

BİST'teki Ulaştırma Sektörü Firmalarının Verilerinin Modellenmesi ve Tahmini için
Koşullu ve Koşulsuz Sermaye Varlıkları Fiyatlandırma Modelinin Performans
Karşılaştırması

Taner Aksoy

YÜKSEK LİSANS TEZİ

İstatistik Anabilim Dalı

Ocak 2020

The Performance Comparison of Conditional and Unconditional Capital Asset Pricing
Model for Modeling and Forecasting Data of Transportation Companies in BIST

Taner Aksoy

MASTER OF SCIENCE THESIS

Department of Statistics

January 2020

BİST'teki Ulaştırma Sektörü Firmalarının Verilerinin Modellenmesi ve Tahmini için
Koşullu ve Koşulsuz Sermaye Varlıkları Fiyatlandırma Modelinin Performans
Karşılaştırması

Taner Aksoy

Eskişehir Osmangazi Üniversitesi

Fen Bilimleri Enstitüsü

Lisansüstü Yönetmeliği Uyarınca

İstatistik Anabilim Dalı

Risk Analizi Bilim Dalında

YÜKSEK LİSANS TEZİ

Olarak Hazırlanmıştır

Danışman: Dr. Öğr. Üyesi Serdar Neslihanoglu

Ocak 2020

ONAY

İstatistik Anabilim Dalı Yüksek Lisans öğrencisi Taner Aksoy'un YÜKSEK LİSANS tezi olarak hazırladığı "BİST'teki Ulaştırma Sektörü Firmalarının Verilerinin Modellenmesi ve Tahmini için Koşullu ve Koşulsuz Sermaye Varlıkları Fiyatlandırma Modelinin Performans Karşılaştırması" başlıklı bu çalışma, jürimizce lisansüstü yönetmeliğin ilgili maddeleri uyarınca değerlendirilerek oybirliği ile kabul edilmiştir.

Danışman: Dr. Öğr. Üyesi Serdar Neslihanoglu

İkinci Danışman: -

Yüksek Lisans Tez Savunma Jürisi:

Üye: Dr. Öğr. Üyesi Serdar Neslihanoglu

Üye: Dr. Öğr. Üyesi Yakup Murat Bulut

Üye: Dr. Öğr. Üyesi Gül İnan

Fen Bilimleri Enstitüsü Yönetim Kurulu'nun tarih ve
..... sayılı kararıyla onaylanmıştır.

Prof. Dr. Hürriyet ERŞAHAN

Enstitü Müdürü

ETİK BEYAN

Eskişehir Osmangazi Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü tez yazım kılavuzuna göre, Dr. Öğr. Üyesi Serdar Neslihanoglu danışmanlığında hazırlamış olduğum “BİST’teki Ulaştırma Sektörü Firmalarının Verilerinin Modellenmesi ve Tahmini için Koşullu ve Koşulsuz Sermaye Varlıkları Fiyatlandırma Modelinin Performans Karşılaştırması” başlıklı YÜKSEK LİSANS tezimin özgün bir çalışma olduğunu; tez çalışmamın tüm aşamalarında bilimsel etik ilke ve kurallara uygun davrandığımı; tezimde verdiğim bilgileri, verileri akademik ve bilimsel etik ilke ve kurallara uygun olarak elde ettiğimi; tez çalışmamda yararlandığım eserlerin tümüne atıf yaptığımı ve kaynak gösterdiğimi ve bilgi, belge ve sonuçları bilimsel etik ve kurallara göre sunduğumu beyan ederim. 06/01/2020

Taner Aksoy

ÖZET

Globalleşme ve dijitalleşmenin bir sonucu olarak küresel finansal piyasalar birbirleri ile daha hızlı bir etkileşim içerisinde olmasıyla birlikte bu piyasalardaki dalgalanmalar hızlı bir şekilde yön değiştirmektedir. Bu durumun bir sonucu olarak finansal piyasa risklerinin modellenmesi ve tahmininin en az hata ile yapılmasının önemi yatırımcılar ve araştırmacılar açısından günden güne artmaktadır. Bu amaç doğrultusunda araştırmacılar tarafından sıklıkla finansal piyasa riskinin bir ölçüsü olarak tanımlanan durağan beta parametresine olanak sağlayan koşulsuz Sermaye Varlıkları Fiyatlandırma Modeli (SVFM) (Doğrusal Piyasa Modeli (DPM) ile tutarlı) kullanılır. Fakat araştırmalarda finansal piyasalardaki hızlı şekilde yön değiştiren dalgalanmalardan dolayı SVFM'nin performansının finansal piyasa risklerinin modellenmesi ve tahmini için yeterli olmadığı ve bu duruma karşı zamanla değişen beta parametrelerine olanak sağlayan Koşullu SVFM (K-SVFM) (Zamana bağlı değişen Doğrusal Piyasa Modeli (Z-DPM) ile tutarlı) önerilmiştir. Bu tezin temel odak noktası olan SFVM ve K-SFVM'lerini modelleme ve gelecek 1 yıllık tahmin performanslarını karşılaştırmak amacıyla Borsa İstanbul A.Ş. (BIST)'de işlem gören ulaştırma sektöründe yer alan 5 farklı firmanın 01.08.2014-01.08.2019 dönemindeki günlük ve haftalık frekans değerlerini kapsayan veriler kullanılmıştır. Burada, K-SVFM'deki zamana bağlı değişen betaların modellenmesi ve tahmini için koşullu değişen varyans modellerine olanak sağlayan GARCH-tipi modellerden olan GARCH, EGARCH ve GJRGARCH modelleri kullanılmıştır. Sonuçta, MAE ve MSE model kıyaslama kriterlerine göre, genel olarak K-SVFM'nin performansının SVFM'ye göre ulaştırma sektöründeki 5 farklı firmanın verilerinin modellenmesi ve özellikle yatırımcılar ve araştırmacılar açısından önemli olan bu verilerin 1 yıllık gelecek tahmini aşamasında hem günlük hemde haftalık frekans sıklıklarında daha üstün olduğu görülmektedir.

Anahtar Kelimeler: Beta Riski, GARCH-tipi Modeller, Sermaye Varlıkları Fiyatlandırma Modeli, Ulaştırma Sektörü, Zamana Bağlı Değişen Doğrusal Piyasa Modeli

SUMMARY

As global financial markets interact more rapidly with each other as a result of globalization and digitalization, fluctuations in these markets are rapidly changing direction. As a result of this situation, the importance of modeling and estimating financial market risks with minimum errors increases day by day for investors and researchers. To this end, researchers often use the unconditional Capital Asset Pricing Model (SVFM) (consistent with the Linear Market Model (DPM)), which allows for a stable beta parameter, which is often defined as a measure of financial market risk. However, in researches, due to the rapidly changing direction of the fluctuations in financial markets, modeling the financial market risks of SVFM's performance and is not sufficient for modelling and forecasting analyses and against this situation a Conditional SVFM (K-SVFM) (consistent with Time-varying Linear Market Model (Z-DPM)) Model is proposed which allows time-varying beta parameters. The main focus of this thesis is modeling of SFVM and K-SFVM in order to compare the performance of the next 1-year forecast, Borsa İstanbul A.Ş. (BIST), which includes the daily and weekly frequency values of 5 different companies in the transportation sector traded on the date of 01.08.2014-01.08.2019. Here, modeling of beta based on time in K-SVFM and enabling of conditionally varying variance models for estimation, type of GARCH models, GARCH, EGARCH and GJRGARCH models are used. As a result, according to the MAE and MSE model benchmarking criteria, generally, the performance of K-SVFM is modeled according to the data of the 5 different companies in the transport sector according to SVFM and these data, which are especially important for investors and researchers, are more superior in both daily and weekly frequencies in the 1-year future forecast stage.

Keywords: Beta Risk, GARCH-type Models, Capital Asset Pricing Model, Transportation Sector, Time-varying Linear Market Model

TEŞEKKÜR

Bu çalışmanın gerçekleştirilmesinde, istatistik ve finans alanında değerli bilgilerini benimle paylaşan, bana kıymetli zamanını ayıran, desteğini hiç esirgemeyen çok kıymetli danışmanım Dr. Öğr. Üyesi Serdar NESLİHANOĞLU'na sonsuz şükran ve iyi dileklerimi sunuyorum. Ayrıca, bu çalışmamda benden desteklerini hiç esirgemeyen, bilgileri ile bana büyük katkılar sağlayan Merve PAKER, Ömer ÖZDEN ve İbrahim Edibali ATALAY'a sonsuz teşekkürlerimi sunarım.

Ayrıca bu süreç içerisinde benden maddi manevi desteklerini esirgemeyen aileme, yüksek lisans için bana gerekli özveri ve kolaylığı sağlayan çalıştığım kurum S.S. Bursa Eczacılar Kooperatifi'ne de destekleri için minnettarlığımı sunmayı bir borç bilirim. Son olarak, fikir ve görüşleriyle çalışmama destek ve katkı olan tez savunma jürisi üyelerine de en içten dileklerimi ve saygılarımı sunarım.

İÇİNDEKİLER

Sayfa

ÖZET	vi
SUMMARY	vii
TEŞEKKÜR	viii
İÇİNDEKİLER	ix
ŞEKİLLER DİZİNİ	xi
ÇİZELGELER DİZİNİ	xii
SİMGELER VE KISALTMALAR DİZİNİ	xiv
1. GİRİŞ VE AMAÇ	1
2. LİTERATÜR ARAŞTIRMASI	3
3. MATERYAL VE YÖNTEM	7
3.1. Finansal Yöntem	7
3.1.1. Sermaye Varlıkları Fiyatlandırma Modeli (SVFM)	7
3.1.2. Doğrusal Piyasa Modeli (DPM)	8
3.2. İstatistiksel Yöntem	10
3.2.1. Doğrusal Model	10
3.2.2. Tahmin	10
3.3. GARCH-tipi Modeller	12
3.3.1. GARCH	12
3.3.2. GJRGARCH	13
3.3.3. EGARCH	14
3.4. En Çok Olabilirlik Tahmini (MLE)	14
3.5. Model Kıyaslama Kriterleri	16
3.6. Model Teşhisi	17
3.6.1. Normallik	17
3.6.2. Değişen Varyans	18
3.6.3. Otokorelasyon	18

İÇİNDEKİLER (devam)**Sayfa**

4. BULGULAR VE TARTIŞMA	19
4.1 Veri Tanımı	19
4.2 Verilerin Modellenmesi	23
4.3 Verilerin Tahmini	28
4.4 Verilerin Modellenmesi Aşamasındaki GARCH-tipi Modellerinin Parametre Tahminleri	31
4.5 DPM ve Z-DPM Modellerindeki Beta Tahminlerinin Özeti ve Grafikleri.....	37
4.6 Z-DPM Modellenmesindeki GARCH tipi Modellerin Artıklarının Testleri	45
5. SONUÇ VE ÖNERİLER	50
KAYNAKLAR DİZİNİ	52

ŞEKİLLER DİZİNİ

Sekil	Sayfa
4.1. BIST 100 ve 5 ulařtırma firmasının gnlk ařırđ getirilerine ait zaman serisi grafikleri	22
4.2. BIST 100 ve 5 ulařtırma firmasının haftalık ařırđ getirilerine ait zaman serisi grafikleri	22
4.3. Gnlk BEYAZ (a), CLEBI (b), DOCO (c), PGSUS (d) ve THYAO (e) firmalarının verilerinin DPM modeli ierisinde EKK ve Z-DPM modeli ierisinde GARCH modeliyle elde edilen beta ve zamana baėlı deėiřen betaların grafikleri.....	42
4.3. Gnlk BEYAZ (a), CLEBI (b), DOCO (c), PGSUS (d) ve THYAO (e) firmaların verilerinin DPM modeli ierisinde EKK ve Z-DPM modeli ierisinde GARCH modeliyle elde edilen beta ve zamana baėlı deėiřen betaların grafikleri (devam)	43
4.4. Haftalık BEYAZ (a), CLEBI (b), DOCO (c), PGSUS (d) ve THYAO (e) firmalarının verilerinin DPM modeli ierisinde EKK ve Z-DPM modeli ierisinde GJRGARCH modeliyle elde edilen beta ve zamana baėlı deėiřen betaların grafikleri.....	43
4.4. Haftalık BEYAZ (a), CLEBI (b), DOCO (c), PGSUS (d) ve THYAO (e) firmalarının verilerinin DPM modeli ierisinde EKK ve Z-DPM modeli ierisinde GJRGARCH modeliyle elde edilen beta ve zamana baėlı deėiřen betaların grafikleri (devam)	44

ÇİZELGELER DİZİNİ

<u>Cizelge</u>	<u>Sayfa</u>
4.1. Günlük ve haftalık verilerin tanımlayıcı ve test istatistikleri	19
4.1. Günlük ve haftalık verilerin tanımlayıcı ve test istatistikleri (devam)	20
4.2. MAE($\times 10^2$) kriteri ile modellerin verileri modelleme performanslarının karşılaştırmaları.....	25
4.3. MSE($\times 10^4$) kriteri ile modellerin verileri modelleme performanslarının karşılaştırmaları.....	26
4.3. MSE($\times 10^4$) kriteri ile modellerin verileri modelleme performanslarının karşılaştırmaları (devam)	27
4.4. MAE($\times 10^2$) kriteri ile modellerin verilerin tahmin performanslarının karşılaştırmaları.....	28
4.4. MAE($\times 10^2$) kriteri ile modellerin verilerin tahmin performanslarının karşılaştırmaları (devam)	29
4.5. MSE($\times 10^4$) kriteri ile modellerin verilerin tahmin performanslarının karşılaştırmaları.....	30
4.6. Günlük verilere ait GARCH-tipi modellerin koşullu varyans parametre tahminleri, AIC, BIC ve log olabilirlik ($\log L$) değerleri	32
4.6. Günlük verilere ait GARCH-tipi modellerin koşullu varyans parametre tahminleri, AIC, BIC ve log olabilirlik ($\log L$) değerleri (devam).....	33
4.6. Günlük verilere ait GARCH-tipi modellerin koşullu varyans parametre tahminleri, AIC, BIC ve log olabilirlik ($\log L$) değerleri (devam).....	34
4.7. Haftalık verilere ait GARCH-tipi modellerin koşullu varyans parametre tahminleri, AIC, BIC ve log olabilirlik ($\log L$) değerleri	34
4.7. Haftalık verilere ait GARCH-tipi modellerin koşullu varyans parametre tahminleri, AIC, BIC ve log olabilirlik ($\log L$) değerleri (devam).....	35
4.7. Haftalık verilere ait GARCH-tipi modellerin koşullu varyans parametre tahminleri, AIC, BIC ve log olabilirlik ($\log L$) değerleri (devam).....	36
4.8. Günlük veriler için DPM ve Z-DPM modellerindeki beta tanımlayıcı istatistikleri	37
4.8. Günlük veriler için DPM ve Z-DPM modellerindeki beta tanımlayıcı istatistikleri (devam)	38
4.8. Günlük veriler için DPM ve Z-DPM modellerindeki beta tanımlayıcı istatistikleri (devam)	39
4.9. Haftalık veriler için DPM ve Z-DPM modellerindeki beta tanımlayıcı istatistikleri ...	39
4.9. Haftalık veriler için DPM ve Z-DPM modellerindeki beta tanımlayıcı istatistikleri (devam)	40
4.9. Haftalık veriler için DPM ve Z-DPM modellerindeki beta tanımlayıcı istatistikleri (devam)	41

ÇİZELGELER DİZİNİ (devam)

<u>Cizelge</u>	<u>Sayfa</u>
4.10. Günlük verilerin Z-DPM modellenmesindeki GARCH-tipi modellerin artıklarının testleri	45
4.10. Günlük verilerin Z-DPM modellenmesindeki GARCH-tipi modellerin artıklarının testleri (devam)	46
4.10. Günlük verilerin Z-DPM modellenmesindeki GARCH-tipi modellerin artıklarının testleri (devam)	47
4.11. Haftalık verilerin Z-DPM modellenmesindeki GARCH-tipi modellerin artıklarının testleri	48
4.11. Haftalık verilerin Z-DPM modellenmesindeki GARCH-tipi modellerin artıklarının testleri (devam)	49

SİMGELER VE KISALTMALAR DİZİNİ

Simgeler

Açıklama

R_i	i . firma Getirisi
R_m	Portföy Getirisi
R_f	Risksiz Oran
α	Alfa Riski Parametresi
β	Beta Riski Parametresi
σ	Varyans Parametresi
ε	Artık Parametresi
ω	Omega Parametresi
θ_1	Theta Parametresi
ψ_1	Psi Parametresi
ζ_1	Zeta Parametresi

Kısaltmalar

Açıklama

SVFM	Koşulsuz Sermaye Varlıkları Fiyatlandırma Modeli
K-SVFM	Koşullu Sermaye Varlıkları Fiyatlandırma Modeli
DPM	Doğrusal Piyasa Modeli
Z-DPM	Zamana Bağlı Değişen Doğrusal Piyasa Modeli
BİST	Borsa İstanbul A.Ş.
İMKB	İstanbul Menkul Kıymetler Borsası
EKK	En Küçük Kareler Yöntemi
GARCH	Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
GJRGARCH	Glosten-Jagannathan-Runkle Genelleştirilmiş Otoregresif
EGARCH	Üstel Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
MAE	Ortalama Mutlak Hata
MSE	Ortalama Kare Hatası
AIC	Akaike Bilgi Kriteri
BIC	Bayes Bilgi Kriteri
RSS	Hata Kareler Toplamı
JB	Jarque-Bera Test İstatistiği
Het	Heteroscedasticity Test İstatistiği
LB	Ljung-Box Test İstatistiği

1. GİRİŞ VE AMAÇ

Finansal sistemi kaynak ihtiyacı olan girişimciler ile birikim sahibi olan yatırımcılar arasındaki kaynak alışverişini sağlayan kurumlar, tasarruf, yatırım, finansman araçları ve bunları düzenleyen kurallardan oluşan yapı olarak özetlemek mümkündür (<http://paramveben.org/finansal-sistem-nedir/>). Finansal sistem içinde işlem yapan bireyler, kurum ve kuruluşlar için oluşturdukları portföylerin getirisinin belirledikleri risk seviyesine göre yönlendirilmesi ve portföy risklerinin en az hata payı ile modellenmesi ve tahmini büyük önem taşımaktadır.

Portföyün risk seviyesinin ve beklenen getirisinin nasıl ölçülebileceğine ilk kez 1952 yılında yayınladığı makale ile değinen ve modern portföy kuramının temellerini oluşturan, Nobel ödüllü ekonomist Harry Markowitz'dir. Markowitz'in modern portföy kuramı baz alınarak Sharpe, Lintner ve Mossin tarafından 1960'lı yıllarda Sermaye Varlıkları Fiyatlandırma Modeli (SVFM) ortaya atılmıştır ve bu tez çalışmasında SVFM, koşulsuz SVFM olarak adlandırılmaktadır. Koşulsuz SVFM, modern portföy kuramında bulunan riskli varlıkların arasına risksiz varlık dahil ederek risk ve getiri arasında doğrusal ilişki kuran bir modeldir. Bu modelin temel amacı, portföy risk düzeyini belirlemek için sistematik risk ölçüsünü ele alıp, finansal verilerin stokastik davranışını belirleyerek portföy yönetimi konusunda finansal yatırım kararları için yol göstericilik sağlamaktır. En yaygın kullanılan sistematik risk ölçüsü olan beta riski koşulsuz SVFM'ndeki durağan beta parametresi ile ölçülmekte ve genellikle En Küçük Kareler (EKK) yöntemi ile tahmin edilmektedir (Neslihanoglu, 2014).

Araştırmacılar, son yıllardaki globalleşme ve dijitalleşmenin etkisiyle küresel finansal piyasaların arasındaki hızlı etkileşimiyle oluşabilecek ani finansal piyasa dalgalanmalarını en az hata payı ile modellemek ve tahmin etmek için sıklıkla kullanılan SVFM'ndeki beta riskinin durağanlığını detaylı bir şekilde araştırmış ve sonuç olarak beta riskinin zamana bağlı değiştiği varsayımı geçerlilik kazanmıştır ve böylelikle zamana bağlı değişen beta risk parametresine olanak sağlayan Koşullu SVFM (K-SVFM) kullanımını yaygınlık kazanmıştır. Örnek olarak Avustralya için Faff vd. (1992), Brooks vd. (1992), Brooks vd. (1998) ve Brooks vd. (2002), Birleşik Krallık için Faff vd. (2000), İngiltere'deki

şirketler için Choudhry ve Wu (2009), Avrupa için Wells (1994), Mergner ve Bulla (2008) ve Mergner (2009), ABD için Fabozzi ve Francis (1978), Sunder (1980), Bos ve Newbold (1984) ve Kim (1993) ve Türkiye için Odabaşı (2000; 2002; 2003a; 2003b), Aygören ve Sarıtaş (2007), Derindere ve Dizdarlar (2008), Oran ve Soytaş (2008), Tunçel (2009), Altınoy (2009), Köseoğlu ve Gökbulut (2011), Çelik (2013), Neslihanoglu (2014), Yayvak vd. (2015) ve Aygören ve Uyar (2016) çalışmaları verilebilir.

SVFM ve K-SVFM ile ilgili Türkiye’de yapılan çalışmalara bakıldığında BİST’teki farklı sektörlerde araştırmalara rastlanmaktadır. Fakat son yıllarda ülkemizde ulaştırma alanında dikkat çekici birçok gelişme olmasına rağmen BIST’teki ulaştırma sektörü firmalarına yatırım yapacak finansal yatırımcılara portföy oluşturulması, yönlendirmesi ve risklerinin ölçülmesi konusunda fikir verecek bir araştırma yapılmamıştır. Literatürdeki bu açığı kapatmak amacıyla bir ilk olarak bu tezde BİST’teki ulaştırma sektörüne yönelilmiştir.

Bu tezdeki temel amaç, farklı frekans sıklıklarındaki finansal zaman serisi verilerini en az hata payıyla modellemek ve tahmin etmek için durağan betalara olanak sağlayan SVFM ile tutarlı olan Doğrusal Piyasa Modeli (DPM)’nin ve zamana bağlı değişen betalara olanak sağlayan K-SVFM ile tutarlı olan Zamana bağlı değişen Doğrusal Piyasa Modeli (Z-DPM)’nin performansının değerlendirilmesidir. Bu amaçlar doğrultusunda ilk olarak BİST’te işlem gören günlük ve haftalık frekanstaki 5 farklı ulaştırma firmasına ait finansal piyasa verilerini en az hata payı ile modellemek ve tahmin etmek için DPM ile Z-DPM karşılaştırılmasına odaklanılmıştır. Buna ek olarak, yine ilk olarak Z-DPM’ndeki zamana bağlı değişen betaların durağan olmayan varyanslarla elde edilmesine olanak sağlayan GARCH-tipi modellere (GARCH, EGARCH ve GJRGARCH) odaklanılmıştır.

Bu tezin geri kalan kısmında; Bölüm 2’de BİST’teki sektör ve firma verilerinin DPM ve Z-DPM ile modellenmesi ve gelecek tahmini ile ilgili yapılan çalışmalara değinilecektir. Bölüm 3’te kullanılacak olan finansal ve istatistiksel yöntemler hakkında bilgi verilecektir. Bölüm 4’te verilenlerin temel özellikleri, modellenmesi ve tahminleri hakkındaki bulgulara yer verilecektir. Son olarak, Bölüm 5’te elde edilen araştırma sonuçları tartışılacak ve öneriler verilecektir.

2. LİTERATÜR ARAŞTIRMASI

Koşulsuz Sermaye Varlıkları Fiyatlandırma Modeli (SVFM) (Doğrusal Piyasa Model (DPM) ile tutarlı) ve zamana bağlı değişen betalara olanak sağlayan koşullu Sermaye Varlıkları Fiyatlandırma Modeli (K-SVFM) (Zamana bağlı değişen Doğrusal Piyasa Modeli (Z-DPM) ile tutarlı) hakkında BİST'teki sektörler ve firmaların farklı zaman periyodu ve frekans sıklıkları üzerinde yapılan ve tezin temel konusu olan zamana bağlı değişen betaların GARCH-tipi modellerden elde edilen koşullu (durağan olmayan) varyanslar yöntemiyle elde edilmesi üzerine yapılan çalışmaların bazıları aşağıda sıralanmıştır.

Odabaşı (2000) çalışmasında İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB) 'nda bulunan 1 Ocak 1992- 31 Aralık 1997 dönemi için 100 hisse sendinden oluşan örnekleme ait beta durağanlığını araştırmıştır. Not: İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB)'nın ismi 2013 yılından itibaren Borsa İstanbul A.Ş. (BİST) olarak değiştirilmiş ve endekslerdeki kısaltmalar İMKB yerine BIST (<https://www.borsaistanbul.com/kurumsal/borsa-istanbul-akkında/tarihselgelismeler>) olarak kullanılmaya başlanmıştır. Durağan beta tahminleri 6 ay, 1 yıl, 2 yıl ve 3 yıl periyodlar için En Küçük Kareler (EKK) ile tahmin edilmiştir. Sonuç olarak, betanın durağanlığının tahmin aralığına bağlı olduğu ve yatırımcıların daha uzun bir tahmin süresi kullanmalarının daha iyi sonuç vereceği belirtilmiştir. Çok dönemli karşılaştırmaların sonucunda ise, betanın sayısal değerlerinden ziyade beta sıralamasının durağanlığından bahsetmenin daha muhtemel olduğu ve betaların daha uzun zamanlarda istikrarının arttığı tespit edilmiştir. Odabaşı (2002) diğer bir çalışmasında beta durağanlığını İMKB'de bulunan 1992-1999 dönemine ait 100 hisse sendinden oluşan örneklem ile araştırmıştır. Bu çalışmasında beta tahminlerini, EKK betası ve Dimson betası olarak ve tahmin süresini 8 yıldan 1 yıla kadar azaltarak elde etmiştir. Beta tahmin süresi kısaldıkça betalardaki değişkenliğin azaldığı sonucuna ulaşmıştır. Ayrıca, Türk hisse senedi piyasası beta değişkenliğinin diğer yükselen ve gelişmiş piyasalardan farklı olmadığına ulaşılmıştır. Odabaşı (2003a) çalışmasında İMKB'deki beta durağanlığını ve istikrarsızlığını 1992-1999 döneminde 100 hisse sendinden oluşan bir örneklem ile incelemiştir. Tüm örneklem periyodu ve alt ara birimleri boyunca bireysel hisse senetleri modellenmiş ve 4 ile 8 yıllık süreli tahminler gerçekleştirilmiştir. Sonuç olarak, Türkiye'deki şirketlerin piyasadaki hızlı değişimlere bağlı olarak tahmin performansının düştüğüne ulaşılmıştır. Diğer çalışmalarla

aynı bulgulara ulaşmakla birlikte beta kararsızlığı 8 yıllık süre için yaklaşık % 80 oranında elde edilmiştir. Odabaşı (2003b) çalışmasında İMKB'deki beta istikrarsızlığını tekrar araştırmak için Ocak 1992-Aralık 1999 dönemlerindeki haftalık ve aylık frekans değerlerinde üç farklı getiriye odaklanılmış ve 100 hisse senedi şirketinin büyüklükleri dikkate alınmıştır. Çalışmadaki beta tahminleri, EKK betası olarak elde edilmiştir. Ölçek etkisi kontrol edilerek sonuçlara bakıldığında büyük şirketler portföyünde de küçük şirketler portföyünde de ortalama beta değerinin getiri aralığı uzadıkça arttığı sonucuna ulaşılmıştır. Haftalık getirilerde 2 yıllık bir tahmin süresi ile daha istikrarlı betalar elde edilirken; aylık getirilerde 4 yıllık bir tahmin süresi ile daha istikrarlı betalar elde edilmiştir. Ayrıca çalışma betanın iki ayrı dönemde de değiştiğini yani betaların durağan olmadığını ortaya koymuştur.

Aygören ve Sarıtaş (2007) çalışmasında Haziran 1994-Haziran 2004 yıllarını kapsayan araştırma dönemi için İMKB'deki 90 hisse senedinin aylık getiri verilerini kullanarak beta tahminlerinde düzeltme yöntemleri önermiştir. Sonuç olarak, tahmin süresinin uzadıkça betaların 1'e yakınsadığını ve betaların durağan olmadığını sonucuna ulaşılmıştır.

Derindere ve Dizdarlar (2008), Ocak 2002– Aralık 2006 dönemini kapsayan İMKB 100 endeksine dahil 64 hisse senedinin haftalık ve aylık getiri değerlerini kullanarak standart piyasa modeli ile beta katsayılarını elde etmiştir. Sonuç olarak, farklı getiri aralığındaki beta katsayısının anlamlı bir şekilde farklılaştığı tespit edilmiştir.

Oran ve Soytaş (2008) çalışmasında İMKB'de bulunan Ocak 1996- Haziran 2007 dönemi günlük getirileri kullanılarak 500 hisse senedinden oluşan örnekleme ait portföy oluşturulmuş ve beta katsayıları EKK yöntemi ile tahmin edilmiştir. Bulgularda hem hisse senetleri hem de portföyler için hesaplanan betaların ortalamasının 1'in altında kaldığına ulaşılmıştır. Ayrıca çalışmada kullanılan piyasa modeli ile portföy stoklarının özellikleri ve istikrarı da incelenmiştir. Piyasa getirileri ile hem hisse senedi hem de portföy getirileri arasında önemli bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmıştır ve ilişkilerin istikrarlı görünmediğine dair kanıtlar elde edilmiştir.

Tunçel (2009), İMKB'deki 2000-2007 yıllarını kapsayan dönemleri için günlük, haftalık ve aylık frekans sıklıklarını kullanarak sürekli olarak işlem gören 189 hisse senedi

getiri etkisinin varlığını incelemiştir. İMKB'de beta istikrarının var olduğu ve tahmin süresinin istikrar üzerinde bir etkisi olmadığı, ancak haftalık ve günlük betalar arasında bu dönemde önemli bir fark olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Altınsoy (2009) çalışmasında Türkiye Gayrimenkul Yatırım Ortaklığı (GYO)'nın gelişmiş ve gelişmekte olan ülke GYO'ları için gözlemlenen azalma eğiliminin Türkiye GYO betalarında da gözlemlenip gözlemlenmediğini tespit etmek amacıyla 2002-2009 yılları arasında, günlük ve haftalık frekanslarındaki değişken beta katsayılarının modellenmesi ve tahmini yapılmıştır. Türkiye GYO sektörünün betası Diagonal BEKK GARCH, Schwert ve Seguin modeli ve Kalman Filtresi kullanılarak zamanla değişen beta davranışı araştırılmış ve betaların durağan olmadığı tespit edilmiştir.

Köseoğlu ve Gökbulut (2011), İMKB'de GARCH-tipi modeller kullanılarak hizmet, finans ve sanayi sektörlerinin istikrarını test etmiş ve bunun için Mart 2001-Mart 2011 zaman periyodlarındaki 2636 gözleme yer vermiştir. Çalışmada sektör betasının mevcut literatürü desteklemediği sonucuna ulaşılmıştır.

Çelik (2013), İMKB'de yer alan sektörler için 03.01.2005-31.12.2009 dönemi için beta davranışlarını yuvarlama regresyonu ve özyinelemeli regresyon yöntemi kullanarak incelemiştir. Beta üzerindeki kırılmanın etkisi incelenirken 2007-2009 yılları arasındaki küresel kriz dikkate alınarak iki alt örnek kullanmıştır. Sonuç olarak gelişmekte olan finansal piyasalarda betanın durağan olmadığına ulaşılmıştır.

Neslihanoglu (2014) çalışmasında İMKB'de bulunan 19 Türk sanayi sektörüne ait 01.08.2002-16.02.2012 dönemini kapsayan haftalık getirileri ile durağan ve durağan olmayan beta davranışları modellenmesi ve tahmini EKK, GARCH-tipi modeller ve Kalman Filtresi algoritması kullanılarak araştırılmakta ve karşılaştırılmaktadır. Sonuç olarak, betaların durağan olmadığı tespit edilmiştir.

Yayvak vd. (2015), BİST 'in sanayi portföylerindeki piyasa riskindeki ekonomik değişimlerdeki zaman farkını eşik CAPM (Capital Asset Pricing Model, SVFM) kullanarak araştırmıştır. Bu çalışma Ocak 1998-Aralık 2011 döneminde İMKB'de işlem gören ve toplam 168 ay olan finansal olmayan firmaları içermektedir. Eşik CAPM'deki eşik değişken

belirli bir eşik seviyesine ulaştığında beta değerinin iki farklı rejim arasında değişmesine izin vermek için temel bir ekonomik değişken olan eşik değişkeni tanımlamıştır. Eşik değişken için faiz oranı, döviz sepeti, gerçek efektif döviz endeksi ve piyasa değişkenliği kullanılmıştır. Beta cinsinden döviz sepetindeki değişikliklere bağlı olarak beta da önemli bir zaman farkı olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Aygören ve Uyar (2016) 04.01.2011-31.12.2015 zaman periyodunda BİST ve Newyork Borsası'nda işlem gören hisselerin günlük getirileri ile dağılımın farklı noktaları için beta katsayısında meydana gelen değişimleri SVFM kantil regresyon yöntemi ile modellemiş ve tahmin edilmişlerdir. Sonuç olarak, beta katsayısının her iki piyasada da farklı hisse senedi getiri noktalarında değiştiği tespit edilmiş ve yatırımcıların farklılaşan beta katsayılarını dikkate alarak stratejik hataların önüne geçebileceği öngörülmüştür.

Sonuç olarak, yukarıdaki çalışmalarda genellikle Türkiye'deki borsada işlem gören farklı sektörler ve firmalarda farklı zaman periyodlarında ve sıklıklarında betanın (beta riski) durağan olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır.

3. MATERYAL VE YÖNTEM

3.1. Finansal Yöntem

Bu bölümde tezin temel modeli olan koşulsuz Sermaye Varlıkları Fiyatlandırma Modeli (SVFM) ile tutarlı olan ve bu modelin veri üretim süreci olan Doğrusal Piyasa Modeli (DPM) hakkında detaylı bilgi verilecektir. Bu kısım öncelikli olarak Neslihanoglu (2014)'dan alınmıştır.

3.1.1. Sermaye Varlıkları Fiyatlandırma Modeli (SVFM)

Finansal risklerin modellenmesi konusunda sıklıkla kullanılan yaklaşımlardan birisi Sharpe (1964), Lintner (1965) ve Mossin (1966) tarafından geliştirilen Sermaye Varlıkları Fiyatlandırma Modeli (SVFM)'dir. SVFM aşağıdaki şekilde tanımlanmaktadır.

$$E(R_i) - R_f = \beta_{im} [E(R_m) - R_f] \quad i \in \{1, \dots, N\} \quad (3.1)$$

Burada, R_i i . varlığın getirisi, $E(R_i)$ i . varlığın beklenen getirisi ve R_f risksiz getiri oranıdır. R_m portföyün getirisi ve $E(R_m)$ portföy'ün beklenen getirisidir. β_{im} ise i . varlığın riski, beta riski, piyasa riski, sistematik risk veya sistematik kovaryans riski olarak finansal literatürde ifade edilebilmektedir. Bu tezde β_{im} beta riski olarak ifade edilmekte ve aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır.

$$\beta_{im} = \frac{Cov(R_i, R_m)}{\sigma(R_m)^2} = \frac{E[(R_i - E(R_i))(R_m - E(R_m))]}{E[(R_m - E(R_m))^2]} \quad (3.2)$$

Buradaki, $Cov(R_i, R_m)$ i . varlık ile portföy getirisi arasındaki kovaryans ve $\sigma(R_m)^2$ portföy varyansıdır.

3.1.2. Doğrusal Piyasa Modeli (DPM)

Doğrusal Piyasa Modeli (DPM) koşulsuz SVFM ile tutarlı ve tanımlanan beta risk ölçümlerini tahmin etmek için sıklıkla finans alanında kullanılan veri üretim süreci modelidir. DPM, basit doğrusal regresyon modeli formunda aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır.

$$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_{im}(R_m - R_f) + \varepsilon_i \quad (3.3)$$

Burada, hataların $E(\varepsilon_i) = 0$ ve $V(\varepsilon_i) = \sigma^2$ olan bağımsız ve aynı dağılıma sahip oldukları varsayılır.

Burada, denklem (3.3)'teki DPM ile denklem (3.1)'deki SVFM arasındaki tutarlılık gösterilecektir. Öncelikle, denklem (3.3)'teki DPM'nin beklenen değeri alınarak başlanır.

$$E(R_i - R_f) = \alpha_i + \beta_{im}E(R_m - R_f) + E(\varepsilon_i) \quad (3.4)$$

Denklem (3.3)'ten denklem (3.4) çıkartılır.

$$\begin{aligned} (R_i - R_f) - E(R_i - R_f) &= \beta_{im} \left((R_m - R_f) - E(R_m - R_f) \right) + \varepsilon_i \\ R_i - E(R_i) &= \beta_{im}(R_m - E(R_m)) + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (3.5)$$

Denklem (3.5)'in her iki tarafı $R_m - E(R_m)$ ile çarpılır.

$$\begin{aligned} (R_i - E(R_i))(R_m - E(R_m)) &= \beta_{im}(R_m - E(R_m))(R_m - E(R_m)) \\ &+ \varepsilon_i(R_m - E(R_m)) \end{aligned} \quad (3.6)$$

Denklem (3.6)'nın her iki tarafının beklenen değerleri alınır.

$$E[(R_i - E(R_i))(R_m - E(R_m))] = \beta_{im}E[(R_m - E(R_m))^2] \quad (3.7)$$

Denklem (3.7)'nin her iki tarafı da piyasa getirisinin varyansı olan $E[(R_m - E(R_m))^2]$ 'e bölünür.

$$\frac{E[(R_i - E(R_i))(R_m - E(R_m))]}{E[(R_m - E(R_m))^2]} = \beta_{im} \frac{E[(R_m - E(R_m))^2]}{E[(R_m - E(R_m))^2]} \quad (3.8)$$

ve

$$\beta_{im} = \frac{E[(R_i - E(R_i))(R_m - E(R_m))]}{E[(R_m - E(R_m))^2]} \quad (3.9)$$

elde edilir. Buradaki, β_{im} i . varlığın kendisine ait risk parametresi olarak DPM'deki tek bir veri noktası içindir. Bu tezde, DPM'nin parametreleri düzenli olarak elde edilen günlük ve haftalık frekans sıklıklarına ait zaman serisi verileri kullanılarak tahmin edilecektir. Parametrelerin zamanla değişmediği varsayımı altında denklem (3.3)'teki DPM aşağıdaki formdaki gibi tanımlanacaktır.

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_{im}(R_{mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{it} \quad t \in \{1, \dots, T\} \quad (3.10)$$

Burada, R_{it} i . varlığın t . zamandaki getirisi, R_{ft} t . zamandaki risksiz getiri oranı ve R_{mt} portföyün t . zamandaki getirisidir. Hatalar $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2)$ varsayımı altında β_{im} tahmini aşağıdaki gibidir.

$$\hat{\beta}_{im} = \frac{\sum_{t=1}^T [(R_{it}^* - \bar{R}_i^*)(R_{mt}^* - \bar{R}_m^*)]}{\sum_{t=1}^T [(R_{mt}^* - \bar{R}_m^*)^2]} \quad (3.11)$$

Burada, $R_{mt}^* = R_{mt} - R_{ft}$, $R_{it}^* = R_{it} - R_{ft}$ ve $\bar{R}_m^* = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T R_{mt}^*$, $\bar{R}_i^* = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T R_{it}^*$ dir. Ayrıca, R_{it}^* ve R_{mt}^* i . varlığın ve portföyün t . zamandaki aşırı getirisi iken \bar{R}_i^* ve \bar{R}_m^* i . varlığın ve portföyün toplam zaman değerlerindeki ortalama aşırı getirisidir.

3.2. İstatistiksel Yöntem

Bu bölümde tezde kullanılacak olan istatistiksel modeller, model kıyaslama kriterleri ve model teşhisleri hakkında detaylı bilgi verilecektir. Bu kısım öncelikli olarak Neslihanoglu (2014)'dan alınmıştır.

3.2.1. Doğrusal Model

Doğrusal modelin temel formu aşağıdaki şekilde tanımlanmıştır.

$$Y_t = \mathbf{x}'_t \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, n \quad (3.12)$$

Burada, Y_t , $\mathbf{x}'_t = (1, x_{t2} \dots, x_{tp})$ 'e bağlı bir yanıt değişkenidir. $\boldsymbol{\beta} = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p)'$ bilinmeyen ve zamanla değişmeyen katsayılardır. ε_t matris notasyonunda $E(\varepsilon_t) = 0$ ve $\text{Var}(\varepsilon_t) = \sigma^2$ $t = 1, \dots, n$ olan bağımsız ve aynı dağılımlı rasgele hatalardır. Denklem (3.1) matris formunda aşağıdaki gibi tanımlanmıştır.

$$\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (3.13)$$

Burada, $\mathbf{Y} = (Y_1, \dots, Y_n)$ yanıtların $n \times 1$ rastgele vektörü, $\mathbf{X} = (x_{tk})$ $n \times p$ boyutlu ortak değişkenler matrisi ve $\boldsymbol{\beta}$ zamanla değişmeyen değişkenlerin $p \times 1$ boyutlu tasarım matrisi, $\boldsymbol{\varepsilon} = (\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_n)$ ise $E(\boldsymbol{\varepsilon}) = \mathbf{0}$ ve $\text{Var}(\boldsymbol{\varepsilon}) = \sigma^2 \mathbf{I}$ ile ilgili artıkların $n \times 1$ boyutlu rastgele vektörüdür. Bundan dolayı, $E(\mathbf{Y}) = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}$ ve $\text{Var}(\mathbf{Y}) = \sigma^2 \mathbf{I}$ 'dir.

3.2.2. Tahmin

$\mathbf{X}\boldsymbol{\beta}$ 'nin \mathbf{Y} 'ye olabildiğince yakın olması için $\boldsymbol{\beta}$ 'nin değerini tahmin etmek için En Küçük Kareler (EKK) yöntemi genellikle kullanılmaktadır. EKK ile elde edilen $\boldsymbol{\beta}$ artık kareler toplamını (RSS) en aza indirmektedir. Bu yöntem ile seçilen $\boldsymbol{\beta}$ artıkları minimize etmektedir.

$$Q = \sum_{t=1}^n \varepsilon_t^2 = \boldsymbol{\varepsilon}'\boldsymbol{\varepsilon} = (\mathbf{Y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta})'(\mathbf{Y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}) \quad (3.14)$$

Denklem (3.14) aşağıdaki gibi genişletilebilir.

$$Q = Y'Y - 2\beta'X'Y + \beta'X'X\beta \quad (3.15)$$

Denklem (3.15)'in β 'ya göre türevi alınıp sıfıra eşitlenir.

$$\frac{\partial Q}{\partial \beta} = -2X'Y + 2X'X\beta = \mathbf{0} \quad (3.16)$$

Denklem (3.16) ikiye bölünüp β için en küçük kareler tahmincisi olan $\hat{\beta}$ ile değiştirilir.

$$X'X\hat{\beta} = X'Y \quad (3.17)$$

Denklem (3.17)'den, $\hat{\beta}$ aşağıdaki gibi elde edilir

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'Y \quad (3.18)$$

Not: X tasarım matrisi tam dereceli olduğu sürece $(X'X)^{-1}$ değeri mevcuttur ve EKK tahmin edicisi yansızdır.

$$\begin{aligned} E(\hat{\beta}) &= (X'X)^{-1}X'E(Y) \\ &= (X'X)^{-1}X'X\beta = I\beta = \beta \end{aligned} \quad (3.19)$$

Not: $E(Y) = X\beta$ olduğu durumda, $\hat{\beta}$ nın varyans-kovaryans matrisi aşağıdaki gibi elde edilir.

$$\begin{aligned} \text{Var}(\hat{\beta}) &= (X'X)^{-1}X'\text{Var}(Y)X(X'X)^{-1} \\ &= \sigma^2(X'X)^{-1}X'X(X'X)^{-1} = \sigma^2(X'X)^{-1} \end{aligned} \quad (3.20)$$

$\text{Var}(Y) = \sigma^2I$ olarak tanımlandığı durumda artık karelerin toplamı $RSS = (Y - X\hat{\beta})'(Y - X\hat{\beta})$ denkleminde elde edilebilecek en küçük Q değeridir. σ^2 için yansız bir tahmin edici aşağıdaki gibi elde edilir.

$$\sigma^2 = \frac{RSS}{n-p} = \frac{(Y - X\hat{\beta})'(Y - X\hat{\beta})}{n-p} \quad (3.21)$$

Buradaki, p doğrusal modeldeki parametre sayısıdır.

3.3. GARCH-tipi Modeller

Zaman serisi modeli temel formu aşağıdaki gibi yazılmıştır.

$$Y_t = \sigma_t z_t \quad t = 1, \dots, n \quad (3.22)$$

z_1, \dots, z_t 'nin bağımsız ve aynı dağılımlı ve $E(z_t)=0$ ve $\text{Var}(z_t)=1$ ile aynı şekilde dağıldığı varsayılmıştır. σ_t ise zamana bağlı değişen dalgalanma (volatilite) dir. Tanım olarak, Y_t seri ortalaması sıfır ve koşullu varyansı σ_t^2 'ye eşit ilişkisidir. Literatürde koşullu varyans σ_t^2 'yi belirlemek için önerilen modeller aşağıda tanımlanmıştır. Bu modeller, öncelikle Peters (2001), Mergner (2009), Danielsson (2011) ve Neslihanoglu (2014)' den alınmıştır.

3.3.1. GARCH

Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) modeli Bollerslev tarafından 1986 yılında daha karışık dalgalanma (volatilite) yapısını elde etmek için ARCH (Otoregresif Koşullu Değişen Varyans) sürecinin bir uzantısı olarak tanımlanmıştır. GARCH (p, q) modelinin koşullu varyansı,

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^p \psi_i Y_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \theta_j \sigma_{t-j}^2 \quad t = \min(p, q) + 1, \dots, n. \quad (3.23)$$

Buradaki, koşullu varyans σ_t^2 'nin her t 'de pozitif olmasını sağlamak için Nelson ve Cao (1992) tarafından $\omega > 0$, $\psi_i \geq 0$ ve $\theta_i \geq 0$ kısıtları tanımlanmıştır. Ayrıca, kovaryansın durağanlığını sağlamak için $\sum_{i=1}^p \psi_i + \sum_{j=1}^q \theta_j < 1$ koşulunda gereklidir. Bu tezde kullanılacak olan GARCH(1,1) modelinin koşullu varyansı aşağıdaki gibi tanımlanmıştır.

$$\sigma_t^2 = \omega + \psi_1 Y_{t-1}^2 + \theta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (3.24)$$

Buradaki σ_t^2 , mevcut koşullu varyansın bir sabite bağlı olduğunu ve hem bir yanıt hem de koşullu varyansın bir zaman noktasında geciktiğini gösterir. Kovaryansın durağanlığı varsayımı altında, GARCH (1,1) modelinin koşulsuz varyansı şu şekilde temsil edilebilir.

$$\sigma^2 \equiv E[\sigma_t^2] = \omega + \psi_1 E[Y_{t-1}^2] + \theta_1 E[\sigma_{t-1}^2] \quad (3.25)$$

$$\sigma^2 = \omega + \psi_1 \sigma^2 + \theta_1 \sigma^2$$

$$\sigma^2 = \frac{\omega}{1 - \psi_1 - \theta_1} \quad (3.26)$$

Bu nedenle, durağan ve sonlu koşulsuz varyans σ^2 için $\psi_1 + \theta_1 < 1$ 'nin olması gerekmektedir.

3.3.2. GJRGARCH

Glosten vd. (1993) tarafından geliştirilen Glosten-Jagannathan-Runkle Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GJRGARCH) modeli zaman serilerindeki kaldıraç etkisini bir gösterge değişkeniyle yakalamak için yaygın olarak kullanılmaktadır. Buradaki kaldıraç etkisi Black (1976) tarafından tanımlanmış ve zaman serilerinde oynaklığın pozitif ve negatif hareketlere asimetric tepkisi olarak tanımlanmıştır. GJRGARCH(p, q) modelinin koşullu varyansı aşağıdaki gibi tanımlanmıştır

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^p (\psi_i Y_{t-i}^2 - \zeta_i I_{t-i} Y_{t-i}^2) + \sum_{j=1}^q \theta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (3.27)$$

Burada, ζ_i kaldıraç etkisi terimi ve ayrıca t . değer negatif veya sıfır ise 1 değerini, pozitif ise 0 değerini alan I_{t-i} bir gösterge değişkeni tanımlanmıştır. GJRGARCH(1,1) modelinin koşullu varyansı aşağıdaki gibi tanımlanmıştır.

$$\sigma_t^2 = \omega + \psi_1 Y_{t-1}^2 + \zeta_1 I_{t-1} Y_{t-1}^2 + \theta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (3.28)$$

Burada, $Y_{t-1} \leq 0$ olduğu durum için I_{t-1} için 1 değerini alırken, aksi durumda I_{t-1} değeri 0 olarak alınır.

3.3.3. EGARCH

GARCH modelleri zaman serilerindeki dalgalanmayı etkileyen pozitif ve negatif şoklar arasındaki farkı ayırtmakta yetersiz kalmaktadır. Kaldıraç etkisi göz önüne alındığında dalgalanmanın şoklara karşı aynı tepkiyi vermediği asimetrik tepki verebileceği durumların söz konusu olduğu söylenebilir. Nelson 1991 yılında kaldıraç etkisini logaritmik olarak modelleyen Üstel GARCH (Exponential GARCH, EGARCH) modelini geliştirmiştir. Bu modeldeki koşullu varyans gecikmeli artık terimlerinin hem büyüklüğüne hem de işaretine bağlı ve dalgalanmanın doğal logaritması, gecikmeli dalgalanmaya ve artık terimlerinin gecikmeli değerlerinin karesinin standartlaştırılmış haline koşullu olarak modellenmektedir. Bu yüzden EGARCH modeli, bir başka ifadeyle GARCH modelinin yapısındaki tüm tahmin edilen parametrelerin pozitif olmasını gerektirmeyen bir GARCH'tır. EGARCH(p,q) modelinin koşullu varyansı aşağıdaki gibi tanımlanmıştır.

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{i=1}^q \psi_i \frac{|Y_{t-i}|}{\sqrt{\sigma_{t-i}^2}} + \sum_{i=1}^q \zeta_i \frac{Y_{t-i}}{\sqrt{\sigma_{t-i}^2}} + \sum_{j=1}^p \theta_j \ln(\sigma_{t-j}^2) \quad (3.29)$$

Bu modelde GARCH modelinde kullanılan Y_{t-i}^2 ifadesi yerine, ifadenin standartlaştırılmış hali olan $\frac{Y_{t-i}}{\sqrt{\sigma_{t-i}^2}}$ ifadesi kullanılmaktadır. Dolayısıyla, standartlaştırmanın yapılması şokların kalıcılık ve boyutlarının net şekilde ortaya koyulmasını sağlamaktadır. EGARCH(1,1) modelinin koşullu varyansı aşağıdaki gibi tanımlanmıştır

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \psi_1 \frac{|Y_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \zeta_1 \frac{Y_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \theta_1 \ln(\sigma_{t-1}^2) \quad (3.30)$$

3.4. En Çok Olabilirlik Tahmini (MLE)

Bu tezde, GARCH tipi modellerin bilinmeyen parametrelerini tahmin etmek için En Çok Olabilirlik Tahmin (MLE) yöntemi normallik varsayımı altında kullanılmıştır. Bu durumda, t zamanında gözlenen Y_t aşağıdaki gibi tanımlanmıştır.

$$Y_t = \sigma_t z_t \quad z_t \sim N(0,1) \quad t = 1, \dots, n \quad (3.31)$$

Not: Koşullu varyans σ_t , Y_0 'ı bilmediğimiz için $t=2$ 'de başlar.

$$L = \prod_{t=2}^n l_t = \prod_{t=2}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_t^2}} \exp\left(-\frac{Y_t^2}{2\sigma_t^2}\right) \quad (3.32)$$

Denklem (3.32)'nin log değeri alınır.

$$\begin{aligned} \log L &= \sum_{t=2}^n \log(l_t) \\ &= \sum_{t=2}^n \left[-\frac{1}{2} \log(2\pi) - \frac{1}{2} \log(\sigma_t^2) - \frac{1}{2} \frac{Y_t^2}{\sigma_t^2} \right] \end{aligned} \quad (3.33)$$

Normal olasılık fonksiyonuna sahip GARCH (1,1) modeli için parametre tahmin algoritması aşağıdaki gibidir (Danielsson, 2011).

1. Algoritmanın başlangıç değerleri,

$$\sigma_1^2 = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n Y_t^2 \quad (3.34)$$

ve $E(Y_t) = 0$ şeklinde tanımlanmıştır.

2. $(\psi_1^{(j)}, \theta_1^{(j)})$ parametrelerinin değerlerini tahmin etmek için,

$$(a) \quad \psi_1^{(j)} + \theta_1^{(j)} < 1 \quad (3.35)$$

$$(b) \quad \psi_1^{(j)}, \theta_1^{(j)} \geq 0$$

kısıtları tanımlanır.

3. Her $(\psi_1^{(j)}, \theta_1^{(j)})$ için $\omega^{(j)}$ değeri $\sigma_1^2 = \sigma$ varsayılarak denklem (3.25)'den hesaplanır. Sonra denklem (3.24) kullanılarak $\sigma_2^2, \dots, \sigma_n^2$ hesaplanılarak denklem (3.33)'teki log olabilirlik fonksiyonu değerlendirilmektedir.

4. Denklem (3.33)'teki log olabilirlik fonksiyonunu maksimize eden $(\psi_1^{(j)}, \theta_1^{(j)})$ değerleri seçilir.

Yukarıda tanımlanan algoritma ayrı ayrı GJRGARCH ve EGARCH modellerinin parametre tahminlerinde kullanılmıştır. Bu tezdeki, GARCH-tipi modellerdeki koşullu varyansların modellenmesi için R programlama dilindeki (R Core Team, 2018) *rugarch* paketi kullanılmıştır.

3.5. Model Kıyaslama Kriterleri

Bu tezde, birden fazla modelin modelleme ve tahmin performansını karşılaştırmak için Ortalama Mutlak Hata (MAE) ve Hata Kareler Ortalaması (MSE) kriterleri kullanılmış ve aşağıdaki gibi tanımlanmışlardır.

$$MAE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n |\hat{Y}_t - Y_t| \quad (3.36)$$

$$MSE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (\hat{Y}_t - Y_t)^2 \quad (3.37)$$

Modeller kıyaslanırken, en düşük MAE ve MSE değerlerine sahip modellerin, modelleme ve tahmini performansının daha iyi olduğu söylenebilir.

$$AIC = -2 \log L + 2w \quad (3.38)$$

$$BIC = -2 \log L + w \log n \quad (3.39)$$

Denklemler (3.38) ve (3.39)'daki w regresyon modelindeki parametre sayısını ve L_Y ise uydurulmuş modelin en çok log olabilirlik fonksiyonunun maksimum değeridir. Modeller kıyaslanırken, en küçük AIC ve BIC değerlerine sahip modellerin verilere daha iyi uyum sağladığı söylenebilir.

3.6. Model Teşhisi

Regresyon modelindeki standartlaştırılmış artıkların normallik, sabit varyanslık ve bağımsızlık varsayımlarını kontrol etmek için çeşitli tek değişkenli tanı test teknikleri kullanılacaktır. Bu teknikler öncelikle Harvey (1989), Durbin ve Koopman (2001), Faraway (2004) ve Neslihanoglu (2014)'den alınmıştır. Modelin standartlaştırılmış artıkları bu tezde aşağıdaki şekilde tanımlanmıştır;

$$s_t = \frac{\hat{Y}_t - Y_t}{\sqrt{\text{Var}(\hat{Y}_t - Y_t)}} \quad t = 1, \dots, n \quad (3.40)$$

3.6.1. Normallik

Artıkların normalliğini test etmek için verilerin çarpıklık ve basıklık değerlerinin normal dağılıma uygunluğu için Jarque-Bera (*JB*) testi istatistiği (Jarque ve Bera, 1980) kullanılmıştır. Standartlaştırılmış çarpıklık ve basıklık hesaplamaları aşağıdaki gibi tanımlanmıştır.

$$S = \frac{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (s_t - \bar{s})^3}{\left(\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (s_t - \bar{s})^2\right)^{3/2}} \quad (3.41)$$

$$K = \frac{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (s_t - \bar{s})^4}{\left(\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (s_t - \bar{s})^2\right)^2}$$

Buradaki \bar{s} standardize edilmiş artıkların ortalaması, $\{s_t\}_{t=1}^n$ dir. Jarque-Bera (*JB*) test istatistiği aşağıdaki şekilde tanımlanır.

$$JB = n \left\{ \frac{s^2}{6} + \frac{(K - 3)^2}{24} \right\} \quad (3.42)$$

Normallik hipotezi $JB \sim X_2^2$ ile test edilir.

3.6.2. Değişen Varyans

Heteroscedasticity (sabit olmayan varyans) kontrol etmek için en basit test istatistiği aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır.

$$Het(h) = \frac{\sum_{t=n-h+1}^n s_t^2}{\sum_{t=1}^h s_t^2} \quad (3.43)$$

Burada, heteroscedasticity sıfır hipotezi (sabit varyans) verildiğinde, $Het(h)$ bazı önceden belirlenmiş h . değeri için $F_{h,h}$ dağılımı izlenir.

3.6.3. Otokorelasyon

Zaman serilerindeki geçici otokorelasyonu test etmek için sıklıkla 1978 yılında Ljung ve Box tarafından geliştirilmiş ve genellikle portmanteau testi olarak da adlandırılan Ljung-Box testi (LB) kullanılmıştır. LB test istatistiği aşağıdaki şekilde tanımlanmaktadır.

$$LB(L) = n(n+2) \sum_{k=1}^L \frac{p_k^2}{n-k} \quad (3.44)$$

Buradaki, L test edilen gecikme sayısı ve p_k ise gecikme süresindeki standartlaştırılmış artıkların otokorelasyonudur.

$$p_k = \frac{\sum_{t=k+1}^n (s_t - \bar{s})(s_{t-k} - \bar{s})}{\sum_{t=1}^n (s_t - \bar{s})^2} \quad k = 1, 2, \dots \quad (3.45)$$

Burada, otokorelasyon hipotezini test etmek için, $LB(L)$ 'nin L . serbestlik dereceli ki-kare dağılımı izlenir.

4. BULGULAR VE TARTIŞMA

4.1 Veri Tanımı

Bu çalışmada kullanılan veriler 1 Ağustos 2014 ile 1 Ağustos 2019 tarihleri arasında Borsa İstanbul A.Ş. (BİST)'de ulaştırma sektöründe işlem gören 5 farklı firmanın hisse senetlerinin günlük ve haftalık kapanış değerlerinden oluşmaktadır. Borsa İstanbul A.Ş. (BİST) 5 Nisan 2013 tarihinde bu ismi alan ve bütün borsaları (Vadeli İşlemler ve Opsiyon Piyasası (VOB), İstanbul Altın Borsası (İAB), İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB)) tek çatı altında toplayan bir kurumdur. Bu çalışmada kullanılacak olan BİST ve 5 ulaştırma firmasına ait endeks kısaltmaları: BIST 100 (Borsa İstanbul 100 endeksi), BEYAZ (Beyaz Filo Oto Kiralama A.Ş.), CLEBI (Çelebi Hava Servis A.Ş.), DOCO (DO&CO Aktiengesellschaft), PGSUS (Pegasus Hava Taşımacılığı A.Ş.) ve THYAO (Türk Hava Yolları A.O) şeklindedir. Araştırma verileri <https://finance.yahoo.com/> ve <https://www.investing.com/> adreslerinden elde edilmiştir. Çalışmada risksiz oran olarak 3 aylık TRLIBOR (Türk Lirası Referans Faiz Oranı) verileri <http://www.trlibor.org/veriler.aspx> adresinden elde edilmiş ve günlük ve haftalık ayrı olarak hesaplanmıştır. BIST 100 ve 5 ulaştırma firmasının getirisi, R_t , bunların t . ve $t-1$. zamandaki kapanış fiyatları P_t ve P_{t-1} 'in logaritmik farkları alınarak aşağıdaki gibi elde edilmiştir. Not: Günlük ve haftalık frekanstaki veriler için ayrı ayrı R_t hesaplamaları yapılmıştır.

$$R_t = \log(P_t) - \log(P_{t-1}) \quad (4.1)$$

Çizelge 4.1. Günlük ve haftalık verilerin tanımlayıcı ve test istatistikleri

GÜNLÜK						
	Ortalama	Standart Sapma	Çarpıklık	Basıklık	Jarque-Bera (JB)	Ljung-Box LB(35)
BIST 100	0,017	1,291	-0,378	4,927	226,390*	40,501
BEYAZ	0,151	5,079	-0,248	9,504	2242,595*	126,653*

Çizelge 4.1. Günlük ve haftalık verilerin tanımlayıcı ve test istatistikleri (devam)

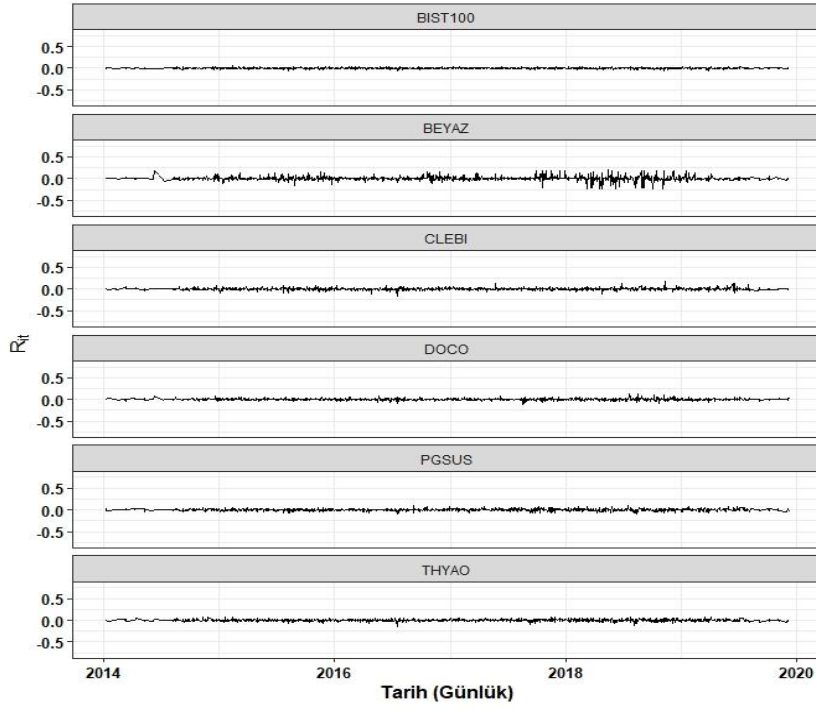
CLEBI	0,108	2,525	0,417	9,888	2536,770*	36,664
DOCO	0,102	2,095	0,357	8,237	1472,784*	34,304
PGSUS	0,054	2,417	-0,029	4,388	102,298*	46,822
THYAO	0,053	2,338	-0,283	4,848	197,584*	42,842
TRLIBOR	0,051	0,018	1,162	2,889	284,425*	41324,544*
HAFTALIK						
	Ortalama	Standart Sapma	Çarpıklık	Basıklık	Jarque-Bera (JB)	Ljung-Box LB(16)
BIST 100	0,088	2,944	-0,647	4,954	61,357*	16,349
BEYAZ	0,738	12,520	-0,314	10,265	588,709*	47,095*
CLEBI	0,521	5,300	0,214	5,006	47,311*	20,518
DOCO	0,489	4,505	0,713	5,290	81,141*	16,880
PGSUS	0,253	5,717	-0,330	5,582	79,453*	5,620
THYAO	0,260	4,859	-0,600	4,519	41,922*	14,058
TRLIBOR	0,248	0,090	1,145	2,833	57,723*	3428,907*
<p>Not: ‘Ortalama’ ve ‘Standart Sapma’ değerleri hesaplanan değerlerin 100 katı olarak alınmıştır. Jarque-Bera (JB) istatistiği, sıfır hipotezin serinin dağılımı ile normal dağılım arasında fark yoktur şeklinde kurulduğu Jarque-Bera normallik testini; Ljung-Box (LB) istatistiği, sıfır hipotezin bütün otokorelasyon katsayıları sıfıra eşit olduğu ve seride otokorelasyon yoktur şeklinde kurulduğu Ljung-Box otokorelasyon testini ifade etmektedir. Kurulan hipotez testlerinde tabloda ‘*’ işaretli olanlar %95 güven düzeyinde sıfır hipotezinin (H_0) kabul edilemeyeceğini göstermektedir.</p>						

Çizelge 4.1’de BIST 100 ve 5 ulaştırma firmasına ait günlük ve haftalık getiri (R_t) verileri için tanımlayıcı ve test istatistikleri sonuçlarına yer verilmiştir. BIST 100 ortalamasının günlük ve haftalık verilerde pozitif olduğu yani BIST 100’e yatırım yapan yatırımcının bu zaman periyodunda getiri elde edeceği söylenebilir. Ortalama değerine göre standart sapmanın yüksek bir değere sahip olması incelenen dönemlerde BIST 100’de yaşanan dalgalanmaların bir göstergesi olarak kabul edilebilir. Standart sapma değerlerine göre en yüksek saptmaya sahip olan BEYAZ, dalgalanması (volatilitesi) bir başka deyişle standart sapma riskin bir ölçüsü olarak düşünüldüğünde riski en yüksek olan firma olarak tespit edilebilmektedir. Bunlara ek olarak, haftalık verilerdeki ortalama ve standart sapma

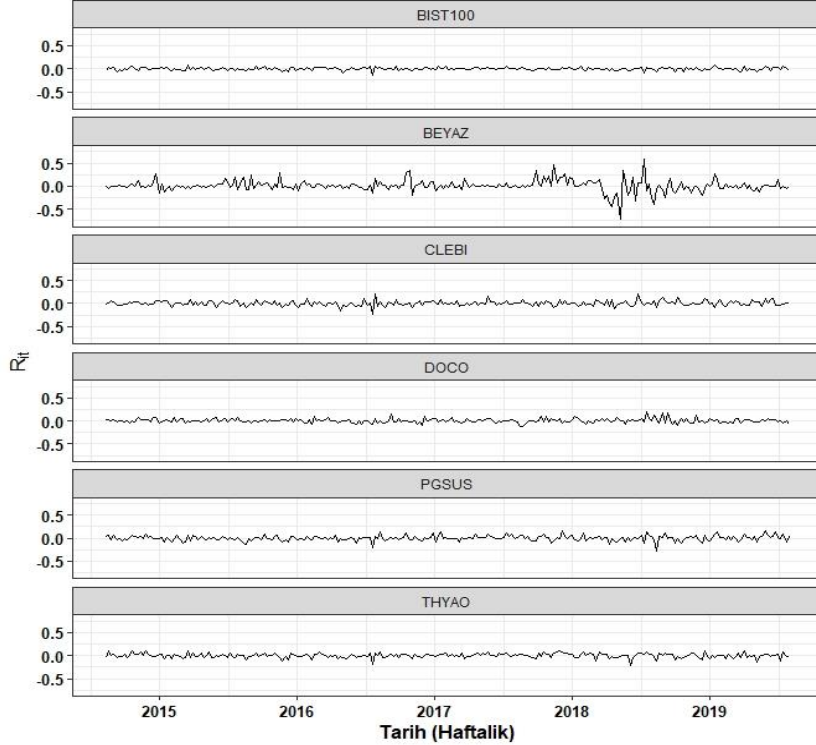
değerlerinin günlük verilere göre firma bazında pozitif yönlü gözle görülebilir bir artış gösterdiği söylenebilir. Bu durum, haftalık yatırımcıların kazançlarının günlük yatırımcılara kıyasla daha fazla bir getiri elde edeceğinden söz edilecek iken daha fazla riske sahip oldukları standart sapmanın riskin bir ölçüsü düşüldüğü durumda söylenebilir.

Günlük ve Haftalık verilerin normal dağılım göstermediği Jarque-Bera (JB) test istatistiğine göre % 95 güvenilirlik düzeyinde söylenebilir. Verilere ait basıklık değerlerine bakıldığında değerlerin 3'ten büyük olması dağılımın normal dağılıma göre kalın kuyruklu olduğu ;çarpıklık değerlerine bakıldığında ise dağılımın asimetric olduğu yorumu yapılabilmektedir. Günlük verilerde BIST 100, BEYAZ, PGSUS, THYAO; haftalık verilerde ise BIST 100, PGSUS, THYAO'e ait çarpıklık katsayılarının negatif olması dağılımın sola çarpık olduğunu; diğer firmalara ait günlük ve haftalık verilerde pozitif çarpıklık katsayıları ise firmalara ait dağılımların sağa çarpık olduğunu göstermektedir. Buradaki, negatif çarpıklık durumunda, sık sık küçük artışlar ve getirilerde aşırı düşüşler gözlenebileceği; pozitif çarpıklık durumunda ise, sık sık küçük düşüşler ve getirilerde aşırı artışlar gözlenebileceği şeklinde yorumlanabilir. Günlük verilerde basıklık değeri 4,388 (PGSUS) ile 9,888 (CLEBI) arasında; haftalık getirilerde ise basıklık değerleri 4,519 (THYAO) ile 10,265 (BEYAZ) arasında değişmektedir. Bu durumda CLEBI ve BEYAZ firmasının diğer firmalara kıyasla daha fazla maddi kayıp ve/veya kazanç şansına sahip olduğunu söylenebilir. Verilerin Ljung-Box (LB) test istatistiği % 95 güvenilirlik düzeyinde kabul edilemeyen veriler için istatistiksel olarak anlamlı bir otokorelasyon olduğu yorumu yapılabilmektedir.

Şekil 4.1 ve Şekil 4.2'de sırasıyla BIST 100 ve 5 ulaştırma firmasına ait daha önce belirtilen periyod aralığında günlük ve haftalık aşırı getiri ($R_t - R_f$) verilerinin zaman serisi grafikleri verilmiştir. Grafikler incelendiğinde günlük aşırı getirilere ait grafiklerin haftalık aşırı getirilere ait grafiklere göre daha az dalgalı olduğu yani volatilitenin günlük getirilerde daha düşük olduğu ve Çizelge 4.1'deki standart sapma değeriyle tutarlı olduğu gözlenmektedir. Buna ek olarak, günlük ve haftalık verilerde trend olmadığı gözlemlenebilir. Sonuç olarak, günlük getirinin getiri-zarar dengesinin haftalık getiriye kıyasla daha az riskli (daha az dalgalanmalı) olduğu yorumu standart sapmayı riskin bir ölçüsü olarak tanımladığımızda yapılabilmektedir.



Şekil 4.1. BIST 100 ve 5 ulaştırma firmasının günlük aşırı getirilerine ait zaman serisi grafikleri



Şekil 4.2. BIST 100 ve 5 ulaştırma firmasının haftalık aşırı getirilerine ait zaman serisi grafikleri

Bu bulgular, BIST 100 ve 5 ulařtırma firmasına ait dalgalanmaların (volatilitelerin) tahmin edilebilirliđi hakkında güçlü kanıtlar sunmakta ve finansal piyasalarla ilgili yapılan önceki arařtırmaların (Mergner, 2009 ve Neslihanoglu, 2014) özellikleri ile eřleşmektedir.

4.2 Verilerin Modellenmesi

Bu tezin, temel modeli olan koşulsuz Sermaye Varlıkları Fiyatlandırma Modeli (SVFM) ile tutarlı ve bunun veri üretim süreci olan Doğrusal Piyasa Modeli (DPM) ařađıdaki gibi tanımlanmıřtır. SVFM ile DPM arasındaki tutarlılık iliřkisi Bölüm 3.1’de ispatlanmıřtır.

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_{im}(R_{mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{it} \quad \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_i^2) \quad (4.2)$$

Burada, $R_{it} - R_{ft}$ t . zamanındaki i . ulařtırma firmasının ařırı getirisi, $R_{mt} - R_{ft}$ t . zamanındaki BIST 100 portföyünün ařırı getirisidir. ε_{it} ise i . ulařtırma firmasının t . zamandaki $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_i^2)$ ve $E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{tk}) = 0$ için $i \neq k$ ve $E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{i,t+j}) = 0$ için $j > 0$ artıklarıdır. Bunlara ek olarak, bu tez boyunca α_i deđeri risksiz oran olan R_{ft} modelleme öncesi çıkartıldıđı için 0 olarak kabul edilmiřtir. β_{im} parametresi ise beta riski olarak adlandırılmaktadır. Bu denklem En Küçük Kareler (EKK) yöntemi ile modellenenecektir.

Bu tezin temel odak noktası olan zamana bađlı deđiřen beta risklerine olanak sađlayan Zamana bađlı deđiřen Doğrusal Piyasa Modeli (Z-DPM) ařađıdaki gibi tanımlanmıřtır.

$$R_{it} - R_{ft} = \beta_{imt}(R_{mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{it} \quad \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_i^2) \quad (4.3)$$

Buradaki, β_{imt} ařađıdaki gibi tanımlanmıřtır.

$$\beta_{imt} = \rho_{im} \frac{\sqrt{\sigma_{it}^2}}{\sqrt{\sigma_{mt}^2}} \quad (4.4)$$

Burada, ρ BIST 100 ile i . ulařtırma firması arasındaki korelasyon katsayısı, σ_{it}^2 ve σ_{mt}^2 ise ayrı ayrı i . ulařtırma firmasının ve BIST 100 portföyünün kořullu varyanslarıdır.

Bu tez boyunca, Z-DPM'deki β_{imt} ise GARCH, EGARCH ve GJRGARCH modelleriyle modellenecektir. Buradaki GARCH-tipi modellerin kořullu varyansları ařağıdaki gibi ayrı ayrı tanımlanmıřtır. Not: GARCH-tipi modeller ile ilgi detaylar Bölüm 3.4'te yer verilmiřtir.

GARCH (1,1) için (Denklem 3.24)

$$\sigma_t^2 = \omega + \psi_1 Y_{t-1}^2 + \theta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (4.5)$$

GJRGARCH (1,1) için (Denklem 3.28)

$$\sigma_t^2 = \omega + \psi_1 Y_{t-1}^2 + \zeta_1 I_{t-1} Y_{t-1}^2 + \theta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (4.6)$$

EGARCH (1,1) için (Denklem 3.30)

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \psi_1 \frac{|Y_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \zeta_1 \frac{Y_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \theta_1 \ln(\sigma_{t-1}^2) \quad (4.7)$$

EKK ile modellenen DPM ve GARCH-tipi modeller ile modellenen Z-DPM modellerinin kıyaslamalarında MAE (Ortalama Mutlak Hata, Denklem 3.36) ve MSE (Ortalama Kare Hatası, Denklem 3.37) model kıyaslama kriterleri kullanılmıřtır.

Çizelge 4.2. MAE($\times 10^2$) kriteri ile modellerin verileri modelleme performanslarının karşılaştırmaları

GÜNLÜK				
Model	DPM	Z-DPM		
Firmalar	EKK	GARCH	EGARCH	GJRGARCH
BEYAZ	2,954	2,946	2,943	2,947
CLEBI	1,573	1,576	1,576	1,579
DOCO	1,429	1,433	1,431	1,431
PGSUS	1,396	1,384	1,398	1,387
THYAO	1,273	1,274	1,272	1,277
Ortalama	1,725	1,723	1,724	1,724
Artış/Azalış (+/- %)		% 0,139	% 0,058	% 0,046
HAFTALIK				
Model	DPM	Z-DPM		
Firmalar	EKK	GARCH	EGARCH	GJRGARCH
BEYAZ	7,484	7,442	7,445	7,432
CLEBI	3,682	3,685	3,653	3,647
DOCO	3,306	3,304	3,310	3,300
PGSUS	3,172	3,192	3,209	3,199
THYAO	2,659	2,662	2,685	2,652
Ortalama	4,061	4,057	4,060	4,046
Artış/Azalış (+/- %)		% 0,089	% 0,005	% 0,360
Not: MAE model kıyaslama kriterine göre en küçük MAE değere sahip olan en iyi model koyu renk ile belirtilmiştir.				

MAE($\times 10^2$) kriteri ile tanımlanan modellerin modelleme performans karşılaştırması Çizelge 4.2’de günlük ve haftalık veriler için ayrı ayrı oluşturulmuştur. Günlük veriler için model performans karşılaştırması yapıldığında BEYAZ 2,943 MAE değeri ile EGARCH,

CLEBI 1,573 MAE değeri ile EKK, DOCO 1.429 MAE değeri ile EKK, PGSUS 1,384 MAE değeri ile GARCH, THYAO 1,723 MAE değeri ile EGARCH en iyi modelleme performansına sahip oldukları görülmektedir. Ortalamalara göre en iyi modelleme 1,723 MAE değeri ile GARCH olarak ortaya çıkmaktadır. Sonuç olarak günlük verilerin performansları MAE kriterine göre karşılaştırıldığında % 0,139 artış ile en iyi modelleme performansı EKK'e kıyasla GARCH modeli tarafından yapılmaktadır.

Haftalık verilerin modelleme performansları karşılaştırılmasına bakıldığında ise, BEYAZ 7,432 MAE değeri ile GJRGARCH, CLEBI 3,647 MAE değeri ile GJRGARCH, DOCO 3,300 MAE değeri ile GJRGARCH, PGSUS 3,172 MAE değeri ile EKK, THYAO 2,652 MAE değeri ile GJRGARCH en iyi modelleme performansı ile karşımıza çıkmaktadır. Ortalamalara göre en iyi modelleme 4,046 MAE değeri ile GJRGARCH olarak ortaya çıkmaktadır. Sonuç olarak haftalık verilerin modelleme performansları MAE kriterine göre karşılaştırıldığında % 0,360 artış ile en iyi modelleme performansını EKK'e kıyasla GJRGARCH modeli vermektedir.

Çizelge 4.3. MSE($\times 10^4$) kriteri ile modellerin verileri modelleme performanslarının karşılaştırmaları

GÜNLÜK				
Model	DPM	Z-DPM		
Firmalar	EKK	GARCH	EGARCH	GJRGARCH
BEYAZ	25,636	25,575	25,505	25,558
CLEBI	5,180	5,217	5,196	5,212
DOCO	4,348	4,382	4,367	4,372
PGSUS	3,539	3,521	3,572	3,537
THYAO	2,898	2,900	2,897	2,913
Ortalama	8,320	8,319	8,307	8,318
Artış/Azalış (+/- %)		% 0,014	% 0,154	% 0,022

Çizelge 4.3. MSE($\times 10^4$) kriteri ile modellerin verileri modelleme performanslarının karşılaştırmaları (devam)

HAFTALIK				
Model	DPM	Z-DPM		
Firmalar	EKK	GARCH	EGARCH	GJRGARCH
BEYAZ	154,161	153,813	152,725	153,417
CLEBI	23,137	22,953	22,510	22,443
DOCO	20,082	20,078	20,091	20,029
PGSUS	18,096	18,097	19,119	17,964
THYAO	13,153	13,195	13,461	13,041
Ortalama	45,726	45,627	45,581	45,379
Artış/Azalış (+/- %)		% 0,216	% 0,316	% 0,759
Not: MSE model kıyaslama kriterine göre en küçük MSE değere sahip olan en iyi model koyu renk ile belirtilmiştir.				

MSE($\times 10^4$) kriteri ile modellerin modelleme performans karşılaştırması Çizelge 4.3'te günlük ve haftalık veriler için ayrı ayrı oluşturulmuştur. Günlük veriler için modelleme performans karşılaştırması yapıldığında BEYAZ 25,505 MSE değeri ile EGARCH, CLEBI 5,180 MSE değeri ile EKK, DOCO 4,348 MSE değeri ile EKK, PGSUS 3,521 MSE değeri ile GARCH, THYAO 2,897 MSE değeri ile EGARCH en iyi modelleme performansı olarak karşımıza çıkmaktadır. Ortalamalara göre en iyi model tahmini 8,307 MSE değeri ile EGARCH olarak ortaya çıkmaktadır. Sonuç olarak günlük verilerin performansları MSE kriterine göre karşılaştırıldığında % 0,154 artış ile en iyi modelleme performansını EKK'e kıyasla EGARCH vermektedir.

Haftalık performansların karşılaştırılmasına bakıldığında ise, BEYAZ 152,725 MSE değeri ile EGARCH, CLEBI 22,443 değeri ile GJRGARCH, DOCO 20,029 MSE değeri ile GJRGARCH, PGSUS 17,964 MSE değeri ile GJRGARCH, THYAO MSE 13,401 değeri ile GJRGARCH en iyi modelleme performansı olarak karşımıza çıkmaktadır. Ortalamalara göre en iyi modelleme 45,379 ile GJRGARCH olarak ortaya çıkmaktadır. Sonuç olarak

haftalık verilerin performansları MSE kriterine göre karşılaştırıldığında % 0,759 artış ile en iyi modelleme performansı EKK'e kıyasla GJRGARCH modeli vermektedir.

Sonuç olarak, günlük ve haftalık verilerin modellenmesinde EKK ile modellenen DPM modelinin GARCH-tipi modeller ile modellenen Z-DPM modeline karşı düşük performans gösterdiği açıkça görülmektedir. Bu durum sonucunda betaların durağan olmadığı ve zamanla değişim gösterdiği sonucuna ulaşılmıştır.

4.3 Verilerin Tahmini

Bu bölümde tercih edilen EKK ve GARCH-tipi modellerin verilerin tahmini konusundaki performanslarının karşılaştırılmasına yer verilmiştir. Verilerin gelecek tahmini için kayan pencere yöntemi kullanılarak tahminler yapılmıştır. Bu yöntemin uygulaması çerçevesinde tahmin edilen gelecek periyodu 1 yıl olarak seçilirken model parametrelerinin tahmini periyodu ise 3 yıl olarak belirlenmiştir. Tanımlanan modellerin gelecek tahmin performansları karşılaştırma kriterleri olan MAE($\times 10^2$) ve MSE($\times 10^4$) sonuçları Çizelge 4.4 ve Çizelge 4.5'te verilmiştir.

Çizelge 4.4. MAE($\times 10^2$) kriteri ile modellerin verilerin tahmin performanslarının karşılaştırmaları

GÜNLÜK				
Model	DPM	Z-DPM		
Firmalar	EKK	GARCH	EGARCH	GJRGARCH
BEYAZ	3,008	3,013	2,967	3,019
CLEBI	1,940	2,049	2,023	2,013
DOCO	1,911	1,809	1,809	1,806
PGSUS	2,023	1,830	1,851	1,836
THYAO	1,697	1,541	1,525	1,532
Ortalama	2,116	2,048	2,035	2,041
Artış/Azalış (+/- %)		% 3,186	% 3,819	% 3,526

Çizelge 4.4. MAE($\times 10^2$) kriteri ile modellerin verilerin tahmin performanslarının karşılaştırmaları (devam)

HAFTALIK				
Model	DPM	Z-DPM		
Firmalar	EKK	GARCH	EGARCH	GJRGARCH
BEYAZ	6,931	6,955	6,730	6,945
CLEBI	4,501	4,637	4,581	4,705
DOCO	4,447	3,991	4,031	3,981
PGSUS	4,350	4,456	3,892	4,321
THYAO	3,356	3,096	3,112	3,077
Ortalama	4,637	4,627	4,469	4,606
Artış/Azalış (+/- %)		%0,216	% 3,619	%0,673
Not: MAE model kıyaslama kriterine göre en küçük MAE değere sahip olan en iyi model koyu renk ile belirtilmiştir.				

Çizelge 4.4'te verilen günlük veriler için modellerin tahmin performansları karşılaştırması yapıldığında, BEYAZ 2,967 MAE değeri ile EGARCH, CLEBI 1,940 MAE değeri ile EKK, DOCO 1,806 MAE değeri ile GJRGARCH, PGSUS 1,830 MAE değeri ile GARCH, THYAO 1,525 MAE değeri ile EGARCH en iyi tahmin performansı olan modeller olarak karşımıza çıkmaktadır. Ortalamalara göre en iyi veri tahmini 2,035 MAE değeri ile EGARCH tarafından yapıldığı görülmektedir. Sonuç olarak, günlük veri tahmini performansları MAE kriterine göre karşılaştırıldığında % 3.819 artış ile en iyi veri tahmin modelinin performansının EKK'e kıyasla EGARCH modeli olduğuna ulaşılmaktadır.

Haftalık veri tahmin performansları karşılaştırılması yapıldığında ise, BEYAZ 6,730 MAE değeri ile EGARCH, CLEBI 4,501 MAE değeri ile EKK, DOCO 3,891 MAE değeri ile GJRGARCH, PGSUS 3,892 MAE değeri ile EGARCH, THYAO 3,077 MAE değeri ile GJRGARCH en iyi veri tahmini performansına sahip modeller olarak karşımıza çıkmaktadır. Ortalamalara göre en iyi veri tahmini 4,469 MAE değeri ile EGARCH olarak

Çizelge 4.5. MSE(x10⁴) kriteri ile modellerin verilerin tahmin performanslarının karşılaştırmaları

GÜNLÜK				
Model	DPM	Z-DPM		
Firmalar	EKK	GARCH	EGARCH	GJRGARCH
BEYAZ	27,222	27,192	26,596	27,323
CLEBI	8,716	9,165	9,051	8,988
DOCO	6,919	6,526	6,537	6,521
PGSUS	6,533	5,980	6,023	5,927
THYAO	4,635	3,770	3,699	3,729
Ortalama	10,805	10,527	10,381	10,498
Artış/Azalış (+/- %)		% 2,577	% 3,922	% 2,845
HAFTALIK				
Model	DPM	Z-DPM		
Firmalar	EKK	GARCH	EGARCH	GJRGARCH
BEYAZ	108,456	109,116	105,628	108,695
CLEBI	30,739	32,679	31,537	33,450
DOCO	30,181	28,882	29,161	28,788
PGSUS	38,705	29,992	29,500	28,779
THYAO	19,299	16,765	16,781	16,964
Ortalama	45,476	43,487	42,521	43,335
Artış/Azalış (+/- %)		% 4,374	% 6,497	%4,708
Not: MSE model kıyaslama kriterine göre en küçük MSE değere sahip olan en iyi model koyu renk ile belirtilmiştir.				

çıkmaktadır. Sonuç olarak, haftalık verilerin performansları MAE kriterine göre karşılaştırıldığında % 3,619 artış ile en iyi veri tahmin modelinin EKK'e kıyasla EGARCH modeli olduğuna ulaşılmaktadır.

Çizelge 4.5'te verilen günlük veriler için modeller arasında veri tahmini performansları karşılaştırması yapıldığında, BEYAZ 26,596 MSE değeri ile EGARCH, CLEBI 8,716 MSE değeri ile EKK, DOCO 6,526 MSE değeri ile GARCH, PGSUS 5,927 MSE değeri ile GJRGARCH, THYAO 3,699 MSE değeri ile EGARCH en iyi veri tahmini yapan modeller olarak karşımıza çıkmaktadır. Ortalamalara göre en iyi veri tahmini 10,381 değeri ile EGARCH tarafından tahmin edilmektedir. Sonuç olarak, günlük verilerin performansları MSE kriterine göre karşılaştırıldığında % 3,922 artış ile en iyi veri tahmin modelinin EKK'e kıyasla EGARCH modeli olduğuna ulaşılmaktadır.

Haftalık performansların karşılaştırılması yapıldığında ise, BEYAZ 105,628 MSE değeri ile EGARCH, CLEBI 30,739 MSE değeri ile EKK, DOCO 28,788 MSE değeri ile GJRGARCH, PGSUS 28,779 MSE değeri ile GJRGARCH, THYAO MSE 16,781 değeri ile EGARCH en iyi veri tahmini modelleri olarak karşımıza çıkmaktadır. Ortalamalara göre en iyi veri tahmini 45,521 MSE değeri ile EGARCH modeli olarak ortaya çıkmaktadır. Sonuç olarak haftalık verilerin performansları MSE kriterine göre karşılaştırıldığında % 6,497 artış ile en iyi veri tahmin modelinin performansına EKK'e kıyasla EGARCH modelinin sahip olduğu görülmektedir.

Sonuç olarak, günlük ve haftalık verilerin tahmin sürecinde GARCH-tipi modeller ile modellenen Z-DPM'nin EKK ile modellenen DPM'e karşı gözle görülür bir performans artışı gösterdiği açıkça görülmektedir. Bu durum sonucunda betaların durağan olmadığı ve zamanla değişim gösterdiği sonucuna ulaşılmıştır.

4.4 Verilerin Modellenmesi Aşamasındaki GARCH-tipi Modellerinin Parametre Tahminleri

Bu bölümde günlük ve haftalık BIST 100 ve 5 ulaştırma firmasının verilerinin modellenmesi aşamasında oluşturulan Z-DPM'deki zamana bağlı değişen betaların GARCH-tipi modeller ile elde edilen koşullu varyanslarının elde edilmesi aşamasındaki

parametre tahmin değerleri ve en uygun model seçimi kriterlerinden olan AIC (Akaike Bilgi Kriteri, Denklem 3.40), BIC (Bayes Bilgi Kriteri, Denklem 3.41) ve log olabirlik ($\log L$) değerleri tartışılacaktır.

Çizelge 4.6 ve Çizelge 4.7’de günlük ve haftalık veriler için kullanılan GARCH-tipi modellerin koşullu varyans denkleminde yer alan ω parametresi sabit terimi, ψ_1 parametresi şokların yani piyasaya yeni haberlerin gelmesinin dalgalanma (volatilite) üzerindeki etkisini, θ_1 parametresi bir önceki dönemin volatilitesinin bir sonraki dönem volatilitesi üzerindeki etkisini göstermektedir. EGARCH ve GJRGARCH’da bulunan ζ_1 parametresi ise kaldıraç etkisinin volatilite üzerindeki etkisini göstermektedir. Burada, verilerin koşullu varyanslarını modellemek için en uygun olan GARCH-tipi model seçiminde kullanılan AIC ve BIC değerlerinde en küçük değer en uygun model olarak seçilirken; log olabirlik ($\log L$) değeri en yüksek olan model, verilerin modellenmesi için seçilen uygun modeldir.

Çizelge 4.6. Günlük verilere ait GARCH-tipi modellerin koşullu varyans parametre tahminleri, AIC, BIC ve log olabirlik ($\log L$) değerleri

GÜNLÜK						
GARCH						
	BIST100	BEYAZ	CLEBI	DOCO	PGSUS	THYAO
ω	0,0000	0,0001*	0,0001*	0,0001*	0,0001*	0,0000*
<i>p-değeri</i>	0,2875	0,0000	0,0057	0,0000	0,0017	0,0000
ψ_1	0,0216*	0,2210*	0,0515*	0,2677*	0,1094*	0,0264*
<i>p-değeri</i>	0,0077	0,0000	0,0021	0,0000	0,0002	0,0000
θ_1	0,9687*	0,7577*	0,7797*	0,5182*	0,7138*	0,9566*
<i>p-değeri</i>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
$\log L$	3703,692	2258,615	2859,449	3180,475	2927,343	2966,362
AIC	-5,879	-3,583	-4,538	-5,048	-4,646	-4,707
BIC	-5,867	-3,571	-4,525	-5,035	-4,633	-4,695

Çizelge 4.6. Günlük verilere ait GARCH-tipi modellerin koşullu varyans parametre tahminleri, AIC, BIC ve log olabilirlik ($\log L$) değerleri (devam)

EGARCH						
	BIST100	BEYAZ	CLEBI	DOCO	PGSUS	THYAO
ω	-0,1447*	-0,5214*	-0,8350*	-1,2509*	-1,3057*	-0,2723*
<i>p-değeri</i>	0,0000	0,0038	0,0265	0,0008	0,0041	0,0000
ψ_1	-0,0650*	0,0394	-0,0156	-0,0421	-0,0308	-0,0357*
<i>p-değeri</i>	0,0000	0,0484	0,4898	0,1138	0,2361	0,0186
θ_1	0,9836*	0,9093*	0,8848*	0,8374*	0,8244*	0,9635*
<i>p-değeri</i>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
ζ_1	0,0064*	0,3781*	0,1437*	0,3755*	0,1946*	0,1002*
<i>p-değeri</i>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
<i>logL</i>	3721,609	2254,253	2862,951	3184,252	2927,052	2973,117
AIC	-5,907	-3,575	-4,542	-5,052	-4,643	-4,717
BIC	-5,889	-3,558	-4,525	-5,036	-4,627	-4,700
GJRGARCH						
	BIST100	BEYAZ	CLEBI	DOCO	PGSUS	THYAO
ω	0,0000*	0,0001*	0,0001*	0,0001*	0,0001*	0,0000
<i>p-değeri</i>	0,0000	0,0000	0,0040	0,0000	0,0017	0,1480
ψ_1	0,0000	0,2272*	0,0390*	0,2080*	0,0789*	0,0264
<i>p-değeri</i>	0,9998	0,0000	0,0159	0,0001	0,0108	0,0785
θ_1	0,9574*	0,7594*	0,7912*	0,5381*	0,6994*	0,9063*
<i>p-değeri</i>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
ζ_1	0,0434*	-0,0177	0,0424	0,1288	0,0602	0,0399
<i>p-değeri</i>	0,0002	0,6499	0,1918	0,0591	0,1418	0,2822

Çizelge 4.6. Günlük verilere ait GARCH-tipi modellerin koşullu varyans parametre tahminleri, AIC, BIC ve log olabilirlik ($\log L$) değerleri(devam)

$\log L$	3711,870	2258,716	2860,387	3182,334	2928,578	2967,266
AIC	-5,890	-3,582	-4,538	-5,049	-4,646	-4,707
BIC	-5,874	-3,565	-4,521	-5,033	-4,630	-4,691
Not: ‘*’ işaretli olan parametreler %95 güvenirlilik düzeyinde anlamlı olan parametreleri göstermektedir.						

Çizelge 4.7. Haftalık verilere ait GARCH-tipi modellerin koşullu varyans parametre tahminleri, AIC, BIC ve log olabilirlik ($\log L$) değerleri

HAFTALIK						
GARCH						
	BIST100	BEYAZ	CLEBI	DOCO	PGSUS	THYAO
ω	0,0000*	0,0013*	0,0000*	0,0002	0,0000	0,0000*
<i>p-değeri</i>	0,0004	0,0007	0,0050	0,0583	0,3250	0,0426
ψ_1	0,0000	0,2109*	0,0000	0,0776*	0,0012	0,0000
<i>p-değeri</i>	0,9982	0,0009	0,9959	0,0443	0,7727	0,9985
θ_1	0,9965*	0,7000*	0,9978*	0,8092*	0,9978	0,9990*
<i>p-değeri</i>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
$\log L$	547,673	222,806	395,726	443,820	376,988	417,877
AIC	-4,190	-1,691	-3,021	-3,391	-2,877	-3,191
BIC	-4,149	-1,650	-2,980	-3,350	-2,836	-3,150

Çizelge 4.7. Haftalık verilere ait GARCH-tipi modellerin koşullu varyans parametre tahminleri, AIC, BIC ve log olabilirlik (*logL*) değerleri (devam)

EGARCH						
	BIST100	BEYAZ	CLEBI	DOCO	PGSUS	THYAO
ω	-0,0730*	-0,5507*	-0,4592*	-5,4244*	-0,6883*	-1,9672*
<i>p-değeri</i>	0,0000	0,0003	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
ψ_1	-0,0625*	-0,0369	-0,1092*	-0,4474*	-0,0172	0,0285
<i>p-değeri</i>	0,0000	0,4565	0,0032	0,0000	0,6928	0,5568
θ_1	0,9898*	0,8644*	0,9212*	0,1322	0,8800*	0,6772*
<i>p-değeri</i>	0,0000	0,0000	0,0000	0,5187	0,0000	0,0000
ζ_1	-0,1102*	0,3993*	0,0411*	0,1834	-0,0221	-0,2192*
<i>p-değeri</i>	0,0000	0,0000	0,0000	0,2529	0,2873	0,0000
<i>logL</i>	558,098	219,599	401,739	448,911	376,111	420,174
AIC	-4,262	-1,658	-3,060	-3,422	-2,862	-3,201
BIC	-4,208	-1,604	-3,005	-3,368	-2,808	-3,147
GJRGARCH						
	BIST100	BEYAZ	CLEBI	DOCO	PGSUS	THYAO
ω	0,0000*	0,0014*	0,0003	0,0002	0,0000*	0,0000*
<i>p-değeri</i>	0,0000	0,0004	0,1631	0,0749	0,0000	0,0000
ψ_1	0,0000	0,1590*	0,0000	0,0663	0,0109*	0,0000
<i>p-değeri</i>	0,9996	0,0037	0,9995	0,0546	0,0000	0,9990

Çizelge 4.7. Haftalık verilere ait GARCH-tipi modellerin koşullu varyans parametre tahminleri, AIC, BIC ve log olabilirlik ($\log L$) değerleri (devam)

θ_1	1,0000*	0,6907*	0,8604*	0,7705*	1,0000*	1,0000*
p -değeri	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
ζ_1	-0,0193*	0,1359	0,1048	0,1339	- 0,0238*	- 0,0123*
p -değeri	0,0000	0,1515	0,1082	0,2352	0,0000	0,0000
$\log L$	549,538	224,178	400,546	445,319	377,872	418,607
AIC	-4,196	-1,694	-3,050	-3,395	-2,876	-3,189
BIC	-4,142	-1,639	-2,996	-3,340	-2,821	-3,135
Not: ‘*’ işaretli olan parametreler %95 güvenilirlik düzeyinde anlamlı olan parametreleri göstermektedir.						

Çizelge 4.6’deki günlük verilerin koşullu varyanslarının modellenmesi için en uygun olan GARCH-tipi model seçiminde AIC, BIC ve log olabilirlik ($\log L$) değerleri temel alındığında BIST 100 için en uygun model EGARCH, BEYAZ için en uygun model GARCH, CLEBI için en uygun model EGARCH, DOCO için en uygun model EGARCH, PGSUS için en uygun model GARCH veya GJRGARCH, THYAO için en uygun model EGARCH’tır.

Çizelge 4.7’deki haftalık verilerin koşullu varyanslarının modellenmesi için en uygun olan GARCH-tipi model seçiminde AIC, BIC ve log olabilirlik ($\log L$) değerleri baz alındığında BIST 100 için en uygun model EGARCH, BEYAZ için en uygun model GJRGARCH, CLEBI için en uygun model EGARCH, DOCO için en uygun model EGARCH, PGSUS için en uygun model GARCH, THYAO için en uygun model EGARCH’tır.

Bu GARCH-tipi modellere ait koşullu varyans parametrelerinin % 95 güvenilirlik düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılığına bakıldığında ise, BIST100 için EGARCH günlük ve haftalık model parametre tahminlerinin hepsi istatistiksel olarak anlamlı, BEYAZ için GARCH günlük ve haftalık model parametre tahminleri parametre istatistiksel olarak

anlamli, CLEBI için GARCH günlük model parametre tahminleri istatistiksel olarak anlamlı iken EGARCH haftalık model parametre tahminleri istatistiksel olarak anlamlı, DOCO için GJRGARCH günlük model parametre tahminlerinde bir parametre (ψ_1) istatistiksel olarak anlamsız iken GJRGARCH haftalık model parametre tahminlerinde iki parametre (θ_1 ve ζ_1) istatistiksel olarak anlamsız, PGSUS için GARCH günlük model parametre tahminleri istatistiksel olarak anlamlı ve GJRGARCH haftalık model parametre tahminleri istatistiksel olarak anlamlı son olarak THYAO için EGARCH günlük model parametre tahminleri istatistiksel olarak anlamlı iken haftalık parametre tahminlerinden bir parametre (ψ_1) istatistiksel olarak anlamsız sonucuna ulaşılmıştır

4.5 DPM ve Z-DPM Modellerindeki Beta Tahminlerinin Özeti ve Grafikleri

Bu bölümde, 5 ulaştırma firmasının verilerinin modellenmesi aşamasındaki EKK ile modellenen DPM'deki durağan beta ve GARCH-tipi modeller ile modellenen Z-DPM'deki zamanla değişen betaların tanımlayıcı istatistikleri günlük veriler için Çizelge 4.8'de ve haftalık veriler için ise Çizelge 4.9'da ayrı ayrı oluşturulmuştur.

Çizelge 4.8. Günlük veriler için DPM ve Z-DPM modellerindeki beta tanımlayıcı istatistikleri

GÜNLÜK				
BEYAZ				
Model	DPM	Z-DPM		
	β^{EKK}	β^{GARCH}	β^{EGARCH}	$\beta^{GJRGARCH}$
Minimum		0,210	0,186	0,193
Ortanca		0,359	0,391	0,363
Ortalama	0,508	0,467	0,455	0,461
Maksimum		1,811	1,593	1,701
Standart Sapma		0,281	0,217	0,268
Çarpıklık		2,072	1,584	1,917
Basıklık		7,399	5,766	6,762

Çizelge 4.8. Günlük veriler için DPM ve Z-DPM modellerindeki beta tanımlayıcı istatistikleri (devam)

CLEBI				
Model	DPM	Z-DPM		
	β^{EKK}	β^{GARCH}	β^{EGARCH}	$\beta^{GJRGARCH}$
Minimum		0,646	0,517	0,614
Ortanca		0,840	0,851	0,850
Ortalama	0,845	0,855	0,869	0,869
Maksimum		1,584	1,555	1,182
Standart Sapma		0,124	0,147	0,109
Çarpıklık		1,223	0,577	0,630
Basıklık		5,589	3,595	3,027
DOCO				
Model	DPM	Z-DPM		
	β^{EKK}	β^{GARCH}	β^{EGARCH}	$\beta^{GJRGARCH}$
Minimum		0,089	0,077	0,082
Ortanca		0,135	0,140	0,134
Ortalama	0,150	0,148	0,148	0,144
Maksimum		0,661	0,630	0,690
Standart Sapma		0,053	0,047	0,049
Çarpıklık		3,433	3,142	3,953
Basıklık		22,870	24,186	32,033
PGSUS				
Model	DPM	Z-DPM		
	β^{EKK}	β^{GARCH}	β^{EGARCH}	$\beta^{GJRGARCH}$
Minimum		0,813	0,785	0,756
Ortanca		1,196	1,157	1,150
Ortalama	1,174	1,188	1,200	1,191
Maksimum		1,554	2,019	1,594

Çizelge 4.8. Günlük veriler için DPM ve Z-DPM modellerindeki beta tanımlayıcı istatistikleri (devam)

Standart Sapma		0,179	0,245	0,191
Çarpıklık		0,044	0,673	0,152
Basıklık		1,870	2,815	1,872
THYAO				
Model	DPM	Z-DPM		
	β^{EKK}	β^{GARCH}	β^{EGARCH}	$\beta^{GJRGARCH}$
Minimum		1,000	0,884	0,789
Ortanca		1,219	1,228	1,246
Ortalama	1,240	1,248	1,257	1,259
Maksimum		1,718	1,815	1,824
Standart Sapması		0,175	0,204	0,203
Çarpıklık		0,551	0,470	0,350
Basıklık		2,374	2,375	2,593

Çizelge 4.9. Haftalık veriler için DPM ve Z-DPM modellerindeki beta tanımlayıcı istatistikleri

HAFTALIK				
BEYAZ				
Model	DPM	Z-DPM		
	β^{EKK}	β^{GARCH}	β^{EGARCH}	$\beta^{GJRGARCH}$
Minimum		0,298	0,245	0,289
Ortanca		0,405	0,450	0,408
Ortalama	0,535	0,491	0,511	0,489
Maksimum		1,698	1,440	1,804
Standart Sapma		0,236	0,204	0,234
Çarpıklık		2,177	1,601	2,342
Basıklık		8,394	5,863	9,673

Çizelge 4.9. Haftalık veriler için DPM ve Z-DPM modellerindeki beta tanımlayıcı istatistikleri (devam)

CLEBI				
Model	DPM	Z-DPM		
	β^{EKK}	β^{GARCH}	β^{EGARCH}	$\beta^{GJRGARCH}$
Minimum		0,688	0,446	0,601
Ortanca		0,740	0,790	0,722
Ortalama	0,745	0,755	0,797	0,759
Maksimum		1,130	1,276	1,696
Standart Sapma		0,059	0,172	0,159
Çarpıklık		2,955	0,084	3,139
Basıklık		15,007	2,350	14,766
DOCO				
Model	DPM	Z-DPM		
	β^{EKK}	β^{GARCH}	β^{EGARCH}	$\beta^{GJRGARCH}$
Minimum		0,117	0,068	0,098
Ortanca		0,136	0,143	0,132
Ortalama	0,139	0,143	0,152	0,145
Maksimum		0,246	0,423	0,247
Standart Sapma		0,022	0,047	0,035
Çarpıklık		1,958	1,322	1,124
Basıklık		7,097	7,094	3,272
PGSUS				
Model	DPM	Z-DPM		
	β^{EKK}	β^{GARCH}	β^{EGARCH}	$\beta^{GJRGARCH}$
Minimum		1,285	0,890	1,209
Ortanca		1,343	1,370	1,362
Ortalama	1,288	1,351	1,393	1,358
Maksimum		1,468	2,119	1,600

Çizelge 4.9. Haftalık veriler için DPM ve Z-DPM modellerindeki beta tanımlayıcı istatistikleri (devam)

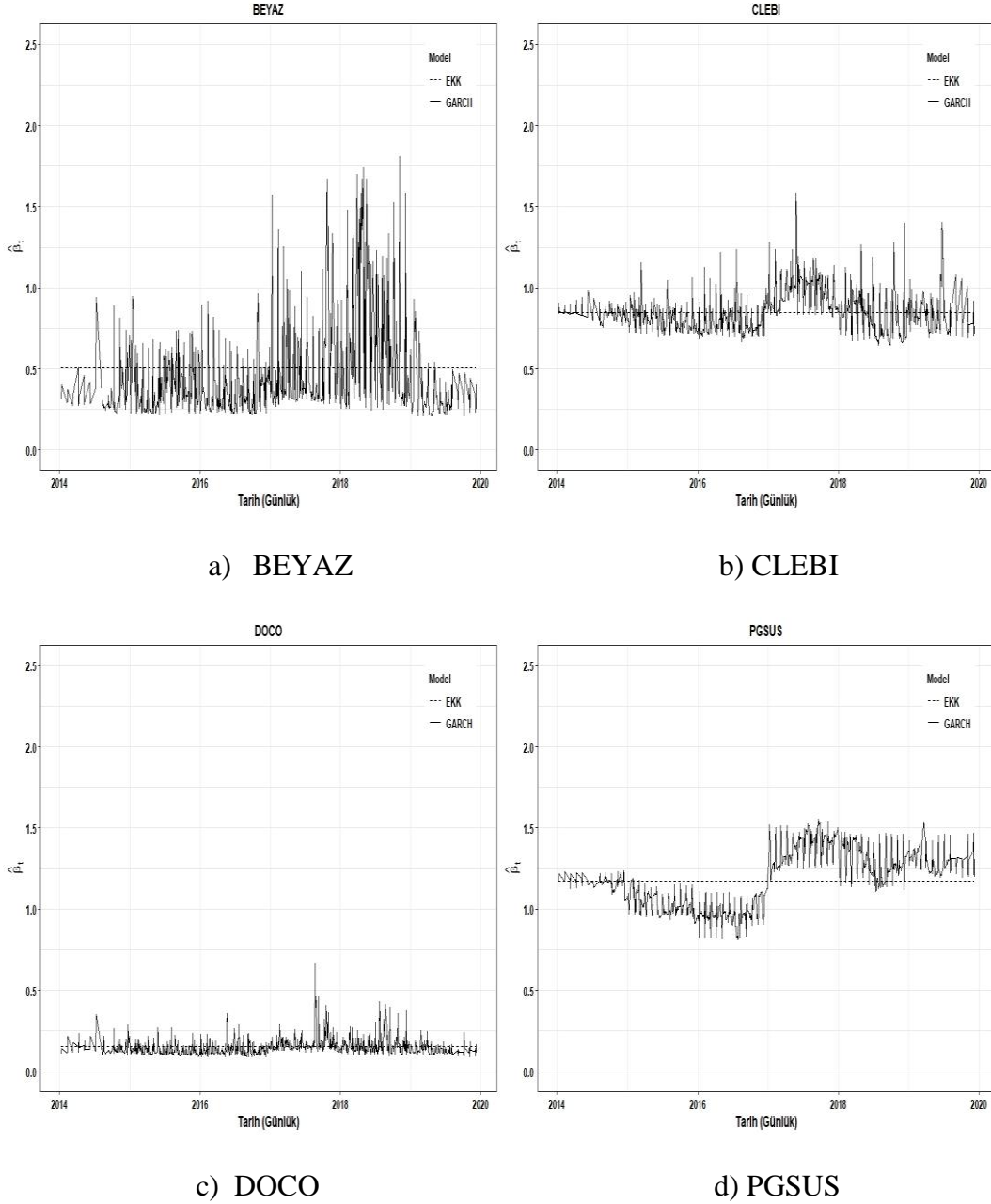
Standart Sapma		0,054	0,281	0,086
Çarpıklık		0,781	0,301	0,432
Basıklık		2,389	2,158	2,792
THYAO				
Model	DPM	Z-DPM		
	β^{EKK}	β^{GARCH}	β^{EGARCH}	$\beta^{GJRGARCH}$
Minimum		1,090	0,625	0,998
Medyan		1,128	1,146	1,128
Ortalama	1,096	1,128	1,171	1,134
Maksimum		1,154	1,948	1,300
Standart Sapması		0,016	0,298	0,055
Çarpıklık		-0,116	0,418	0,447
Basıklık		1,801	2,607	3,374

Çizelge 4.8’de verilen günlük veriler için DPM ve Z-DPM modellerine ait beta tanımlayıcı istatistikleri tablosuna bakıldığında 5 ulaştırma firmasının GARCH-tipi modeller ile elde zamana bağlı betaların beklendiği gibi EKK ile elde edilen betaların etrafına yerleştiği görülmektedir. Zamana bağlı betaların standart sapma değerlerine göre dalgalanmanın (volatilitenin) en yüksek olduğu beta tahminlerinin hesaplandığı modeller CLEBI, PGSUS ve THYAO için EGARCH ve BEYAZ ve DOCO için GARCH’tır.

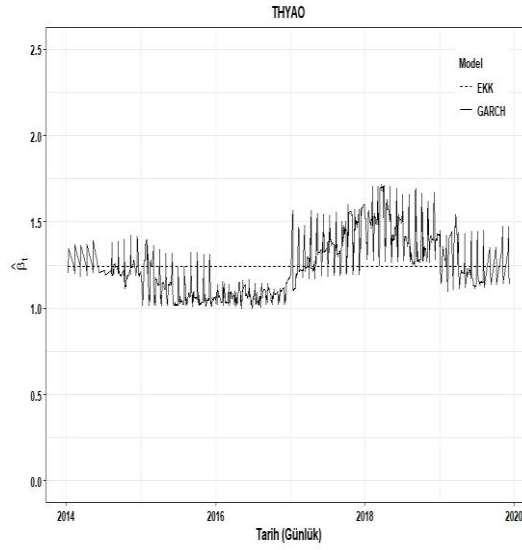
Çizelge 4.9’da verilen haftalık veriler için DPM ve Z-DPM modellerine ait beta tahnimlayıcı istatistikleri tablosuna bakıldığında Z-DPM modellerindeki beta tahminlerinde günlük verilerde de olduğu gibi beta tahminlerinin EKK etrafında yer aldığı görülmektedir. Volatilitenin en yüksek olduğu beta tahminlerinin hesaplandığı modeller CLEBI, DOCO, PGSUS ve THYAO firmaları için EGARCH; BEYAZ için GARCH’tır.

Bunlara ek olarak, Çizelge 4.8 ve Çizelge 4.9’da yer alan zamana bağlı betalar riskin bir ölçüsü olarak düşünülürse ve beta katsayısı ortalama tahminleri göz önüne alınarak 1’den

küçük olan BEYAZ, CLEBİ, DOCO firmalarına yapılan yatırımların BIST 100'e yapılan yatırımlara göre daha düşük riskli; beta katsayısı tahminleri 1'den büyük olan PGSUS ve THYAO firmalarına yapılan yatırımların BIST 100'e yapılan yatırımlara göre daha yüksek riskli yatırımlar olduğunu söylenebilir.

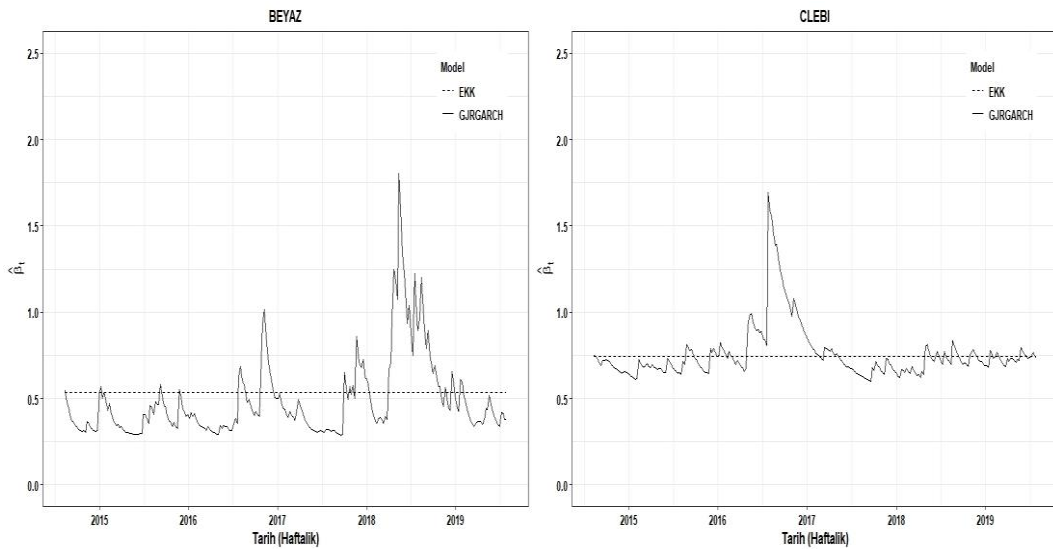


Şekil 4.3. Günlük BEYAZ (a), CLEBİ (b), DOCO (c), PGSUS (d) ve THYAO (e) firmalarının verilerinin DPM modeli içerisinde EKK ve Z-DPM modeli içerisinde GARCH modeliyle elde edilen beta ve zamana bağlı değişen betaların grafikleri



e) THYAO

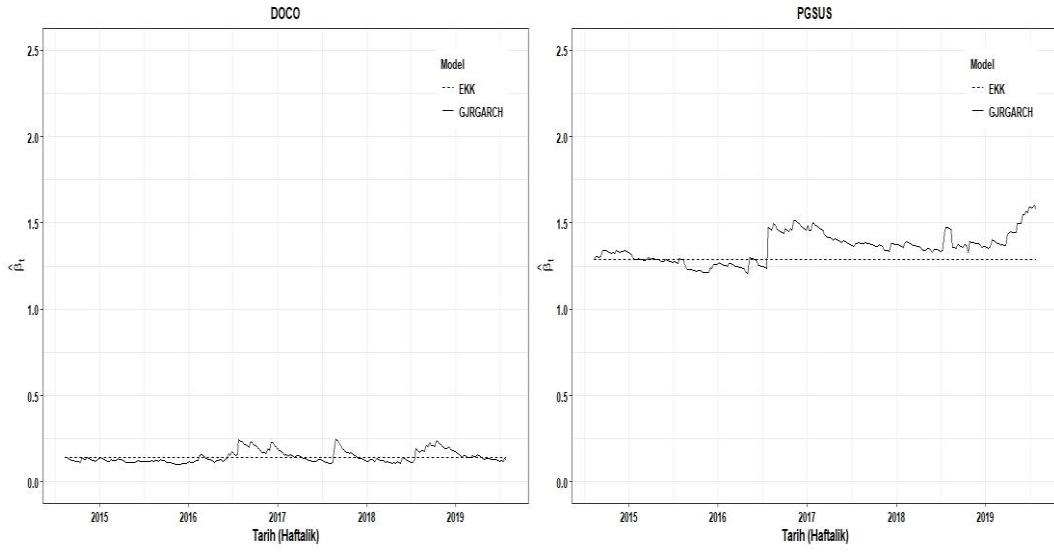
Şekil 4.4. Günlük BEYAZ (a), CLEBI (b), DOCO (c), PGSUS (d) ve THYAO (e) firmaların verilerinin DPM modeli içerisinde EKK ve Z-DPM modeli içerisinde GARCH modeliyle elde edilen beta ve zamana bağlı değişen betaların grafikleri (devam)



a) BEYAZ

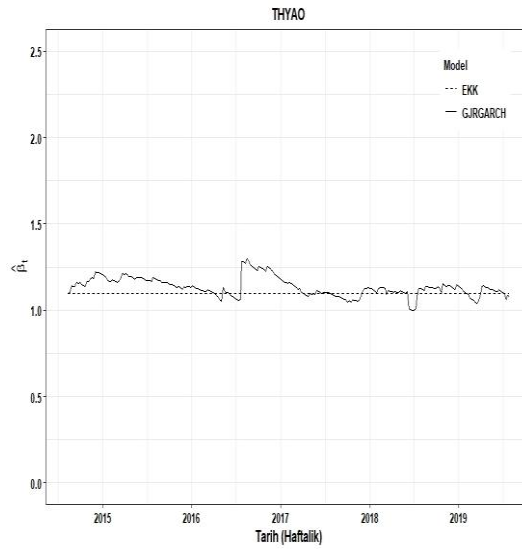
b) CLEBI

Şekil 4.5. Haftalık BEYAZ (a), CLEBI (b), DOCO (c), PGSUS (d) ve THYAO (e) firmalarının verilerinin DPM modeli içerisinde EKK ve Z-DPM modeli içerisinde GJRGARCH modeliyle elde edilen beta ve zamana bağlı değişen betaların grafikleri



c) DOCO

d) PGSUS



e) THYAO

Şekil 4.6. Haftalık BEYAZ (a), CLEBI (b), DOCO (c), PGSUS (d) ve THYAO (e) firmalarının verilerinin DPM modeli içerisinde EKK ve Z-DPM modeli içerisinde GJR/GARCH modeliyle elde edilen beta ve zamana bağlı değişen betaların grafikleri (devam)

Çizelge 4.8 ve Çizelge 4.9'daki zamana bağlı değişen betaların tanımlayıcı istatistiklerine ek olarak Şekil 4.3 ve Şekil 4.4'te sırasıyla 5 ulaştırma firmasının günlük ve haftalık zamana bağlı değişen beta tahminleri sadece MAE ve MSE kriterlerine göre en iyi veri modelleme performans sonucuna dayalı olarak burada, günlük veriler için GARCH,

haftalık veriler için ise GJRGARCH modelleri için Z-DPM modelinde elde edilen zamana bağlı değişen betaların grafiksel gösterimine yer verilmiştir.

Şekil 4.3'e göre günlük firma verilerinin GARCH ile modellenen Z-DPM ile elde edilen zamana bağlı betaların, EKK ile modellenen DPM durağan beta tahminleri etrafında dalgalandığı görülmektedir. Betayı risk ölçüsü olarak düşündüğümüzde diğerlerine göre daha çok dalgalanmanın olduğu yani volatilitenin en yüksek olduğu firmanın BEYAZ firmasının diğer firmalara göre daha riskli olduğu yorumu yapılabilmektedir ve Çizelge 4.1'deki standart sapma değerleriyle tutarlı sonuçlar elde edilmiştir.

Şekil 4.4'e göre haftalık firma verilerinin GJRGARCH ile modellenen Z-DPM ile elde edilen zamana bağlı betaların, EKK ile modellenen DPM durağan beta tahminleri etrafında dalgalandığı görülmektedir. Beta riskin bir ölçüsü olarak düşünüldüğünde diğerlerine göre daha çok dalgalanmanın olduğu yani BEYAZ firmasının diğer firmalara göre günlük verilerde olduğu gibi daha riskli olduğu ve ve Çizelge 4.1'deki standart sapma değerleriyle tutarlı sonuç gösterdiği gözlemlenmiştir.

4.6 Z-DPM Modellenmesindeki GARCH tipi Modellerin Artıklarının Testleri

Bu bölümde 5 ulaştırma firmasına ait günlük ve haftalık veriler için tercih edilen GARCH-tipi modelin artıklarının istatistiksel analizleri ve analizlerde kullanılan bazı istatistiksel test sonuçlarına (Bkz. Bölüm 3.6) yer verilmiştir.

Çizelge 4.10. Günlük verilerin Z-DPM modellenmesindeki GARCH-tipi modellerin artıklarının testleri

GÜNLÜK			
GARCH			
Firmalar	<i>JB</i>	<i>Het(420)</i>	<i>LB(35)</i>
BEYAZ	2542,723*	3,335*	118,583*
<i>p-değeri</i>	0,0000	0,0000	0,0000
CLEBI	3557,212*	1,861*	37,606
<i>p-değeri</i>	0,0000	0,0000	0,2279

Çizelge 4.10. Günlük verilerin Z-DPM modellenmesindeki GARCH-tipi modellerin artıklarının testleri (devam)

DOCO	1460,548*	2,263*	33,217
<i>p-değeri</i>	0,0000	0,0000	0,4077
PGSUS	240,178*	2,216*	46,369*
<i>p-değeri</i>	0,0000	0,0000	0,0483
THYAO	154,441*	2,004*	51,525*
<i>p-değeri</i>	0,0000	0,0000	0,0158
EGARCH			
Firmalar	JB	Het(420)	LB(35)
BEYAZ	2450,486*	3,322*	122,346*
<i>p-değeri</i>	0,0000	0,0000	0,0000
CLEBI	3447,869*	1,846*	38,442
<i>p-değeri</i>	0,0000	0,0000	0,1681
DOCO	1460,390*	2,249*	33,370
<i>p-değeri</i>	0,0000	0,0000	0,3527
PGSUS	235,837*	2,246*	47,177*
<i>p-değeri</i>	0,0000	0,0000	0,0315
THYAO	150,581*	1,985*	51,504*
<i>p-değeri</i>	0,0000	0,0000	0,0118
GJRGARCH			
Firmalar	JB	Het(420)	LB(35)
BEYAZ	2507,059*	3,328*	118,715*
<i>p-değeri</i>	0,0000	0,0000	0,0000
CLEBI	3533,592*	1,877*	38,607
<i>p-değeri</i>	0,0000	0,0000	0,1636
DOCO	1462,066*	2,250*	33,265
<i>p-değeri</i>	0,0000	0,0000	0,3575

Çizelge 4.10. Günlük verilerin Z-DPM modellenmesindeki GARCH-tipi modellerin artıklarının testleri (devam)

PGSUS	235,837*	2,246	47,177*
<i>p-değeri</i>	0,0000	0,0000	0,0315
THYAO	150,581*	1,985*	51,504*
<i>p-değeri</i>	0,0000	0,0000	0,0118
GJRGARCH			
Firmalar	<i>JB</i>	<i>Het(420)</i>	<i>LB(35)</i>
BEYAZ	2507,059*	3,328*	118,715*
<i>p-değeri</i>	0,0000	0,0000	0,0000
CLEBI	3533,592*	1,877*	38,607
<i>p-değeri</i>	0,0000	0,0000	0,1636
DOCO	1462,066*	2,250*	33,265
<i>p-değeri</i>	0,0000	0,0000	0,3575
PGSUS	237,718*	2,238*	46,201*
<i>p-değeri</i>	0,0000	0,0000	0,0388
THYAO	149,437*	2,007*	52,835*
<i>p-değeri</i>	0,0000	0,0000	0,0086
<p>Not: Jarque-Bera (<i>JB</i>) istatistiği, sıfır hipotezin artık serisi dağılımı ile normal dağım arasında fark yoktur şeklinde kurulduğu Jarque-Bera (<i>JB</i>) normallik testini; Ljung-Box (<i>LB</i>) istatistiği, sıfır hipotezin artık serisinde otokorelasyon sorunu yoktur şeklinde kurulduğu ve farklı gecikme değerleri için Ljung-Box (<i>LB</i>) otokorelasyon testini; Heteroscedasticity (<i>Het</i>) istatistiği, sıfır hipotezin artık serisinde değişen varyans sorunu yoktur şeklinde kurulduğu heteroscedasticity (<i>Het</i>) testini ifade etmektedir. Kurulan hipotez testlerinde tabloda ‘*’ işaretli olanlar % 95 güvenilirlik düzeyinde sıfır hipotezinin (H_0) kabul edilemeyeceğini göstermektedir.</p>			

Çizelge 4.10’da verilen Jarque-Bera (*JB*) testi sonuçlarına göre 5 ulaştırma firmasının günlük verileri için artık serilerinin normal dağılmadığı, Heteroscedasticity (*Het* (420)) testi sonuçlarına göre artık serisinin değişen varyans sorununun olduğu ve Ljung-Box (*LB*(35)) testi göre sonuçlarına göre CLEBI ve DOCO firması hariç artıklar arasında otokorelasyon sorunu olduğu sonucuna % 95 güvenilirlik düzeyinde ulaşılmaktadır.

Çizelge 4.11. Haftalık verilerin Z-DPM modellenmesindeki GARCH-tipi modellerin artıklarının testleri

HAFTALIK			
GARCH			
Firmalar	JB	Het(87)	LB (16)
BEYAZ	787,000*	39,271*	4,842*
<i>p-değeri</i>	0,0000	0,0002	0,0000
CLEBI	21,558*	16,999	2,191*
<i>p-değeri</i>	0,0000	0,1994	0,0002
DOCO	67,096*	15,760	2,314*
<i>p-değeri</i>	0,0000	0,2624	0,0001
PGSUS	21,861*	9,368	2,978*
<i>p-değeri</i>	0,0000	0,7446	0,0000
THYAO	72,235*	20,422	3,039*
<i>p-değeri</i>	0,0000	0,0852	0,0000
EGARCH			
Firmalar	JB	Het(87)	LB (16)
BEYAZ	760,052*	39,778*	4,775*
<i>p-değeri</i>	0,0000	0,0001	0,0000
CLEBI	21,675*	17,959	2,062*
<i>p-değeri</i>	0,0000	0,1170	0,0004
DOCO	69,383*	15,770	2,294*
<i>p-değeri</i>	0,0000	0,2020	0,0001
PGSUS	56,714*	7,922	3,095*
<i>p-değeri</i>	0,0000	0,7912	0,0000
THYAO	54,709*	20,186	2,939*
<i>p-değeri</i>	0,0000	0,0636	0,0000

Çizelge 4.11. Haftalık verilerin Z-DPM modellenmesindeki GARCH-tipi modellerin artıklarının testleri (devam)

GJRGARCH			
Firmalar	<i>JB</i>	<i>Het(87)</i>	<i>LB (16)</i>
BEYAZ	783,767*	39,716*	4,861*
<i>p-değeri</i>	0,0000	0,0001	0,0000
CLEBI	18,301*	17,204	2,162*
<i>p-değeri</i>	0,0001	0,1421	0,0002
DOCO	68,212*	15,899	2,311*
<i>p-değeri</i>	0,0000	0,1959	0,0001
PGSUS	18,580*	9,297	2,950*
<i>p-değeri</i>	0,0001	0,6774	0,0000
THYAO	68,317*	20,975	3,01*
<i>p-değeri</i>	0,0000	0,0507	0,0000

Not: Jarque-Bera (*JB*) istatistiği, sıfır hipotezin artık serisi dağılımı ile normal dağım arasında fark yoktur şeklinde kurulduğu Jarque-Bera (*JB*) normallik testini; Ljung-Box (*LB*) istatistiği, sıfır hipotezin artık serisinde otokorelasyon sorunu yoktur şeklinde kurulduğu ve farklı gecikme değerleri için Ljung-Box (*LB*) otokorelasyon testini; Heteroscedasticity (*Het*) istatistiği, sıfır hipotezin artık serisinde değişen varyans sorunu yoktur şeklinde kurulduğu heteroscedasticity (*Het*) testini ifade etmektedir. Kurulan hipotez testlerinde tabloda ‘*’ işaretli olanlar % 95 güvenilirlik düzeyinde sıfır hipotezinin (H_0) kabul edilemeyeceğini göstermektedir.

Çizelge 4.11’de verilen Jarque-Bera (*JB*) testi sonuçlarına göre 5 ulaştırma firmasının haftalık verileri için artık serilerinin normal dağılmadığı, Heteroscedasticity (*Het* (87)) testi sonuçlarına göre BEYAZ firması hariç değişen varyans sorunu olmadığı ve Ljung-Box (*LB*(16)) testi sonuçlarına göre artıklar arasında otokorelasyon sorunu olduğu sonucuna % 95 güvenilirlik düzeyinde ulaşılmaktadır.

Buradaki GARCH-tipi modeller ile modellenen Z-DPM’nin günlük ve haftalık artıklardaki normallik ve otokorelasyon sorunu ile yeterli olmadığı, fakat artıklardaki değişen varyans sorunu ile özellikle haftalık artıklar bazında yeterli olduğu görülmüştür.

5. SONUÇ VE ÖNERİLER

Bu tez çalışmasında finansal zaman serisi verilerini modellemek ve tahmin etmek için Sermaye Varklıkları Fiyatlandırma Modeli (SVFM) ile tutarlı olan ve durağan beta parametresiyle beta riskinin ölçülmesine olanak sağlayan Doğrusal Piyasa Modeli (DPM) temel model olarak alınmıştır. Finansal piyasalardaki ani dalgalanmaları en küçük hata payıyla modellemek ve tahmin etmek amacıyla zamana bağlı değişen beta risklerinin koşullu SVFM (K-SVFM) ile tutarlı olan Zamana bağlı değişen Doğrusal Piyasa Modeli (Z-DPM) ile modellenmesi ve tahmin performansının değerlendirilmesi amaçlanmıştır. Bunlara ek olarak, DPM ve Z-DPM modellerinin farklı frekans sıklıklarındaki modelleme ve tahmin performanslarının karşılaştırılması da aynı zamanda amaçlanmıştır. Bu amaçlar doğrultusunda BIST 100 endeksinde bulunan ulaştırma sektörüne ait 5 firmanın, Ağustos 2014-Ağustos 2019 zaman periyodunda 5 yıllık dönemdeki günlük ve haftalık frekanslarına ait verilerin modellenmesi ve gelecek 1 yıllık tahminlerine bu çalışmada yer verilmiştir. Buradaki, DPM EKK yöntemi ile tahmin edilirken, Z-DPM ise GARCH-tipi modellerden (GARCH, EGARCH ve GJRARCH) koşullu varyanslar yardımıyla elde edilmiştir.

İlk olarak, DPM ve Z-DPM karşılaştırması için Ortalama Mutlak Hata (MAE) ve Ortalama Kare Hatası (MSE) model kıyaslama kriterlerine göre EKK ile modellenen DPM'nin GARCH-tipi modeller ile modellenen Z-DPM'e karşı hem günlük hemde haftalık verileri modellemede daha düşük performans gösterdiği açıkça görülmektedir. Fakat her firma için farklı oranlarda modelleme performans artışı gözlenmektedir.

İkinci olarak, verilerin 1 yıllık gelecek tahmin performansı karşılaştırması için MAE ve MSE kriterleri temel alındığında modelleme aşamasında olduğu gibi elde edilen bulgular ışığında GARCH-tipi modeller ile modellenen Z-DPM'nin, EKK ile modellenen DPM'e kıyasla hem günlük hemde haftalık verilerde daha yüksek tahmin performansı gösterdiği sonucuna varılmıştır. Fakat farklı firmalarda tahmin performans artışları farklı olmuştur. Ayrıca, Z-DPM 'nin DPM'e kıyasla verilerin gelecek tahmin aşamasındaki performansının modelleme aşamasındaki performansına göre daha yüksek olduğu gözlenmektedir.

Üçüncü olarak, günlük ve haftalık firma verilerinin GARCH-tipi modeller ile modellenen Z-DPM ile elde edilen zamana bağlı değişen betaların grafikleri incelendiğinde,

günlük ve haftalık firma verilerinin GARCH ile modellenen Z-DPM ile elde edilen zamana bağlı betaların EKK ile modellenen DPM durağan beta tahminleri etrafında dalgalandığı; haftalık firma verilerinin GJRGARCH ile modellenen Z-DPM ile elde edilen zamana bağlı betaların EKK ile modellenen DPM durağan beta tahminleri etrafında dalgalandığı görülmektedir.

Dördüncü olarak, Z-DPM ‘deki zamana bağlı değişen betaların modelleme ve tahmin için kullanılan koşullu varyansların GARCH-tipi modellerin parametre tahmin performansları Akaike Bilgi Kriteri (AIC), Bayes Bilgi Kriteri (BIC) ve Loglikelihood değerleri ile kıyaslandığında her firma için her iki frekansta da farklı modeller en uygun model olarak elde edilmiştir.

Beşinci olarak, her iki frekansta zamana bağlı değişen betaların grafiklerinde 5 firma karşılaştırıldığında daha çok dalgalanmanın BEYAZ firmasında olduğu sonucuna varılmakta ve tanımlayıcı istatistiklere bakıldığında analizler yapılmadan önce standart sapmanın en yüksek olduğu firmanın BEYAZ firması olduğu ve bu bulguyla paralel bir beta tahmini sonucuna ulaşıldığı gözlemlenmektedir. Bu bulgular sonucunda, beta ve standart sapma riskin bir ölçüsü olarak düşünüldüğünde BEYAZ firmasının diğer firmalara göre daha riskli olduğu yorumu yani kazanç ve kayıp şansının diğer firmalara oranla daha yüksek olduğu yorumu yapılabilmektedir.

Genel sonuç olarak, farklı firmaların farklı frekanslarında ve farklı GARCH-tipi modeller ile modelleme ve gelecek tahmini konusunda Z-DPM’nin DPM’e oranla değişen oranlarda performans artışı gözlemlendiği özellikle yatırımcı ve araştırmacılar için daha önem derecesine sahip olan gelecek tahmini konusunda performans artışı olduğu görülmektedir. Bunun sonucunda beta risk parametresinin durağan olmadığı gözlemlenmiş ve literatür ile tutarlılık göstermiştir.

Gelecekteki çalışmalarda farklı GARCH-tipi modeller ile modellenen Z-DPM, gelişmiş ve gelişmekte olan piyasa analizlerinde ve farklı frekans değerlerinde kullanılarak betaların durağanlığının test edilmesi ve Z-DPM’nin performans kıyaslamaları yapılması önerilmektedir.

KAYNAKLAR DİZİNİ

- Altınsoy, G., 2009, Time-varying Beta Estimation for Turkish Real Estate Investment Trusts: An analysis of alternative modelling techniques, M.Sc. Thesis, Middle East Technical University, (unpublished).
- Aygören, H., Sarıtaş, H., 2007, Is a correction necessary for beta estimation?, Akdeniz İ.İ.B.F. Dergisi, 14, 110-121.
- Aygören, H., Uyar, U., 2016, The analysis of financial beta behaviour via panel quantile regression approach, Journal of Economics, Finance and Accounting, 3(4), 255-265.
- Black, F., 1976, Studies of stock price volatility changes, Proceedings of the 1976 Meeting of the American Statistical Association, 177-181.
- Bollerslev, T., 1986, Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity, Journal of Econometrics, 31(3), 307-327.
- Bos, T., Newbold, P., 1984, An empirical investigation of the possibility of stochastic systematic risk in the market model, The Journal of Business, 57(1), 35-41.
- Brooks, R. D., Faff, R. W., Lee, J. H., 1992, The form of time variation of systematic risk: Some Australian evidence, Applied Financial Economics, 2(4), 191-198.
- Brooks, R., Faff, R., McKenzie, M., 1998, Time-varying beta risk of Australian industry portfolios: A comparison of modelling techniques, Australian Journal of Management, 23(1), 1-22.
- Brooks, R., Faff, R., McKenzie, M., 2002, Time varying country risk: An assessment of alternative modelling techniques, European Journal of Finance, 8(3), 249-274.
- Celik, S., 2013, Testing the stability of beta: A sectoral analysis in Turkish Stock Market, Journal of Economics and Behavioral Studies, 5 (1), 18-23.
- Choudhry, T., Wu, H., 2009, Forecasting ability of GARCH vs Kalman Filter method: evidence from daily UK time-varying beta, The European Journal of Finance, 15(4), 437-444.
- Danielsson, J., 2011, Financial Risk Forecasting: The Theory And Practice of Forecasting Market Risk with Implementation in R And Matlab, The Wiley Finance Series, Wiley.
- Derindere, S., Dizdarlar, H., 2008, Getiri aralığının sistematik riskin ölçüsü olan beta üzerine etkileri: İMKB'de bir uygulama, Afyon Kocatepe Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi, 10(1), 1-17.
- Durbin, J., Koopman, S., 2001, Time Series Analysis by State Space Methods, Oxford Statistical Science Series, Clarendon Press.

KAYNAKLAR DİZİNİ (devam)

- Fabozzi, F., Francis, J., 1978, Beta as a random coefficient, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 13(1), 101-116.
- Faff, R., Hillier, D., Hillier, J., 2000, Time varying beta risk: An analysis of alternative modelling techniques, *Journal of Business Finance & Accounting*, 27(5-6), 523-554.
- Faff, R., Lee, J., Fry, T., 1992, Time stationarity of systematic risk: Some Australian evidence, *Journal of Business Finance & Accounting*, 19(2), 253-270.
- Faraway, J., 2004, *Linear Models with R*. Chapman & Hall/CRC Texts in Statistical Science, Taylor & Francis.
- Glosten, L., Jagannathan, R., Runkle, D., 1993, On the relation between the expected and the volatility of the nominal excess return on stocks, Staff Report 157, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Harvey, A., 1989, *Forecasting Structural Time Series Models And The Kalman Filter*, Cambridge University Press.
- <http://www.trlibor.org/veriler.aspx>, erişim tarihi: 01.08.2019.
- <https://finance.yahoo.com/>, erişim tarihi: 01.08.2019.
- <https://www.investing.com/>, erişim tarihi: 01.08.2019.
- Jarque, C. M., Bera, A. K., 1980, Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals, *Economic Letters*, 6(3), 255-259.
- Kim, D., 1993, The extent of nonstationarity of beta, *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 6(3), 241-254.
- Köseoğlu, S. D., Gökbulut, R. İ., 2011, Market risk of Turkish sectors between 2001 and 2011: A bivariate GARCH approach, *African Journal of Business Management*, 6(23), 6948-6957.
- Lintner, J., 1965, The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets, *Review of Economics and Statistics*. 47(1), 13-37.
- Ljung, G. M., Box, G. P., 1978, On a measure of lack of fit in time series models, *Biometrika*, 65(2), 297-303.
- Markowitz, H., 1952, Portfolio selection, *The Journal of Finance*, 7(1), 77-91.
- Mergner, S., Bulla, J., 2008, Time-varying beta risk of Pan-European industry portfolios: A comparison of alternative modeling techniques, *European Journal of Finance*, 14(8), 771-802.
- Mergner, S., 2009, *Applications of State Space Model in Finance*, Ph.D. Thesis, Universitätsverlag Gottingen.

KAYNAKLAR DİZİNİ (devam)

- Mossin, J., 1966, Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica*. 34(4), 768-783.
- Nelson, D. B., 1991, Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach *Econometrica*, 59, 347-370.
- Nelson, D. B., Cao, C. Q., 1992, Inequality constraints in the univariate GARCH model. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(2), 229-235.
- Neslihanoglu, S., 2014, Validating and Extending the Two-Moment Capital Asset Pricing Model for Financial Time Series. University of Glasgow, (unpublished).
- Odabaşı, A., 2000, Evidence on the stationarity of beta coefficients: The case of Turkey, Working Paper. Bogazici University.
- Odabaşı, A., 2002, An investigation of beta instability in the Istanbul Stock Exchange, *The Istanbul Stock Exchange Review*, 6(24), 15-32.
- Odabaşı, A., 2003a, Some estimation issues of betas. A preliminary investigation in the Istanbul Stock Exchange, *Bogazici Journal: Review of Social, Economic and Administrative Studies*, 17(2), 1-11.
- Odabaşı, A., 2003b, Sistematik risk tahmininde getiri aralığının etkisi: İMKB’de bir uygulama, *Uludağ Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 22(1), 107-120.
- Oran, A., Soytaş, U., 2008, Stability in the ISE: Betas for stocks and portfolios, MARC Working Paper Series, Management and Administration Research Center, Ankara
- Peters, J., 2001, Estimating and forecasting volatility of stock indices using asymmetric GARCH models and (skewed) student-t densities, Working paper, EAA Business School, University of Liege.
- R Core Team, 2018, R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
- Sharpe, W. F., 1964, Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk, *The Journal of Finance*, 19(3), 425-442.
- Sunder, S., 1980, Stationarity of market risk: Random coefficients tests for individual stocks, *Journal of Finance*, 35(4), 883-896.
- Tunçel, A. K., 2009, Beta tahmininde getiri aralığı etkisi: İMKB örneği, *Ege Academic Review*, 9(1), 131-139.
- Wells, C., 1994, Variable betas on the Stockholm Exchange 1971-1989, *Applied Financial Economics*, 4(1), 75-92
- Yayvak, B., Akdeniz, L., Altay-Salih, A., 2015, Do time-varying betas help in asset pricing? Evidence from Borsa Istanbul, *Emerging markets finance and trade*, 51(4), 747-756.