısmında raporlanan ARCH(5) test istatistiği 9,4877 kritik değerinden büyük olduğu için Lineer model yerine GARCH modeli tercih edildiğini göstermektedir.

Maksimum rüzgâr hızında olduğu gibi ortalama rüzgâr hızında da her bir birim artışta getiriler üzerinde pozitif bir artışa neden olmaktadır. Maksimum rüzgâr hızında belirttiğimiz gibi kuzeyden gelen rüzgâr serinletici etkiye sebep olduğundan getirilerde bir artıştan söz edebiliriz. Literatürde rüzgar etkisinin pozitif olduğunu bulan araştırmacıların olduğunu bir önceki tabloda söylenmişti (Keef and Roush, 2005; Dong and Tremblay, 2014).

Kontrol değişkeni olarak atanan değişkenler ise istatistikî olarak vergi dönemi hariç anlamlı çıkmışlardır. Pazartesi ve ocak etkisi getiriler üzerindeki etkisi negatifken; gecikme ve Cuma etkisi ise getiriler üzerindeki etkisi pozitif çıkmıştır. Yani kontrol değişkenleride literatürle aynı şeyi söylemektedir. Volatilite denkleminde ise hata teriminin katsayısı negatif ve anlamlı çıkmıştır. Dolayısıyla negatif şokların volatilitiyi arttırıcı etkisi arttırıcı etkisi vardır.

**Tablo 4.15: Rüzgâr yönü için Asimetrik GARCH Eşitliği**

<b>Ortalama Eşitliği ( Bağımlı Değişken: <math>Getiri_t</math>)</b>			
<b>Değişkenler</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Standart Hata</b>	<b>P&gt;IZI</b>
Getiri <sub>t-1</sub>	0,494361	0,009	0,000
Rüzgâr Yönü	0,000035	2.80e-06	0,000
Pazartesi	-0,003733	0,001	0,000
Cuma	0,027859	0,001	0,000
Ocak	-0,002287	0,001	0,079
Vergi Dönemi	-0,001459	0,002	0,410
Sabit	-0,015279	0,001	0,000
<b>Varyans Eşitliği</b>			
<b>Değişkenler</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Standart Hata</b>	<b>P&gt;IZI</b>
$\varepsilon_{t-1}^2$	2,95284	0,069	0,000
$\varepsilon_{t-1}$	-0,09764	0,003	0,000
$\sigma_{t-1}^2$	0,02281	0,003	0,000
Sabit	0,00117	0,000	0,000
ARCH(5) Test İstatistiği: 29,61			

Tablo 4.15' in en alt kısmında raporlanan ARCH(5) test istatistiği 9,4877 kritik değerinden büyük olduğu için Lineer model yerine GARCH modeli tercih edildiğini göstermektedir.

Maksimum ve ortalama rüzgâr hızlarının getiriler üzerindeki etkisini Tablo 4.13-4.14'te açıklanmıştır. Peki, rüzgâr yönün getiriler üzerindeki etkisi nedir? Bu

bölümdeki çalışmada rüzgâr yönlerinin 45 güney batı, 90 güney, 135 güney doğu, 180 doğu, 225 kuzey doğu, 270 kuzey, 315 kuzey batı, 360 batı olarak alındığının bir kez daha belirtilmesinde fayda vardır. Analizdeki etkinin pozitif döndüğü nokta kuzeyden esen rüzgârların olduğu yerdir. O halde, 225, 270 ve 315 derecelerinden gelen rüzgârın getiriler üzerinde pozitif bir etkiye neden olduğunu Tablo 4. 15 deki analiz sonuçları bizlere gösteriyor.

Bunlara ek olarak, kontrol değişkenleri de pazartesi etkisi literatürle aynı doğrultuda olup getirileri negatif yönde etkilemektedir. Ayrıca ocak etkisi %10 luk anlamlılık düzeyinde getiriler üzerinde etkisi negatif yöndedir. Gecikme ve Cuma etkisi ise getiri üzerinde pozitif bir artışa neden olmaktadır. Vergi dönemi ise istatistiki olarak anlamsız çıkmıştır. Ayriyeten negatif şokların oynaklığı arttırıcı yönde olduğu Tablo 4.15 de açık bir şekilde görülmektedir.

**Tablo 4.16: Toplam Yağış için Asimetrik GARCH Eşitliği**

<b>Ortalama Eşitliği ( Bağımlı Değişken: <i>Getiri<sub>t</sub></i>)</b>			
<b>Değişkenler</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Standart Hata</b>	<b>P&gt;IZI</b>
Getiri <sub>t-1</sub>	0,311244	0,012	0,000
Toplam Yağış	0,002123	0,000	0,000
Pazartesi	-0,001768	0,001	0,002
Cuma	0,013832	0,000	0,000
Ocak	-0,003647	0,002	0,018
Vergi Dönemi	-0,001538	0,002	0,423
Sabit	-0,006185	0,000	0,000
<b>Varyans Eşitliği</b>			
<b>Değişkenler</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Standart Hata</b>	<b>P&gt;IZI</b>
$\varepsilon_{t-1}^2$	2,16739	0,046	0,000
$\varepsilon_{t-1}$	-0,04359	0,002	0,000
$\sigma_{t-1}^2$	0,08464	0,007	0,000
Sabit	0,00053	0,000	0,000
ARCH(5) Test İstatistiği: 25,6698			

Tablo 4.16' nın en alt kısmında raporlanan ARCH(5) test istatistiği 9,4877 kritik değerinden büyük olduğu için Lineer model yerine GARCH modeli tercih edildiğini göstermektedir. Daha önceki tablolarda havayı serinletici etkiye sahip değişkenlerin getiriler üzerinde pozitif bir artışa sebep olduğunu söylenmişti. Şimdi



ise toplam yağışın BİST100 endeksi üzerindeki etkisine araştırılmaktadır. Burada, yani Tablo 4.16 dan da anlaşıldığı gibi, toplam yağıştaki bir birimlik bir artış getiriler üzerinde pozitif yönde bir etkiye sahip olduğudur. Kontrol değişkenlerine bakacak olursak, pazartesi etkisinin negatif Cuma ve gecikme etkisinin pozitif, ocak etkisinin %5 anlamlılık düzeyinde negatif olduğu ve vergi döneminin etkisin anlamsız olduğu görülmektedir. Ayrıca negatif hata terimlerinin oynaklığı artırıcı olduğu açık bir şekilde gözlenmektedir.

**Tablo 4.17: Gün Uzunluğu için Asimetrik GARCH Eşitliği**

<b>Ortalama Eşitliği ( Bağımlı Değişken: <math>Getiri_t</math>)</b>			
<b>Değişkenler</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Standart Hata</b>	<b>P&gt;IZI</b>
Getiri <sub>t-1</sub>	0,511380	0,009	0,000
Gün Uzunluğu	-0,000358	0,000	0,000
Pazartesi	-0,003254	0,001	0,000
Cuma	0,028326	0,001	0,000
Ocak	-0,002751	0,001	0,048
Vergi Dönemi	-0,002802	0,002	0,110
Sabit	-0,007466	0,001	0,000
<b>Varyans Eşitliği</b>			
<b>Değişkenler</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Standart Hata</b>	<b>P&gt;IZI</b>
$\varepsilon_{t-1}^2$	3,03494	0,068	0,000
$\varepsilon_{t-1}$	-0,09738	0,003	0,000
$\sigma_{t-1}^2$	0,02201	0,003	0,000
Sabit	0,00115	0,000	0,000
ARCH(5) Test İstatistiği: 25,6698			

Tablo 4.17' nin en alt kısmında raporlanan ARCH(5) test istatistiği 9,4877 kritik değerinden büyük olduğu için neden Lineer model yerine GARCH modeli tercih edildiğini göstermektedir. Literatürde, SAD (seasonal affective disorder) olarak geçen ve gece ve gündüz uzunluklarının farklarından kaynaklanan uyku bozukluğuna neden olduğunu göstermektedir. Bundan dolayıdır ki, Uzun gecelerin getiriler üzerindeki etkisinin negatif olduğu yönündedir (Kamstra et al., 2003).

Bu çalışmada ise literatürün tersine gündüz uzunluğunun etkisi getiriler üzerinde araştırılmıştır ve Tablo 4.17'den de anlaşılacağı üzere gündüz uzunluğunun negatif bir etkiye sahip olduğu görülmektedir. Daha öncede belirtildiği gibi gün uzunluğunun ve güneşlenme süresinin radyasyonun temelini oluşturduğunu ve bu üç

değişkeninde getiriler üzerinde negatif bir etkiye sahip olduğu söylenmiştir. Gün uzunluğundaki her bir artışın getiriler üzerinde negatif yönlü etkisi vardır. Diğer kontrol değişkenlerimize de bakılacak olursa; pazartesi etkisinin negatif Cuma ve gecikme etkisinin pozitif, ocak etkisinin %5 anlamlılık düzeyinde negatif olduğu ve vergi döneminin etkisinin anlamsız olduğu ve literatürdeki bulguların aynı doğrultuda olduğunu görmekteyiz. Aynı şekilde volatilitedeki negatif şokların etkisi devam etmektedir.

## 5. SONUÇLAR ve ÖNERİLER

### 5.1. Sonuçlar

Yapılan bu tez çalışması, 04.01.1988-30.06.2014. tarih aralığında oluşturulan veri setiyle hava durumlarının Borsa getirileri üzerindeki etkisini Asimetrik GARCH modeliyle analizi etmiştir. Getiri olarak adlandırılan bağımlı değişken, BİST100 endeks getirisinin günlük kapanış değeridir. Diğer açıklayıcı/bağımsız değişkenler ise, Maksimum Sıcaklık Minimum Sıcaklık, Ortalama Sıcaklık, Ortalama Basınç, Ortalama Nem, Bulutluluk, Maksimum Rüzgâr Hızı, Ortalama Rüzgâr Hızı, Rüzgâr Yönü, Global Güneş Radyasyonu, Güneşlenme Süresi Toplam Yağış Miktarı ve Gün Uzunluğudur. Literatürde Gün uzunluğu, SAD etkisi olarak geçmektedir. Mevsimsel Duygu Düzensizliği (MDD-SAD) olarak adlandırılan bu değişken ise, gündüz uzunluğunun getiri üzerindeki etkisini araştırmaktadır.

Genişletilmiş Koşullu değişen varyans (GARCH) modelinin türevlerinden olan GJR GARCH modeli manipüle edilerek oluşturulan Asimetrik GARCH modeli ile kurulan model üzerinden analizler gerçekleştirilmiştir. Ayrıntılı literatür taraması yapıldıktan sonra veriler ve metodoloji kısmı oluşturulmuştur. Yapılan Analizlerin ardından, ilk olarak serinin tanımlayıcı istatistiklerinin özellikleri belirlendikten sonra seride birim kök olup olmadığı yani serinin durağanlığı ADF, PP ve KPSS birim kök analizleriyle test edilmiştir. Bu test sonuçlarının çıktıları, serinin birim kök içermediği ve serinin çoğunlukla durağan olduğunu göstermiştir.

Serinin durağanlığı belirlendikten sonra Asimetrik GARCH modeliyle analiz gerçekleştirilmiştir. Her bir değişkenin ayrı ayrı ele alındığı analizde kontrol değişkeni olarak atanan bazı takvimsel anomaliler de modele entegre edilmiştir. Takvimsel anomali olarak ele alınan açıklayıcı değişkenler; Pazartesi, Cuma, Ocak, Vergi Dönemi (ilk 10 gün) olarak belirlenmiş ve takvimsel anomali olmasa da getiriler üzerindeki etkisi literatürce kanıtlanmış olan bir önceki gün getiri etkisi (Gecikme etkisi) de kontrol değişkeni olarak atanmıştır. Bir sonraki adımda ise analiz bu kontrol değişkenleriyle birlikte her bir hava değişkeniyle test edilmiştir.

Modeldeki Kontrol deęişkenleri, asıl etkinin test edilmeye alıřıldıęı hava deęişkenlerini daha net açıklayabilmek için kullanılmış ve aynı zamanda baęımlı deęişken üzerindeki etkisine de bakılmıştır. Literatürle aynı doęrultuda çıkan sonuçlar; genel olarak Pazartesi etkisinin getirilerde negatif bir etkiye sahip olduęu ve pazartesi gününün hafta sonu riskini taşıdığı görülmektedir. Aynı şekilde, Ocak etkisi de pazartesi etkisi gibi yılsonu riskini taşıdığı ve getiriler üzerinde negatif etkiye sahip olduęu görülmektedir. Dięer taraftan ise cuma etkisinin ve gecikme etkisinin (lag) getiriler üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduęu görülmektedir. Vergi dönemi ise, istatistikî olarak anlamlı çıkmamıştır.

Bunlara ek olarak negatif şokların varyansı artırıcı olduęu gözlenmektedir. Negatif şokların daha fazla hata artırıcı olduęu daha önce açıklanmıştır. Volatilitenin bu davranışı negatif şokların Bist100 getiri oynaklığı için daha önemli olduęunu göstermektedir.

Deęişkenlerin getiri üzerindeki etkilerine bakıldığında ise, maksimum sıcaklık, minimum sıcaklık, ortalama sıcaklık, Global güneş radyasyonu, güneşlenme süresi, gün uzunluğu deęişkenlerinin getiri üzerinde negatif etkisi olduęu görülmekte iken ortalama basınç, ortalama nem, ortalama bulutluluk, maksimum rüzgâr hızı, ortalama rüzgâr hızı, rüzgâr yönü, toplam yağış miktarı deęişkenlerinin ise getiriler üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduęu görülmektedir.

Genel olarak, İstanbul'un Sıcak bölgede yer alması nedeniyle, sıcaklık ve sıcaklık türevi deęişkenlerin getiriler üzerindeki etkisinin negatif ve bu sıcaklığı düşürücü etkilere sahip deęişkenlerin yani havayı serinletici etkenlerin ise getiriler üzerindeki etkisinin pozitif olduęu görülmektedir. Ortaya çıkan bu durum neticesiyle, sıcaklık ve sıcaklıkla alakalı deęişkenlerin, İstanbul'daki yatırımcıları olumsuz yönde etkilendięi ve alınan yatırım kararları neticesiyle getirilerin düřtüęü gözlenmektedir. Mevcut sıcaklığı serinletici etkilere sahip dięer deęişkenlerin ise yatırımcılar üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduęu yapılan bu ampirik alıřmayla gözlenmiştir.

Borsada işlem yapan yatırımcıların, aracı kurumların, simsarlarının ve spekülâtörlerinin genelde İstanbul da yaşadığı varsayılmaktadır ve İstanbul dışındaki yatırımcıların da bu kişileri takip ettiği varsayımı altında sıcaklık ve sıcaklık türvlerinin yatırımcılar üzerindeki etkisi ‘Negatif’ ve havayı serinletici etkilerin ise yatırımcılar üzerinde etkisinin ‘Pozitif’ yönde olduğu gösterilmiştir.

Sonuç olarak, Etkin piyasalar hipoteziyle bağdaşmayan bu bulgular piyasaların etkin olmadığını, yatırımcı davranışlarından ve çevresel faktörlerden etkilendiğini açık bir şekilde göstermektedir. Yatırımcıların serin havalarda daha fazla getiri elde ettiği yapılan analiz neticesiyle ortaya konmuştur.

## **5.2. Öneriler**

### **5.2.1. Yatırımcılara Öneriler**

Yapılan bu tez çalışmasının sonuçları, Borsa İstanbul için piyasaların etkin olmadığını ve hava durumları olarak nitelendirdiğimiz değişkenlerden farklı yönlerde olmak kaydıyla getirilerin etkilendiğini göstermektedir. İstanbul sıcak bir bölgede yer almaktadır ve bundan dolayı, çok sıcak ve çok soğuk havalarda piyasaların negatif yönde etkilendiğini ve diğer taraftan sıcak havaları serinletici etkiye sahip diğer değişkenlerinde getiriler üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğunu kanıtlamıştır. Bu sonuçlar neticesinde, BİST’e yatırım yapmak isteyen bireylerin hava durumlarını dikkate alması gerektiğini ve gelecekte oluşacak fiyatların ne yönde olacağını tahmin etmede bu değişkenlerin işe yarayacağını söylenebilir.

### **5.2.2. Araştırmacılara Öneriler ve Çalışmanın Kısıtları**

Yapılan bu tez çalışmasında değişken olarak alınan veriler sırasıyla; Maksimum Sıcaklık, Minimum Sıcaklık, Ortalama Sıcaklık, Ortalama Basınç, Ortalama Nem, Bulutluluk, Maksimum Rüzgâr Hızı, Ortalama Rüzgâr Hızı, Rüzgâr Yönü, Global Güneş Radyasyonu, Güneşlenme Süresi, Toplam Yağış Miktarı ve

Gün Uzunluğu (MDD-SAD)' dur. Bizden sonra bu alanda çalışma yapmak isteyen arařtırmacılar bu deęiřkenlere yenilerini ekleyebilirler.

Ayrıca bizim çalışmamızda sadece İstanbulun yerel hava durumları dikkate alınmıştır. Daha sonraki çalışmalarda bu lokasyonlar genişletilebilir. Örneğin Türkiye için; İstanbul, Ankara, İzmir gibi... Bunlara ek olarak, şehirlerin nüfus yoğunluklarında dikkate alınarak detaylı bir çalışma yapılabilir.

Ay döngüleri (moon cycle)'nin de yabancı literatürde çalışıldığını görmekteyiz. Türkiye örneğinde, bu bağımsız deęiřken kullanılarak yapılan bir çalışmaya ihtiyaç vardır.

Bağımlı deęiřken olarak sadece BİST100'ü dikkate aldığımızdan dolayı sonraki çalışmalarda arařtırmacılar, hesaplanan dięer Endeksler için bu çalışmayı genişletebilir.

Son olarak, yabancı literatürde yer alan ama bu kısa tez çalışmasında zaman açısından uygulama fırsatı bulunamayan dięer örneklem yöntemleri;

- Bireysel yatırım hareketleri üzerinden hava durumlarının getiriler üzerindeki etkisi,
- Örneklem olarak seçilecek hisse senetlerinin alım/satım günündeki hava durumlarına göre deęiřkenliğinin incelenmesi şeklinde olabilir.

## KAYNAKLAR

Abdiođlu A., Deđirmenci N., (2013), “İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Mevsimsel Anomaliler”, Business And Economics Research Journal, Volume 4 Number 3 2013 ss. 55-73

Akar C., (2008), “Gelişmekte olan piyasalarda volatilitenin CHARMA ile Modellenmesi: Türkiye Örneđi”, Yönetim Ve Ekonomi Araştırma Dergisi, Bandırma, Sayı:09, Ss: 53-62.

Akhtari M., (2010), “Reassessment of the Weather Effect: Stock Prices and Wall Street Weather”, The Michigan Journal of Business, pp: 51-70, University of California, Berkeley.

Aksu T., (2006), “Gecelik Faiz Oranlarının Volatilitesinin Modellenmesinde Asimetrik GARCH Modelleri”, Yüksek Lisans Tezi, Marmara Üniversitesi, İstanbul.

Aktaş, H.; Kozođlu, M., “Haftanın Günleri Etkisinin İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’nda GARCH Modeli İle Test Edilmesi”, Finans, Politik & Ekonomik Yorumlar Dergisi, Cilt 44, Sayı 514, 2007, ss. 37-45.

Anuar M.N.; Shamsar M. (1993). “The Efficiency of the Kuala Lumpur Stock Exchange: A Collection of Empirical Findings, Malaysia”: Penerbitan Universiti Pertanian.

Atakan, T., (2008), “İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’nda Haftanın Günü Etkisi ve Ocak Ayı Anomalilerinin ARCH-GARCH Modelleri ile Test Edilmesi”, İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi, 37(2): 98-110.

Aytekin S., Sakarya Ş., (2014), “Ocak Ayı Anomalisi: Borsa İstanbul Endeksleri Üzerine Bir Uygulama”, Uluslararası Yönetim İktisat Ve İşletme Dergisi, Cilt 10, Sayı 23, 2014, Ss, 137-155.

Balaban, E., (1995). "Day of the week effects: New evidence from an emerging stock market", *Applied Economics Letters*, 2, 139–143.

Berument H.; Kıymaz, H., (2001), "The day of the week effect on Stock Market Volatility", *Journal of Economics and Finance*, 25, 2, pp. 181-193.

Board, J.L.; Sutcliffe, C.M., (1988), "The Weekend Effect in UK Stock Market Returns", *Journal of Business, Finance & Accounting*, 1988.,15: 199- 213.

Bollerslev T., (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity", *Journal of Econometrics*, 31, pp: 307-327.

Bollerslev T., (1987), "A Conditionally Heteroskedastic Time Series Model For Speculative Price and Rates of Return", *Journal of Econometrics*, 1542-547.

Boudreaux D.O., (1995), "The Monthly Effect In International Stock Markets: Evidence And Implications" *Journal Of Financial And Strategic Decisions* Vol., 8 No: 1, Spring, Pp:15-20.

Box G.E.P.; Jenkins G.M., (1976), "Time Series Analyses: Forecasting and Control", Rev. Ed.Holden-Day,Oakland, California.

Brooks, R.; Kim, H., (1997), The individual investor and the weekend effect: a reexamination with intraday data. *Quarterly Review of Economics and Finance* 37, 725–737.

Büyükalvarcı A.,(2010), "Ekonomik Krizler ve İMKB'nda Haftanın Günü Etkisi", *Muhasebe ve Finansman Dergisi (MUFAD)*, Sayı. 45, Ocak 2010, ss. 108–126.

Cao M.; Wei J., (2005a), "Stock Market Returns: A Note on Temperature Anomaly", *Journal of Banking and Finance*, Volume. 29, 1559-1573.



Cao M.; Wei J., (2005b), "An Expanded Study on the Stock Market Temperature Anomaly", working paper.

Chang T.; Nieh C.C., Yang M.J., Yang T.Y., (2006), "Are stock market returns related to the weather effects? Empirical evidence from Taiwan" *Physica A* 364 (2006), pp: 343–354.

Cheung K.C; Coutts J.A., (1999), "The January Effect And Monthly Seasonality In The Hang Seng Index: 1985-97", *Applied Economics Letters*, 6:2, pp: 121-123.

Cho, Y.H.; Linton, O., Whang, Y.J., (2007), "Are There Monday Effects In Stock Returns: A Stochastic Dominance Approach", *Journal Of Empirical Finance* 14, pp: 736–755.

Cohers, T.; Cohers, G. (1995), "The Impact of Firm Size Differences on the Day of the Week Effect: A Comparison of Major Stock Exchanges", *Applied Financial Economics*, 5, 151-60.

Cross, F., (1973), "The behavior of stock prices on Fridays and Mondays". *Financial Analysts Journal*, 29, 67–69.

Cullen M.M., (2003), "Are Stock Prices Related to New York's Climatic Conditions?", Honors thesis, Paper 2119, Western Michigan University.

Cunningham M.R., (1979), "Weather, Mood and Helping Behavior: Quasi-Experiments with the Sunshine Samaritan," *Journal of Personality and Social Psychology*, November (1979), 37, 1947-56.

Çinko M., (2006), "Etkin Piyasa Hipotezi: İMKB'de Haftanın Günü Etkisi ve Tatil Anomalisi", *TİSK Akademi Dergisi*. 1/2, 2006/II.

Çinko M., (2008), “İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Ocak ayı etkisi”, Doğu Üniversitesi Dergisi, 9(1), 47-54.

Çolak F.D., (2013), “Volatilitenin Modellenmesi Ve Öngörülmesinde Arch Modelleri: İmkb-100 Endeksi Üzerine Bir Uygulama” Yüksek Lisans Tezi, İstanbul Üniversitesi, İstanbul.

DeCarlo L.T., (1997), “On The Meaning And Use Of Kurtosis”, Psychological Methods, 1997, Volume 2, No 3, pp: 292-307.

Deyshappriya N. P. R., (2014), “An Empirical Investigation On Stock Market Anomalies: The Evidence From Colombo Stock Exchange In Sri Lanka”, International Journal Of Economics And Finance; Vol. 6, No. 3; 2014, Pp. 177-187.

Dickey D.A.; Fuller, W.A., (1979), “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root”, Journal of the American Statistical Association, Volume 74, Number 366.

Dickey, D.A.; Fuller, W.A., (1981), “Likelihood Ratio Statistics For Autoregressive Time Series With A Unit Root ”, Econometrica 49, pp.1057-1072.

Dimson E.; Mussavian M., (1998), “A Brief History of Market Efficiency”, European Financial Management, Vol: 4, No: 1.

Doane D.P.; Seward L.E., (2011), “Measuring Skewness: A Forgotten Statistic?”, Journal Of Statistics Education, Volume 19, Number 2.

Dong M.; Tremblay A., (2014) “Does the Weather Influence Global Stock Returns?”, 27th Australasian Finance and Banking Conference 2014 Paper: Available at SSRN <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstractid=2444035>

Dowling M.; Lucey B.M., (2005), “Weather, biorhythms, beliefs and stock returns Some preliminary Irish evidence” *International Review of Financial Analysis*, 14, 337–355.

Dubois, M.; Louvet, P., (1996). “The day-of-the-week effect: The international evidence”, *Journal of Banking & Finance*, 20, 1463–1484.

Ege İ., Topalođlu E.E., Cořkun D., (2012), “Davranıřsal Finans ve Anomaliler: Ocak Ayı Anomalisinin İMKB’de Test Edilmesi”, *Muhasebe ve Finansman Dergisi* Ekim/2012, I. Uluslararası Muhasebe ve Finans Sempozyumu,. Ss: 175-190.

Elma Ç.A, (2008), “Yapısal Kırılmalar Altında Birim Kök Testleri Veeřbütünleřme Analizi: Para Talebi İstikrarı”, *Yüksek Lisans Tezi*, Gazi Üniversitesi, Ankara.

Engle R.F.; Ng V.K., (1993), “Measuring And Testing The Impact Of News On Volatility”, *The Journal Of Finance*, Volume 48, No 5, pp.1749-1778.

Engle, R.F.; (1982), “Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation”, *Econometrica*, 50(4), pp. 987-1007.

Erdem M.S., (2011), “Geliřmiř Ve Geliřmekte Olan Menkul Kıymet Pazarında, Zayıf Formda Pazar Etkinliđi Ve Dönemsel Anomaliler Üzerine Ampirik Bir Uygulama”, *Doktora Tezi*, Erciyes Üniversitesi, Kayseri.

Ergül, N., Akel, V. Dumanođlu, S. (2009), “Haftanın Günü Etkisi İmkb İkinci Ulusal Pazar’da Geçerli Midir?”, *Maliye Finans Yazıları Dergisi*, 22(82),ss, 47-64.

Fama, E.F., (1965a), *The Behaviour of Stock Market Prices*, *The Journal of Business*, Vol. 38, No: 1, 1965.

Fama, E.F., (1965b), "Random Walks in Stock Market Prices", Financial Analysts Journal, Vol.XXI, No.5, 1965.

Fama, E.F., (1970), "Efficient Capital Markets: A Review Theory and Empirical Work", The Journal of Finance, Vol. 25, No: 2, 1970.

Fountas S.; Segredakis K.N., (2002), "Emerging Stock Markets Return Seasonalities: The January Effect And The Tax-Loss Selling Hypothesis", Applied Financial Economics, 12:4, Pp: 291-299.

French, K.R., (1980), "Stock Returns and the Weekend Effect", The Journal of Financial Economics. 8 (1), pp. 55-69.

Garrett, I.; Kamstra, M., Kramer, L., (2005), "Winter blues and time variation in the price of risk" Journal of Empirical Finance, Elsevier, 12, pp. 291–316.

Gibbons, M.R.; Hess, P., (1981), "Day of the week effects and asset returns", Journal of Business, 54, 579–596.

Glosten L.; Jagannathan R., Runkle D., (1993) "On The Relationship Between The Expected Value And The Volatility Of The Nominal Excess Returns On Stocks", Journal Of. Finance, Volume 48 (5) pp. 1779–1801.

Goetzmann W. N.; Zhu N., (2005), "Rain or Shine: Where is the Weather Effect?" European Financial Management, Vol. 11, No. 5, 559–578.

Göksu A., (2013), "Portföy Yatırım Kararlarında Davranışsal Finansın Etkisi: Borsa İstanbul Uygulaması", Yüksek Lisans Tezi, Beykent Üniversitesi, İstanbul.

Göktaş P., (2007), "Mevsimsel Zaman Serilerinde Birim Kök Testlerinin Karşılaştırılmasına İlişkin Bir Simulasyon Çalışması", Yüksek Lisans Tezi, Anklara Üniversitesi. Ankara.

Granger C.W.J.; Newbold P., (1974), “Spurious Regression In Econometrics”, Journal Of Econometrics 2(1974), pp. 111-120.

Gu, A. Y., (2004), “The reversing weekend effect: Evidence from the U.S. equity markets”, Review of Quantitative Finance and Accounting, 22, 5–14.

Gujarati, D.N., (2012), “Temel Ekonometri”, Beşinci Basımdan Çeviri, (Çeviren; Ümit Şenesen ve Gülay Günlük Şenesen), Literatür Yayınları, İstanbul.

Gümüş F.B., Durmuşkaya S., (2015), “ Vadeli İşlem Piyasalarında Haftanın Günleri Etkisi Ve Tatil Anomalisinin Tespiti Üzerine Bir Analiz”, NİĞde Üniversitesi, İktisadi İdari Bilimler Fakültesi Drgisi, Yıl: Ocak 2015, Cilt Sayı: 8 (1), Ss: 43-52.

Güneysu F., (2011), “Hisse Senedi Piyasasında Görünen Anomaliler ve İMKB’ de Gün Etkisinin İncelenmesi”, Yüksek Lisans Tezi, Karadeniz Teknik Üniversitesi, Trabzon.

Gürsakal S., (2011), “GARCH Modelleri Ve Varyans Kırılması: İMKB örneği” Ç.Ü. Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, Cilt 20, Sayı 3, 2011, Sayfa 161-178

Güvenek B.; Apteekin V., Çetinkaya M., (2010), “Eflasyon Ve Dolaylı Vegilerden Elde Edilen Gelirler Arasındaki İlişkinin VAR Yöntemiyle Analizi”, Kamu-iş, cilt 11, Sayı 3, 2010, ss. 1-28.

Güzel V., (2007), “Finansal Risk Değerinin Belirlenmesinde Kullanılan Sayısal Yöntemler: Arch/Garch Modelleriyle İmkb Uygulaması” Yüksek Lisans Tezi, Marmara Üniversitesi İstanbul.

Harris, L., (1986), “An examination of the robustness of the week-end effect”, Journal of Financial and Quantitative Analysis, 24, 133–156.

Hepşen A., (2012), “Calendar Anomalies and Turkish Real Estate Investment Trusts (REITs)”, International Journal of Economics and Finance Vol. 4, No. 3; March 2012.

Hirshleifer, D.; Shumway, T., (2003), “Good Day Sunshine: Stock Returns and the Weather” *The Journal of Finance*, Vol. 58, No. 3., pp. 1009-1032.

Holden, K.; Thompson J., (1992), “Cointegration: An Introductory Survey”, *British Review Of Economic Issues*.

Howarth, E.; Hoffman M.S., (1984), “A multidimensional approach to the relationship between mood and weather”, *British Journal of Psychology* 75, 15–23.

İğde E., (2010), “Yapısal Değişiklik Altında Birim Kök Testleri Ve Bazı Makro İktisadi Değişkenler Üzerine Uygulamalar”, Yüksek Lisans Tezi, Çukurova Üniversitesi, Adana.

Jaffe, J.; Westerfield, R. (1985), “The week-end effect in common stock returns: The international evidence”, *Journal of Finance*, 40, 433–454.

Kale İ., (2006), “Volatilite Değerleme Ve Tahminin İçin GARCH Modellerinin Kullanımı”, Yüksek Lisans Tezi, Marmara Üniversitesi, İstanbul.

Kamstra M. J.; Kramer L.A., Levi M.D., (2003). “Winter Blues: A SAD stock market cycle”, *The American Economic Review* 93, pp.324–343.

Karan, M.B.; Uygur, A., (2001)“İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’nda Haftanın Günleri ve Ocak Ayı Etkilerinin Firma Büyüklüğü Açısından Değerlendirilmesi, *Ankara Üniversitesi, Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi*, Sayı 56, No: 2, 2001, ss.103-115.

Keef S.P.; Roush M.L., (2002), “The weather and stock returns in New Zealand”, *Quarterly Journal of. Business and. Economics*. press. 41, pp. 61–79.

Keef S.P.; Roush M.L., (2005a), “Stock prices and Wall Street weather: revisited”, *Eurasian Review of Economics and Finance*, p. 1, pp. 31–44.

Keef S.P.; Roush M.L., (2005b), "Influence of weather on New Zealand financial securities" *Accounting and Finance*, 45, (2005), 415–437.

Keim, D.; Stambaugh, R. (1984), "A further investigation of weekend effect in stock returns", *Journal of Finance*, 39, pp. 819–840.

Kennedy P., (2003), "A Guide to Econometrics", Simon Fraser University, Blackwell Publishing.

Kıyılar M.; Karakaş C., (2005), "İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda Zamana Dayalı Anomalilere Yönelik Bir İnceleme", *Istanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi İşletme İktisadi Enstitüsü Yönetim Dergisi*, Yıl: 16, Sayı: 52, Ekim 2005, Sayfa: 17-25.

Kok, K.L.; Wong. Y.C., (2004), "Seasonal Anomalies of Stocks in ASEAN Equity Markets." *Sunway College Journal* 1: 1-11.

Konak F., Kendirli S., (2014) "Yılın Ayları Etkisi'nin Borsa İstanbul 100 Endeksi'nde Garch (1,1) Modeli İle Test Edilmesi", *Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi İktisadi Ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi* Cilt:4, Sayı:2, Ss: 137-146.

Korkmaz T.; Başaran Ü., Cevik E.İ., (2010), "Yaz Saati Uygulaması Anomalisinin İmkb 100 Endeks Getirisine Etkisinin Test Edilmesi", *Ege Akademik Bakış*, Cilt: 10, Sayı: 4, Ekim 2010, Ss. 1139 – 1153.

Kramer W.; Runde. R., (1997), "Stocks and the Weather: An Exercise in Data Mining or Yet Another Capital Market Anomaly?" *Empirical Economics* 22 (1997): 637-641.

Küçüksille E., (2012), "İMKB Endekslerinde Ocak Ayı Etkisinin Test Edilmesi", *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, Ocak 2012, Ss: 129-138.

Kwiatkowski D.; Phillips, P.C.B., Schmidt, P., Shin, Y., (1992), "Testing The Null Hypothesis Of Stationarity Against The Alternative Of A Unit Root: How Sure Are We Econometric Time Series Have Unit Root?" *Journal Of . Econometrics* 54 (1992) 159–178.

Lakonishok, J.; Levi, M. (1982), "Weekend effects in stock returns: A note", *Journal of Finance*, 37(3), 883–889.

Lenkkeri V.; Marquering V., Strunkmann B.M., (2006), "The Friday Effect In European Securitized Real Estate Index Returns", *J Real Estate Finan Econ* (2006) 33: pp., 31–50.

Li J.; Gong J., (2015), "Volatility Risk and January Effect: Evidence from Japan" *International Journal of Economics and Finance*; Vol. 7, No. 6; 2015.

Loewenstein G.; Weber E., Hsee C., Welch N., (2001), "Risk As Feelings. *Psychological Bulletin*" 127, pp. 267–286.

Loughran T.; Schultz P., (2004), "Weather, Stock Returns, and the Impact of Localized Trading Behavior" *Forthcoming in the Journal of Financial and Quantitative Analysis*, press 39, pp.343-364.

Metin K.; Muradođlu G., Yazıcı B., (1997), "İstanbul Menkul Kıymetler Borsası' da Gün Etkilerinin İncelenmesi", *İMKB Dergisi Cilt: 1 No: 4, Ekim-Aralık 1997*, ss: 15-25.

Mirza H.H.; Asghar M.J.K.A., Mushtaq N., (2012), "Stock Market Returns and Weather Anomaly: Evidence from an Emerging Economy" *Journal of Economics and Behavioral Studies* Vol. 4, No. 5, pp. 239-244, May 2012 (ISSN: 2220-6140).



Muratođlu Y., (2011), “Ekonomik Byme Ve İřsizlik Arasındaki Asimetrik İliřki Ve Trkiye’de Okun Yasasının Sınanması” Yksek Lisans Tezi, Hitit niversitesi, orum.

Negeswari P.; Selvam M., Gayathri J., (2011), “ Analysis Of Monday Effect On Indian Stock Market”, Research Journal Of Business Management 5 (4): ss. 170-177.

Nik Maheran N.m.; Nik Muhd Naziman A.R.,(2010), “Efficient Market Hypothesis and Market Anomaly: Evidence from Day-of-the Week Effect of Malaysian Exchange”, International Journal of Economics and Finance Vol. 2, No. 2; pp., 35-42.

zden .H., (2008), “İmkb Bileřik 100 Endeksi Getiri Volatilitesinin Analizi” İstanbul Ticaret niversitesi Sosyal Bilimler Dergisi Yıl:7 Sayı:13 Bahar 2008 S.339-350.

zer G., (1996), "Hisse senedi piyasalarında Ocak Etkisi ve İMKB'da Uygulamalı Bir Analiz", Defter-i Kebir, Ocak 1996, s. 34-38.

zer G.; zcan M., (2002), ‘İMKB de Ocak Ayı Etkisi, Etkinin Srekliliđi Firma Byklđ ve Portfy Denkleřtirmesi zerine Deneysel Bir arařtırma’, Sleyman Demirel niversitesi İİBF Dergisi, Cilt 7, Sayı 2, 133-158.

zer G.; Ycel R., (2003), “İMKB’ De Haftanın Gn Etkisi ve 1988-2001 Dneminde Geerliliđi”, nc Sektr Kooperatifilik, Ocak-řubat-Mart 2003, Sayı: 139, Sayfa: 29-45.

ztaner Y.B.; Kahraman A., alıřkan E., Tanrıver ř.T., Kahya C., Aksoy B., İncecik S.,Topu S., Aslan Z., Barutu B., Sezen İ., Sakarya S., Deniz A., (2014), “Aık Gkyz řartlarında Global Gneř Radyasyonunun WRF Modeli İle Kısa Vadeli Tahmininde Aerosol Etkisinin Deđerlendirilmesi”, Hava Kirliliđi Arařtırma Dergisi, 3 (2014)2-11.

Öztürk M.; Özek N., Berkama B., (2012), "Isparta İçin Aylık Ortalama Günlük Global Güneş Radyasyonu Tahmininde Mevcut Olan Bazı Modellerin Karşılaştırılması", Pamukkale Üniversitesi Mühendislik Bilimleri Dergisi, Cilt 18, Sayı 1, Sayfa 13-27.

Pardo A., Valor E., (2003) "Spanish Stock Returns: Where is the Weather Effect?" European Financial Management, Vol. 9, No. 1, 2003, pp.117–126.

Patev, P. G.; Lyroudi, K. and Kanaryan, N. K. (2003). The Day of the Week Effect in the Central European Transition Stock Markets. Tsenov Academy of Economics Finance and Credit Working Paper, No. 03-06.

Persinger M.S., (1975), "Lag Responses in Mood Reports to Changes in the Weather Ma-trix," International Journal of Biometeo-rology, 1975, 19, 108-14.

Phillips P.C.B.; Perron P., (1988), "Testing For A Unit Root İn Time Series Regression", Biometrika 75, pp. 335-346.

Rogalski, R. (1984), "New findings regarding day-of-the-week returns over trading and non-trading periods", A note. Journal of Finance, 34, 1603–1614.

Sanders J.L.; Brizzolara M.S., (1982), "Relationships Between Mood and Weather," Journal of General Psychology, July 1982, 107, 157-8.

Saunders, E.M.Jr., (1993), "Stock Prices and Wall Street Weather" ,The American Economic Review, Vol. 83, No. 5 (Dec., 1993), pp. 1337-1345.

Schwartz N.; Clore G.L.; (1983), "Mood, misattribution, and judgments of well-being: informative and directive functions of affective states", J. Personal. Soc. Psychol. p. 45, pp. 513–23.

Schwartz N., (1990), "Feelings as information: informational and motivational functions of affective states. In Higgins and Sorrentino", Handbook of Motivation and Cognition New- York, Guildford Press. 2, pp. 527-561.

Schwert G. W., (1989), "Why Does Stock Market Volatility Change Over Time?" Journal of Finance, (December 1989), 44, 1115-53.

Sevüktekin M.; Nargeleçekenler, M., (2005), "Zaman Serileri Analizi", Nobel Yayın Dağıtım, Ankara.

Sevüktekin, M.; Nargeleçekenler M., (2006), "İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Getiri Volatilitésinin Modellenmesi Ve Önráporlanması", Ankara Üniversitesi SBF Dergisi, Cilt 61, Sayı 4, 2006.

Shiller R.J., (1998), "Human Behavior and the Efficiency of the Financial System" Cowles Foundation Discussion Paper No. 1172

Smirlock, M.; Starks, L., (1986), "Day-of-the-week and intraday effects in stock returns", Journal of Financial Economics, 17, 197–210.

Songül H., (2010), "Otoregresif Kosullu Deęişen Varyans Modelleri:Döviz Kurları Üzerine Uygulama" Uzmanlık Yeterlilik Tezi, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Araştırma Ve Para Politikası Genel Müdürlüğü Ocak 2010, Ankara.

Sriboonchitta S.; Chitip P., Sriwichailamphan T., Chaiboonsri C., (2011), "Stock market returns and the temperature effect:Thailand" Journal of Research in International Business and Management Vol. 1(1) pp. 012-016 February 2011.

Şentürk M.; Dücan E., (2014), “Türkiyede Döviz Kuru-Faiz Oranı Ve Borsa Getirisi İlişkisi: Ampirik Bir Analizi”, Business And Economics Research Journal, Volume 5, Number 3, 2014, pp 67-80, ISSN 1309-2448.

Tang, G.Y.N.; Kwok, K. (1997) “Day of the Week Effect in International Portfolio Diversification: January vs Non-January”, Japan World Economics, 9, 335-352.

Theobald M.; Price, V., (1984). “Seasonality Estimation in Thin Markets.” The Journal of Finance 39(2), pp. 377–392.

Trombley M.A., (1997), “Stock prices and wall street weather” , additional evidence”, quarterly journal of business and economics 36, pp. 11-21

Tufan E.; Hamarat B., (2004), “Do Cloudy Days Affect Stock Exchange Returns: Stock Exchange” Journal of Naval Science and Engineering, Vol. 2, No.1, pp.117-126, January 2004.

Tunçel A.K., (2012), “İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Yılın Ayı Etkisi”, Yönetim Bilimleri Dergisi Cilt: 10, Sayı: 19, Ss. 1-30.

Vlady S., (2010), “Causality Of Weather Conditions In Australian Stock Equity Returns” Revista Tinerilor Economişti (The Young Economists Journal), pp.161-175.

Wang, K.; Li, Y., Erickson, J. (1997). “A new look at the Monday effect”. Journal of Finance, 52, 2171–2186.

Watson D., (2000), “Situational and environmental influence on mood, Mood and Temperament”, Chapter 3, Guilford Press, New York, pp. 62–103.

Worthington A., (2009) “An Empirical Note on Weather Effects in the Australian Stock Market” *Economic Papers*, Vol. 28, No. 2, June, 2009, 148–154.

Yılanıcı V., (2007), “Eşik Otoregresif Modellemelerde Birim Kök Testi İle Satın Alma Gücü Paritesinin Geçerliliğinin Sınanması”, Yüksek Lisans Tezi, İstanbul Üniversitesi, İstanbul.

Yılanıcı V. (2013), Halloween etkisinin İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında geçerliliğinin testi. *Siyaset, Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi*, 1(1), 21-30.

Yoon, S.M.; Kang S.H., (2009), “Weather effects on returns: Evidence from the Korean stock market”, *Physica A* 388 (2009) 682-690.

Zakoian J.M., (1994), “Threshold Heteroskedastic Models”, *Journal Of Economic Dynamics And Control*, Elsevier, Volume18(5), Pp. 931-955.

## **Web Adresleri;**

Web1, (2014), <http://www.koeri.boun.edu.tr/astronomy/dogus-batis/Istanbul.htm>  
, (Eriřim Tarihi: 26.12.2014)

Web2, (2015) [https://tr.wikipedia.org/wiki/Ana\\_Sayfa](https://tr.wikipedia.org/wiki/Ana_Sayfa) ,(Eriřim Tarihi 09.06.2015).

Web3, (2014), <http://tumas.mgm.gov.tr/wps/portal/> , (Eriřim Tarihi: 17.09.2014).

Web4, (2014), <http://www.mgm.gov.tr/> , (Eriřim Tarihi: 17.09.2014).

Web5, (2015), <http://www.istanbul.mgm.gov.tr/> , (Eriřim Tarihi:04.02.2015).

Web6, (2014), <http://www.borsaistanbul.com/> , (Eriřim Tarihi:10.09.2014).

Web7, (2015), <http://brownmath.com/stat/shape.htm> , (Eriřim Tarihi:  
29.06.2015).

## ÖZGEÇMİŞ

MUHAMMED YILMAZ, 1988 yılında Yozgat'ın Sarıkaya ilçesinde dünyaya gelmiştir. İlk, orta ve lise eğitim-öğretim hayatını Sarıkayada tamamlamıştır. 2008 yılında kazandığı Gebze Yüksek Teknoloji Enstitüsü İşletme Fakültesi İşletme Bölümünü 2013 Yılında Fakülte/Bölüm Birincisi olarak tamamlamıştır. Aynı yıl içerisinde Gebze Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İşletme Ana Bilim Dalı' nı kazanmış ve 2015 yılında mezun olmuştur.