

**ASİMETRİK BİLGİ TEORİSİ ÇERÇEVESİNDE İŞLEM HACMI
VE FİYAT DEĞİŞİMLERİ ARASINDAKİ İLİŞKİNİN
İNCELENMESİ: BORSA İSTANBUL ÖRNEĞİ**

**Pamukkale Üniversitesi
Sosyal Bilimler Enstitüsü
Yüksek Lisans Tezi
İşletme Ana Bilim Dalı
Muhasebe ve Finansman Tezli Yüksek Lisans Programı**

Sunay ÇIRALI

Danışman: Prof. Dr. Hakan SARITAŞ

Ağustos 2020

DENİZLİ

YÜKSEK LİSANS TEZİ ONAY FORMU

İşletme Ana Bilim Dalı Muhasebe ve Finansman Bilim Dalı öğrencisi Sunay ÇIRALI tarafından Prof. Dr. Hakan SARITAŞ yönetiminde hazırlanan “Asimetrik Bilgi Teorisi Çerçevesinde İşlem Hacmi Ve Fiyat Değişimleri Arasındaki İlişkinin İncelenmesi: Borsa İstanbul Örneği” başlıklı tez aşağıdaki jüri üyeleri tarafından 19/08/2020 tarihinde yapılan tez savunma sınavında başarılı bulunmuş ve Yüksek Lisans Tezi olarak kabul edilmiştir.

Jüri Başkanı
Prof. Dr. Hakan Sarıtaş

Jüri-Danışman
Doç. Dr. Dünder KÖK

Jüri
Dr. Öğr. Üyesi Umut Tolga GÜMÜŞ

Pamukkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Yönetim Kurulunun
.....tarih ve sayılı kararıyla onaylanmıştır.

Enstitü Müdürü

Bu tezin tasarımı hazırlanması yürütülmesi arařtırmaların yapılması ve bulgularının analizlerinde bilimsel etięe ve akademik kurallara özenle riayet edildięini; bu alıřmanın doğrudan birincil ürünü olmayan bulguların, verilerin ve materyallerin bilimsel etięe uygun olarak kaynak gösterildięini ve alıntı yapılan alıřmalara atıfta bulunulduęunu beyan ederim.

Öęrenci Adı Soyadı

Sunay IRALI

ÖZET

ASİMETRİK BİLGİ TEORİSİ ÇERÇEVESİNDE İŞLEM HACMİ VE FİYAT DEĞİŞİMLERİ ARASINDAKİ İLİŞKİNİN İNCELENMESİ: BORSA İSTANBUL ÖRNEĞİ

Çıralı, Sunay
Yüksek Lisans Tezi
İşletme ABD
Muhasebe ve Finansman YL Programı
Danışman: Prof. Dr. Hakan Sarıtaş
Haziran 2020, VI-52 Sayfa

Geleneksel finansa yöneltilen en önemli eleştirilerden birisi, eşit ve tam bilgi varsayımına yöneliktir. Son yıllarda, ekonomideki tüm aktörlerin piyasayı etkileyen tüm bilgilere aynı anda sahip olduğu varsayımına şüpheyle bakılmaya başlanmıştır ve bunun sonucunda Asimetrik Bilgi Teorisi ortaya çıkmıştır. Hisse senetlerinin volatilitesi ile işlem hacmi arasındaki ilişkinin tanımlanması piyasadaki bilgi akışını tespit etmek açısından çok önemlidir. Bu çalışmada, Borsa İstanbul’da işlem hacmi ile fiyat değişimleri arasındaki ilişkinin yönü ve derecesi, “Firma Büyüklüğü” göstergesine göre tahmin edilmiş ve söz konusu ilişkideki asimetrinin incelenmesi amaçlanmıştır. Araştırmada veri seti olarak 19 Mart 2018 – 17 Mart 2020 tarihleri arasında, Borsa İstanbul’da faaliyet gösteren 99 firmanın günlük kapanış fiyatları ile işlem hacmi tutarları kullanılırken, günlük verilerdeki değişen varyans sorunu sebebiyle ve söz konusu ilişkideki asimetrinin ortaya çıkarılabilmesi adına EGARCH Modeli uygulanmıştır. Analizlerin sonucunda işlem hacmi ve fiyat değişimleri arasında fiyattan hacme doğru tek yönlü güçlü bir ilişkinin olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca bu ilişkinin derecesinin, fiyat dalgalanmaları en az olan “Orta Firmalar” portföyünde en güçlü iken, fiyat dalgalanmaları en yüksek olan “Büyük Firmalar” portföyünde en zayıf olduğu ortaya konmuştur. Ek olarak hisse senedi fiyatlarındaki volatilitede, fiyatların artış ve azalış durumlarında bir asimetrinin mevcut olduğu çalışmanın bulguları arasındadır.

Anahtar Kelimeler: Asimetrik Bilgi, İşlem Hacmi, Volatilité, Firma Büyüklüğü, EGARCH

ABSTRACT

INVESTIGATION OF RELATIONSHIP BETWEEN PRICE CHANGES AND TRADING VOLUME WITHIN THE FRAME OF ASYMMETRIC INFORMATION THEORY: AN EXAMPLE OF ISTANBUL STOCK EXCHANGE

Çıralı, Sunay

Master Thesis

Business Administration Department

Accounting and Finance Post Graduate Program

Adviser: Prof. Dr. Hakan Sarıtaş

June 2020, VI-52 Pages

One of the most important criticisms to the traditional finance is toward the equal and complete information hypothesis. In recent years, assumption that all players in an economy has entire information which effects the market, has been started to be suspicious and by the result of this, the Theory of Asymmetric Information has been put forward. Defining the relationship between volatility of stock prices and trading volume is crucial on the account of determining the information flow in a stock market. This study investigates the direction and degree of relationship between trading volume and price changes in Borsa Istanbul according to the “Firm Size” indicator and it is aimed to show the asymmetry in this relationship. In the research, daily closing prices and trading volume of 99 firms are used based on Borsa Istanbul data between the dates of 19 March 2018 - 17 March 2020. Also, EGARCH Model is applied on analysis in order to solve heteroskedasticity problem of daily data and reveal the asymmetry in the mentioned relationship. As a result of study, it is determined that there is a strong one-way relationship from price changes to transaction volume. Moreover, degree of this relationship is shown to be the strongest in the “Middle Firms” portfolio which has the lowest price fluctuations and the weakest in the “Large Firms” portfolio with the highest price fluctuations. In addition, presence of an asymmetry of the volatility in increase and decrease of prices is among the findings of the study.

Keywords: Asymmetric Information, Trading Volume, Volatility, Firm Size, EGARCH

İÇİNDEKİLER

ÖZET.....	i
ABSTRACT.....	ii
İÇİNDEKİLER.....	iii
TABLolar DİZİNİ.....	iv
ŞEKİLLER DİZİNİ.....	v
GİRİŞ.....	1

BİRİNCİ BÖLÜM TEORİK ÇERÇEVE VE LİTERATÜR TARAMASI

1. TEORİK ÇERÇEVE.....	2
2. LİTERATÜR TARAMASI.....	6
2.1. Uluslararası Çalışmalar.....	6
2.2. Türkiye’de Yapılan Çalışmalar.....	9

İKİNCİ BÖLÜM VERİ SETİ VE METODOLOJİ

1. ÇALIŞMANIN AMACI VE KAPSAMI.....	14
2. ÇALIŞMANIN DEĞİŞKENLERİ.....	14
3. METODOLOJİ.....	16
3.1.ARCH Modeli.....	16
3.2.Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) Modeli.....	18
3.3. Diğer Otoregresif Modeller.....	19
3.3.1. ARCH-M.....	19
3.3.2. E-GARCH Modeli.....	19
3.3.3. TARCh Modeli.....	20

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM ANALİZ VE BULGULAR

1. TANIMSAL İSTATİSTİKLER.....	21
2. DURAĞANLIK TESTLERİ.....	22
3. MODELİN DOĞRUSAL KISMI İÇİN VAR MODELİNİN BELİRLENMESİ..	27
3.1.Optimum Gecikme Uzunluklarının Belirlenmesi.....	27
3.2.Varyans Ayırıştırma Metodu.....	32
4. DOĞRUSALLIĞIN TEST EDİLMESİ.....	36
5. ARCH ETKİSİNİN BELİRLENMESİ.....	38
6. DAĞILIM YÖNTEMİNİN BELİRLENMESİ.....	41
7. ANALİZ VE BULGULAR.....	43
SONUÇ.....	48
KAYNAKÇA.....	49

ŞEKİLLER DİZİNİ

Grafik-1: Küçük Firmalar Portföyü Ters Kökler Birim Çemberi.....	31
Grafik-2: Orta Firmalar Portföyü Ters Kökler Birim Çemberi.....	32
Grafik-3: Büyük Firmalar Portföyü Ters Kökler Birim Çemberi.....	32
Grafik-4: Küçük Firmalar Fiyat Verilerinin Normal Dağılımlı EGARCH Modelinin Tanımlayıcı İstatistikleri	41
Grafik-5: Küçük Firmalar Hacim Verilerinin Normal Dağılımlı EGARCH Modelinin Tanımlayıcı İstatistikleri	42
Grafik-6: Orta Firmalar Fiyat Verilerinin Normal Dağılımlı EGARCH Modelinin Tanımlayıcı İstatistikleri	42
Grafik-7: Orta Firmalar Hacim Verilerinin Normal Dağılımlı EGARCH Modelinin Tanımlayıcı İstatistikleri.....	42
Grafik-8: Büyük Firmalar Fiyat Verilerinin Normal Dağılımlı EGARCH Modelinin Tanımlayıcı İstatistikleri.....	43
Grafik-9: Büyük Firmalar Hacim Verilerinin Normal Dağılımlı EGARCH Modelinin Tanımlayıcı İstatistikleri.....	43

TABLOLAR DİZİNİ

Tablo-1: Firma Büyüklüğü Göstergesinin Betimleyici İstatistikleri.....	15
Tablo-2: Firma Büyüklüğüne Göre Oluşan Portföylerin Betimleyici İstatistikleri.....	15
Tablo-3: Firma Portföylerinin Fiyat ve Hacim Serilerinin Betimleyici İstatistikleri.....	21
Tablo-4: Küçük Firmalar Portföyünün Ortalama Fiyat Serisinin Birim Kök Testi Sonuçları.....	22
Tablo-5: Küçük Firmalar Portföyünün Ortalama Hacim Serisinin Birim Kök Testi Sonuçları.....	23
Tablo-6: Orta Firmalar Portföyünün Ortalama Fiyat Serisinin Birim Kök Testi Sonuçları.....	23
Tablo-7: Orta Firmalar Portföyünün Ortalama Hacim Serisinin Birim Kök Testi Sonuçları.....	24
Tablo-8: Büyük Firmalar Portföyünün Ortalama Fiyat Serisinin Birim Kök Testi Sonuçları.....	24
Tablo-9: Büyük Firmalar Portföyünün Ortalama Hacim Serisinin Birim Kök Testi Sonuçları.....	24
Tablo-10: Küçük Firmalar Portföyünün Ortalama Fiyat Serisinin I(1) Formda Birim Kök Testi Sonuçları.....	25
Tablo-11: Küçük Firmalar Portföyünün Ortalama Hacim Serisinin I(1) Formda Birim Kök Testi Sonuçları.....	25
Tablo-12: Orta Firmalar Portföyünün Ortalama Fiyat Serisinin I(1) Formda Birim Kök Testi Sonuçları.....	26
Tablo-13: Orta Firmalar Portföyünün Ortalama Hacim Serisinin I(1) Formda Birim Kök Testi Sonuçları.....	26
Tablo-14: Büyük Firmalar Portföyünün Ortalama Fiyat Serisinin I(1) Formda Birim Kök Testi Sonuçları.....	26
Tablo-15: Büyük Firmalar Portföyünün Ortalama Hacim Serisinin I(1) Formda Birim Kök Testi Sonuçları.....	27
Tablo-16: Küçük Firmalar Portföyü VAR Gecikme Uzunluğu Bilgi Kriterleri.....	28
Tablo-17: Küçük Firmalar Portföyü LM Testi Sonuçları.....	28
Tablo-18: Orta Firmalar Portföyü VAR Gecikme Uzunluğu Bilgi Kriterleri...	29
Tablo-19: Orta Firmalar Portföyü LM Testi Sonuçları.....	30
Tablo-20: Büyük Firmalar Portföyü VAR Gecikme Uzunluğu Bilgi Kriterleri.....	30
Tablo-21: Büyük Firmalar Portföyü LM Testi Sonuçları.....	31
Tablo-22: Küçük Firmalar Getiri Serisinin Varyans Ayrıştırma Modeli.....	33
Tablo-23: Orta Firmalar Getiri Serisinin Varyans Ayrıştırma Modeli.....	34
Tablo-24: Büyük Firmalar Getiri Serisinin Varyans Ayrıştırma Modeli.....	34
Tablo-25: Küçük Firmalar Hacim Serisinin Varyans Ayrıştırma Modeli.....	35
Tablo-26: Orta Firmalar Hacim Serisinin Varyans Ayrıştırma Modeli.....	35

Tablo-27: Büyük Firmalar Hacim Serisinin Varyans Ayrıştırma Modeli.....	36
Tablo-28: Küçük Firmalar Fiyat Serisi BDS Test Sonuçları.....	37
Tablo-29: Küçük Firmalar Hacim Serisi BDS Test Sonuçları.....	37
Tablo-30: Orta Firmalar Fiyat Serisi BDS Test Sonuçları.....	37
Tablo-31: Orta Firmalar Hacim Serisi BDS Test Sonuçları.....	37
Tablo-32: Büyük Firmalar Fiyat Serisi BDS Test Sonuçları.....	37
Tablo-33: Büyük Firmalar Hacim Serisi BDS Test Sonuçları.....	38
Tablo-34: Küçük Firmalar Portföyü ARCH Heteroskastisite Testi	39
Tablo-35: Orta Firmalar ARCH Heteroskastisite Testi Sonuçları.....	39
Tablo-36: Büyük Firmalar ARCH Heteroskastisite Testi Sonuçları.....	39
Tablo-37: Fiyat Verileri İçin Kurulan EGARCH(1,1) Modellerinin Log Olabilirlik Değerleri.....	40
Tablo-38: Hacim Verileri İçin Kurulan EGARCH(1,1) Modellerinin Log Olabilirlik Değerleri.....	40
Tablo-39: Hisse Senedi Fiyatlarının EGARCH(1,1) Modelleri.....	40
Tablo-40: Hisse Senedi Fiyatlarının AR(1)EGARCH(1,1,1) Modeli Sonuçları.....	44
Tablo-41: İşlem Hacmi Verilerinin AR(1)EGARCH(1,1,1) Modeli Sonuçları	45
Tablo-42: Hisse Senedi Fiyatlarının İşlem Hacmine Dayanan AR(1)EGARCH(1,1,1) Modeli Sonuçları.....	46
Tablo-43: İşlem Hacmi Verilerinin Fiyat Değişimlerine Dayanan AR(1)EGARCH(1,1,1) Modeli Sonuçları.....	47
Tablo-44: Bütün Veriler İçin Tahmin Edilen AR(1)EGARCH(1,1,1) Modelleri.....	47

GİRİŞ

Türkiye sermaye piyasasında işlem hacmi ve fiyat değişimleri arasındaki ilişkide, firma büyüklüğü faktörüne göre bir asimetrinin olup olmadığını incelemek amacıyla gerçekleştirilen bu çalışmada, veri seti olarak BIST 100 endeksinde yer alan firmaların, 19 Mart 2018 – 17 Mart 2020 tarihleri arasındaki günlük kapanış fiyatları ile işlem hacmi tutarları kullanılmıştır. Çalışmanın birinci bölümünde konuya ilişkin literatürde yer alan yerli ve yabancı çalışmalar yer almaktadır. İkinci bölümde analizlerde kullanılacak veri seti hakkında bilgiler sunulmuştur. Bu bölümde BIST 100 endeksinde yer alan 99 firma, büyüklüklerine göre üç ayrı portföye ayrılmıştır. Firma portföylerine ait hacim ve fiyat serilerinin durağanlık kontrolünün sağlanabilmesi için, bu serilerin birinci logaritmik farkları hesaplanmıştır. Durağanlık kontrolünün P-P ve ADF birim kök testleri ile sağlanmasının ardından, optimum gecikme uzunluğu bilgi kriterlerine göre belirlenmiş ve buna bağlı olarak oluşturulan VAR modellerine Varyans Ayırıştırma Tekniği uygulanarak işlem hacmi ve getiri volatilitesi arasındaki doğrusal ilişki analiz edilmiştir. Daha sonra BDS Bağımsızlık Testi ile veri setinin doğrusal olup olmadığı araştırılmıştır. İlgili testler sonucunda veri setinin, finansal zaman serilerinin genel özelliğinde olduğu gibi, doğrusal olmadığı gözlemlenmiştir. Bu sebeple, bir ARMA modeli kurularak bu model ARCH Heteroskastisite Testine tabi tutulmuştur. Bunun sonucunda, her firma portföyünde ARCH etkisinin belirgin bir şekilde gözlemlendiği tespit edilmiştir. Fiyat ve hacim ilişkisinde fiyat değişimlerinin negatif ve pozitif olduğu durumlarda bir asimetri mevcut olduğu düşünülmektedir. Bu sebeple çalışmanın analiz kısmında analizde Üssel GARCH (EGARCH) Modelinin kullanılmasına karar verilmiştir. Bunun için, her bir firma portföyü için, daha önce kurulan ARMA modeli doğrultusunda bağımlı değişkeni fiyat ve hacim serileri olan AR(1)EGARCH(1,1,1) modelleri oluşturulmuş ve sonuçlar firma büyüklüklerine göre mukayese edilmiştir.

BİRİNCİ BÖLÜM

TEORİK ÇERÇEVE VE LİTERATÜR TARAMASI

1. TEORİK ÇERÇEVE

Bir piyasadaki fiyat değişimleri ve işlem hacmi arasındaki ilişkinin incelenmesi, özellikle son yıllarda finans literatürünün en önemli konularından birisi haline gelmiştir. J. M. Karpoff (1987), fiyat değişiklikleri ve işlem hacmi arasındaki ilişkinin önemli olmasını dört temel faktöre bağlamıştır:

- i. İşlem hacmi ve fiyat değişiklikleri arasındaki ilişki, bir finansal piyasanın içyapısı hakkında önemli fikirler verir. Piyasadaki bilgi akışına bağlı olan fiyat-hacim ilişkisinin modellenmesi; yeni bilgilerin nasıl yayıldığına, bu bilgilerin fiyatlara yansıyor yansımadığına, pazar büyüklüğüne ve alım-satım kısıtlamalarına dair bilgilerin elde edilmesini sağlar.
- ii. Bu ilişkinin modellenmesi, fiyat ve hacim bilgilerinin kullanılmasını gerektiren pek çok vaka çalışması için önemlidir. Örneğin bireylerin temettü tercihlerini incelemek ya da yeni bilgilerin piyasa katılımcıları tarafından nasıl değerlendirildiğini ölçmek için, işlem hacmi ve fiyat değişimlerinin kullanıldığı çeşitli çalışmalar vardır.
- iii. Fiyat-hacim ilişkisi spekülasyon fiyatlarının ampirik dağılımı konusunda önemli bilgiler sağlar. Bu ilişki, yatırımcı taleplerinin belirlenmesinde özel ve kamusal bilgilerin önemini de gösterebilir.
- iv. Söz konusu ilişki, vadeli işlem piyasaları hakkında önemli ipuçları sağlar. Fiyattaki değişkenlik vadeli işlem sözleşmelerinde işlem hacmini etkiler (Karpoff, 1987: pp. 109-126).

Karpoff (1987) tarafından ortaya konan çalışmada söylendiği gibi, sermaye piyasalarında hisse senedi fiyatlarındaki değişim ile işlem hacmi ilişkisinin incelenmesi özellikle 1970'li yıllardan itibaren, finans alanındaki en önemli konulardan birisi olmuştur. Bu konunun "Modern Finans" için bu kadar önem arz etmesinin temel sebeplerinden biri, konuya ilişkin yapılan çalışmalar sonucunda elde edilen bulguların "Geleneksel Finansa" ait birçok varsayımı zayıflatmış olmasıdır. Zira geleneksel finans, "eşit ve tam bilgi" ve "rasyonel birey" varsayımlarını vurgular iken; pek çok bilim insanı,

fiyat-hacim ilişkisini, piyasadaki erişilebilir bilgi akışına ve bu bilgilerin bireyler tarafından nasıl kullanıldığına odaklanmıştır.

Fama (1970) “Etkin Piyasalar Hipotezinde eşit ve tam bilgi varsayımı ile rasyonel birey kavramlarını vurgulamıştır. Fama (1970), etkin bir piyasayı; firmaların üretim ve yatırım kararları alırken, yatırımcıların ise firma aktivitelerini temsil eden hisse senetleri arasından seçim yaparken rasyonel davrandıkları ve hisse senedi fiyatlarının piyasadaki bütün mevcut bilgiyi tam olarak yansıtarak her zaman kaynak tahsisi için doğru sinyaller verdiği piyasalar olarak tanımlar. (E. F. Fama, 1970: pp.383-417)

Bir sermaye piyasasının etkin bir piyasa olduğunun söylenebilmesi için, hisse senedi fiyatlarının tüm ilgili bilgileri tam ve doğru olarak yansıtması gerekir. Etkin bir piyasadaki bütün katılımcılar, hisse senedi fiyatlarına ilişkin bilgilerin tamamına ulaşabilirler ve bu bilgilere dayanarak işlem yapıp ekonomik kazanç elde edemezler. Üç tipte piyasa etkinliği vardır: Zayıf formda etkinlik, yarı güçlü formda etkinlik ve güçlü formda etkinlik. Zayıf formda etkin bir piyasada hisse senedi fiyatları, tarihsel fiyat dizisinde yer alan bilgileri tamamen yansıtır. Dolayısıyla yatırımcılar geçmiş fiyat verilerini kullanarak (teknik analiz ile) ekonomik kar elde edemezler. Buna Rassal Yürüyüş Hipotezi de denir. Yarı-Güçlü formda etkin bir piyasada ise fiyatlar, tarihsel verilerin yanında şirketlerin kamuya açıkladıkları bilgileri de yansıtır. Yani bu piyasalarda yatırımcılar; bilançoları, gelir tablolarını, temettü değişikliklerini veya bir şirket hakkındaki diğer herhangi bir kamu bilgisini kullanarak (temel analiz ile) ekonomik kar elde edemez. Son olarak güçlü formda etkin bir piyasada hisse senedi fiyatları piyasadaki katılımcılarda herhangi birinin bildiği bütün bilgileri yansıtır. Dolayısıyla bu piyasalarda hiçbir bilgi kullanılarak aşırı kar elde etmek mümkün değildir (B.G. Malkiel, 1989: pp.127-134).

Modern Finansa göre piyasadaki mevcut bilgileri kullanarak hisse senedi fiyatlarını tahmin etmek mümkün değildir. Buna göre piyasa katılımcıları, tahmin modelleri ararken ve alım-satım fırsatlarından yararlanmaya çalışırken hisse senedi fiyatlarını etkiler. Bu nedenle, durağan tahmin modellerinin uzun süre devam etmesi muhtemel değildir ve çok sayıda yatırımcı tarafından kullanılmaya başlandığında kendi kendilerini imha ederler. Bu da finansal zaman serilerinin durağan olmamasına neden olur. Dolayısıyla piyasa etkinliğinin ölçülmesi ve başarılı tahmin yöntemlerinin bulunması zorlaşır (A.Timmermann & C.W.J. Granger, 2004: pp.15-27).

Modern Finans, Etkin piyasalar Hipotezindeki eşit ve tam bilgi varsayımlarını reddeder. Modern Finans'a göre sermaye piyasalarındaki bilgi akışında asimetri söz konusudur. Nobel ödüllü iktisatçı George Akerlof(1970), "Limon Piyasası: Kalite Belirsizliği ve Piyasa Mekanizması" isimli makalesi ile bir piyasadaki alıcı ve satıcıların her zaman aynı bilgiye sahip olmadığını ve taraflar arasında bilgi asimetrisinin olduğunu, yani Asimetrik Bilgi Teorisi'ni ortaya koymuştur.

Akerlof, bu sorunun özünü ikinci el araba piyasası örneği ile açıklamıştır. Buna göre, galeriden henüz çıkmış otomobiller ile sıfır otomobiller arasında yüksek fiyat farkları vardır. Bu durum genellikle yeni bir otomobile sahip olmanın verdiği heyecan ile açıklansa da Akerlof konuya farklı bir bakış açısı sunmuştur. Söz konusu makalede, bir otomobil piyasasında sadece dört çeşit arabanın bulunduğu varsayılmıştır. Bunlar; sıfır otomobiller ile ikinci el otomobiller ve iyi arabalar ile kötü arabalardır ki bu kötü arabalar Amerika'da "limon" olarak adlandırılır. Sıfır bir otomobil iyi ya da limon olabilir. Bu durum ikinci el otomobiller için de geçerlidir. Piyasadaki alıcılar alım kararlarını verirken, bu arabanın iyi mi yoksa limon mu olduğunu bilmezler. Bununla birlikte, q olasılıkla iyi bir araba, 1-q olasılıkla da kötü bir araba almış olduklarını bilirler. Araç sahibi arabasının kalitesi hakkında bir fikir edinebilmesi için satın alımın üzerinden belirli bir sürenin geçmiş olması gerekir. Eğer araba limon ise araç sahibi yeni bir olasılık tahmini yapar ve yeni tahmin orijinal tahminden daha doğrudur. Artık satıcılar, geliştirdikleri yeni tahminler sayesinde, arabanın kalitesi konusunda alıcılara oranla daha fazla bilgi sahibidir. Bu sebeple limon olarak nitelendirilen arabalar hala iyi otomobillerle aynı fiyattan satılır. Çünkü alıcılar iyi ile kötü araba arasındaki farkı açıklayamaz. Böyle bir durumda kaliteli arabaya sahip olan satıcılar arabalarının gerçek değerini elde edemezler. Bunun sonucunda ise Gresham Yasası'na göre kötü paranın iyi parayı piyasadan kovması gibi, kötü otomobil de iyi otomobilleri piyasadan kovar (Akerlof, 1970: pp. 488-500).

Asimetrik Bilgi Teorisi, sermaye piyasaları için de geçerlidir. Bir sermaye piyasasındaki bütün katılımcılar yeni bilgileri eş zamanlı olarak elde edemezler. Bilgi akışı, sadece orta düzeyde bir ardışık geçiş dengesi ile gerçekleşir (Boyacıoğlu& Güvenek&Alptekin, 2010: pp. 200-216). Sermaye piyasalarındaki bilgi dolaşımının yüksek oranda çeşitlilik göstermesi sebebiyle analistlerin beklentileri de haber kaynaklarına bağlı olarak çeşitlilik gösterir. Yani piyasa aktörleri aynı konularda farklı yargılara ulaşabilirler ve bu da alım-satım emirleri olarak piyasada yerini gösterir.

Böylece pazarda bir statik (durağan olmayan) denge oluşur (Elmas & Yıldırım, 2010: pp. 37-46). Kısacası, İkinci el araba piyasasında olduğu gibi, sermaye piyasalarındaki bilgi asimetrisi de sermaye varlıklarının yanlış fiyatlanmasına sebep olur. Bu da hisse senedi fiyatlarındaki dalgalanmaların tahmin edilmesini zorlaştırır.

Eşit ve tam bilgi varsayımının yanı sıra Modern Finans, Etkin Piyasalar Hipotezindeki rasyonel birey kavramını da reddeder. Buna göre bir piyasadaki yatırımcılar elde ettikleri bilgileri her zaman aynı biçimde ve aynı yönde kullanmazlar. Bu da hisse senedi fiyatlarının belirlenmesinde sapmalara sebep olur ve sermaye piyasalarında pek çok anomali meydana gelir. Ampirik bir bulgu deneysel olarak kanıtlanabiliyor iken, teorik olarak açıklamada güçlükler söz konusuysa bu bulgu anomali olarak tanımlanır. Örneğin bir hisse senedinin fiyatı düşerken bu hisse senedini satın almak ve fiyatı yükselirken satmak anomali olarak nitelendirilir (S. Ünal & F. Akbey, 2016: pp. 258-282).

Hisse senetlerinin fiyatlarındaki hareketlilik, yatırımcı beklentilerinin piyasaya ulaşan yeni bilgiler ışığında değişmesinden kaynaklanır. Ancak, piyasa katılımcılarının tümü özdeş değildir ve ortak bir beklenti geliştirmezler. Dolayısıyla yatırımcılar, piyasaya giren yeni bilgileri aynı tepkiyi vermezler. Örneğin bir firma temettü ödemesi gerçekleştireceğini bildirdiğinde, yatırımcıların bazıları bu yeni haberi firmanın gelecekteki performansına yönelik olumlu bir beklentinin işareti olarak algılar ve bu firmanın hisselerine yönelik bir alım kararı içerisine girer. Bu da hisse senedi fiyatını arttırır. Bazı yatırımcılar ise yalnızca sermaye kazancına odaklanarak ellerindeki hisse senetlerini satmayı tercih ederler. Bu durumda hisse senedinin fiyatında bir düşüş yaşanacaktır. Özetle piyasadaki bilgilerin tümü hisse senedi fiyatlarına tamamen yansımaz (Yılancı & Bozoklu, 2014: pp. 211-220).

Bir piyasada işlem hacmi ve fiyat değişimleri arasındaki dinamik ilişkilerin bulunması, Asimetrik Bilgi Teorisi'nde olduğu gibi, piyasadaki aktörlerin yeni bilgileri aynı anda elde edemediğini gösterir (Umutlu, 2008: pp. 231-246). Teoride bir piyasada işlem hacminin düşük olması, bu piyasanın yeterince likit olmadığını ve volatilitésinin yüksek olduğunu gösterir. Risk ve getiri arasında güçlü bir ilişki vardır ve risk getirideki oynaklık olarak ifade edilirse, rasyonel yatırımcı getirideki değişikliklerin düşük olmasını bekler (Kaylıdere&Aktaş, 2009: pp.49-62).

Özetle, bilgi asimetrisi ve yatırımcı davranışlarının homojen olmaması, hisse senedi fiyatlarındaki getirilerde bazı anomalileri meydana getirir. Birçok araştırmada hisse sentlerinin belirli bir dönemdeki getirilerinde gözlemlenen sapmaları açıklamak için bu hisselerin; firma büyüklüğü, F/K oranı, temettü/getiri oranı, borç oranı, işlem hacmi vb. karakteristik özellikleri incelenmiştir (N. Yıldırım, 1991: pp: 1-17). Bu çalışmada volatilité sapmaları firma büyüklüğü ve işlem hacmi ile değerlendirilecektir.

2. LİTERATÜR TARAMASI

Literatürde finansal varlıkların fiyatlarındaki değişim ile işlem hacmi arasındaki ilişki, konunun ehemmiyeti sebebiyle son yirmi yılda ilgi odağı olmuştur. Bu ilişkinin ampirik ve teorik yapısını oluşturmaya yönelik çok sayıda çalışma yapılmasına rağmen, henüz bir uzlaşma sağlanamamıştır. Bu konuda yapılan ilk araştırmalarda fiyat ile hacim arasında belirgin bir ilişki saptanamamasına karşın son zamanlarda yapılan analizler fiyat değişimlerinin işlem hacmini anlamlı bir biçimde etkilediğini ortaya koymaktadır (Assogbavi ve Osagie, 2006: pp. 7-18).

2.1.Uluslararası Çalışmalar

Fiyat-hacim ilişkisi üzerine yapılan ilk çalışmalardan birisi, Tauchen ve Pitts (1983) tarafından gerçekleştirilmiştir. Tauchen ve Pitts, spekülâtif piyasalardaki günlük fiyat değişkenliği ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Çalışmada modelin parametreleri, FIML tarafından belirlenmiştir ve 90 günlük hazine bonolarının vadeli işlem piyasasındaki günlük verileri kullanılmıştır. Araştırmada, fiyat değişkenliği ile işlem hacminin ortak olasılık dağılımının, fiyat-hacim ilişkisi ile ilgili tüm bilgileri içeren bir parametrik formu oluşturulmuştur. Çalışmalarında, işlem hacminde örneklem dönemi boyunca, güçlü trendlerin olduğu ve bu yüzden sonuçların yanıltıcı olabileceğini belirten Tauchen ve Pitts piyasada işlem yapanların sayısındaki keskin yükselişlerin fiyat-hacim ilişkisini kısmen ya da tamamen gölgeleyebileceğini savunmuşlardır.

Jain ve Joh (1988), işlem hacmi ve hisse senedi getirilerinin saatlik verilerinin ortak özelliklerini saptamayı amaçlayan bir çalışma yapmışlardır. Çalışmada veri seti olarak New York Borsası'ndaki, 1979-1983 tarihleri arasındaki, S&P 500 endeksi saatlik verilerini kullanmışlardır. Analizin ilk bölümünde verilerin karakteristik özellikleri incelenmiştir. Buna göre, ortalama işlem hacminde bir gün içindeki saat aralıklarında önemli farklılıklar tespit edilmiştir. Çalışmada işlem hacminin, günün ilk saatinde en

yüksek seviyede olduğu ve sonraki dört saat boyunca monoton bir şekilde düştüğü, beşinci ve altıncı saatlerde ise tekrar yükseldiği gözlemlenmiştir. Ortalama getiride de gün içi verilerinde sapmalar bulunmuştur. Analiz sonuçlarında en yüksek getirinin (Pazartesi hariç) ilk ve son işlem saatlerinde ve en düşük getirinin ise beşince saatte gerçekleştiği tespit edilmiştir. Çalışmanın ikinci bölümünde işlem hacmi ve fiyat arasındaki nedensellik ilişkisi araştırılmış ve hacim ile getiri arasında güçlü bir eş zamanlı ilişki tespit edilmiştir.

Chambell, Grossman ve Wang (1993), günlük hisse senedi getiri serisindeki otokorelasyonun günlük toplam işlem hacmi ile ilişkili olup olmadığını inceleyen bir çalışma yapmışlardır. Analizde New York (NYSE) ve Amerika (AMEX) menkul kıymetler borsalarında işlem gören hisse senetlerinin 07/03/1962 – 12/30/1988 tarihleri arasındaki günlük veriler kullanılmıştır. Kısa dönemli borsa davranışlarını inceleyen bu çalışmanın sonucunda hisse senedi getirilerindeki otokorelasyonun yüksek hacimli günlerde, düşük hacimli günlere kıyasla daha az olduğu tespit edilmiştir.

Martikainen, Luoma ve Rothovius (1994), Amerikan borsalarına kıyasla daha küçük bir borsa olan Finlandiya borsasındaki işlem hacmi ile fiyat değişikliği arasındaki dinamik ilişkiyi inceleyen bir çalışma gerçekleştirmişlerdir. Analizde veri seti olarak 1977-1988 tarihleri arasındaki Helsinki Menkul Kıymetler Borsası verileri kullanılmış ve fiyat ile hacim arasındaki hem doğrusal hem de doğrusal olmayan ilişkinin tespit edilmesi amacıyla Granger Nedensellik Testi ve GARCH Metodu birlikte uygulanmıştır. Analizlerin sonucunda 1977-1982 dönemi arasında istatistiksel olarak güçlü bir ilişki tespit edilememiştir. Bununla birlikte 1983-1988 tarihlerinde Helsinki Menkul Kıymetler Borsası işlem hacmi ile fiyat değişiklikleri arasında güçlü bir ilişki olduğu yani analizlerin Amerikan borsaları için gerçekleştirilen önceki benzer çalışmalarla tutarlı olduğu gözlemlenmiştir. Çalışmada bu durum Finlandiya Borsa'sının 1980 yılından itibaren güçlü bir büyüme göstermesinden kaynaklandığı savunulmuştur.

Silvapulle ve Choi (1999), bir önceki çalışmaya benzer bir şekilde, 1980-1994 tarihleri arasındaki Kore Menkul Kıymetler Borsası verileri ile fiyat ve işlem hacmi arasındaki ilişkiyi inceleyen doğrusal ve doğrusal olmayan nedensellik testi gerçekleştirmişlerdir. Çalışmada her iki serinin koşullu ortalamaları ve oynaklıkları incelenmiştir. Ayrıca ocak ayı, hafta sonu ve tatil günleri etkilerinin yakalanabilmesi için kukla değişkenler kullanılmıştır. Yapılan doğrusal ve doğrusal olmayan nedensellik

testleri sonucunda, tüm dönemlerde işlem hacmi ve fiyat değişiklikleri arasında iki yönlü bir ilişkinin olduğu tespit edilmiştir.

İşlem hacmi ile fiyat değişiklikleri arasındaki dinamik ilişkileri inceleyen bir başka çalışma da Chen, Firth ve Rui (2001) tarafından gerçekleştirilmiştir. Çalışmada New York, Tokyo, Londra, Paris, Toronto, Milan, Zürih, Amsterdam ve Hong Kong borsaları olmak üzere, işlem büyüklüğü en yüksek ve dünya çapında en fazla ilgi gören dokuz ülkenin borsalarındaki hacim-fiyat ilişkisi araştırılmıştır. Analizlerde 1973-2000 tarihleri arasında ilgili borsa endekslerinin günlük verileri kullanılmıştır ve doğrusal nedensellik ilişkisinin tespit edilebilmesi için Granger Nedensellik Testi, doğrusal olmayan ilişkinin ölçülmesi için de EGARCH modeli uygulanmıştır. Nedensellik testleri sonucunda, tüm piyasalarda fiyattan hacme doğru güçlü bir nedensellik ilişkisinin ve hacimden fiyata doğru nispeten daha az güçlü bir ilişkinin olduğu tespit edilmiştir. EGARCH Modeli sonucunda da işlem hacminin hisse senedi endekslerinin fiyatlarının oluşum sürecinde bazı bilgiler sağladığını ve volatilitedeki etkilerin güncel ve geçmiş hacim bilgilerinin modele dahil edilmesinden sonra bile devam ettiği gözlemlenmiştir.

Lee ve Rui (2002), işlem hacmi ve fiyat arasındaki dinamik ilişkileri inceleyen ülkeler arası bir başka çalışma gerçekleştirmişler ve en büyük üç piyasa olan New York, Tokyo ve Londra borsalarını incelemişlerdir. Çalışmada S&P 500 endeksinin 02/01/1973 - 01/12/1999 tarihleri arasındaki, TOPIX endeksinin 07/01/1974 - 01/12/1999 tarihleri arasındaki ve FT-SE endeksinin 27/10/1986 - 01/12/1999 tarihleri arasındaki günlük kapanış fiyatı ve işlem hacmi verileri kullanılmıştır. Temel amacı, işlem hacmi bilgisinin getiri volatilitésinin tahmin edilebilmesinde faydalı olup olmadığını tartışmak olan bu çalışmada, Granger Nedensellik Testi ve GARCH metodu kullanılmıştır. Araştırmanın sonucunda daha önceki bulguların aksine, tüm piyasalarda işlem hacminin hisse senedi getirilerinin Granger nedeni olmadığı tespit edilmiştir.

Marsh ve Wagner (2004), ABD ve altı uluslararası hisse senedi piyasasındaki getiri hacim ilişkisini araştırmışlardır. Araştırmanın sonuçlarında, işlem hacminin; beklenen hisse senedi getirileri ve getirinin volatilitésinin anlaşılmasında önemli bir konumda olduğu ortaya konmuştur. Araştırmalarında, getirilerdeki değişkenliğin işlem hacmine önemli derecede bağımlı olduğunu tespit eden March ve Wagner, analizlerinde GARCH-M modeli kullanmışlar ve S&P 500'ün en büyük ve en likit ulusal borsa portföyünü temsil

ettiği ABD piyasasında bu ilişkinin, diğer piyasalara göre daha bariz olduğunu ortaya koymuşlardır.

Assogbavi ve Osagie (2006) çalışmalarında, gelişmekte olan piyasalardaki fiyat-hacim ilişkisini araştırmışlardır. Bu çalışmada gelişmekte olan piyasalar derken, Uluslararası Finans Kurumu (IFC) tarafından Dünya Bankası'nın kişi başına düşen GSMH kriterine göre belirlediği ülkelerin finansal piyasaları şeklinde tanımlanan piyasalar kastedilmiştir. Veri seti, gelişmekte olan 26 borsada işlem gören 1400'den fazla hisse senedine ilişkin Ocak 1989 - Ekim 2000 dönemine ait aylık hacim ve getiri serilerini içermektedir ve metot olarak Granger Nedensellik Testi uygulanmıştır. Çalışmanın sonucunda, gelişmekte olan piyasalar için hacim ve getiri arasında pozitif bir korelasyonu destekleyen güçlü kanıtlar bulunamamıştır.

Assogbavi, Schell ve Fagnissè (2007) makalelerinde, Rusya Menkul Kıymetler Borsası'ndaki hisse senedi fiyatı-işlem hacim ilişkisini analiz etmişlerdir. Haftalık veriler ve VAR modeli kullanılarak yapılan çalışmada hacim ve fiyat değişimi arasındaki iki yönlü ilişkiye dair güçlü bir kanıt sunulmuştur.

Al-Deehani (2007) çalışmasında fiyat-hacim ilişkisindeki asimetriyi incelemiştir. Sekiz farklı ülke için dokuz borsa endeksindeki fiyat-hacim ilişkisindeki asimetriyi tespit etmek amacıyla yapılan çalışmada, dağıtılmış gecikme ve otoregresiv modeller kullanılmıştır. Çalışmanın sonucuna göre fiyat-hacim ilişkisinde bir asimetrinin olduğu bulunmuş ve fiyatların işlem hacmini; artış durumlarda, azalış durumlarına kıyasla daha fazla etkilediği yani boğa piyasalarındaki işlem-hacim ilişkisinin ayı piyasalarına oranla daha fazla olduğu tespit edilmiştir.

2.2. Türkiye'de Yapılan Çalışmalar

Gökçe (2002), yılında yaptığı çalışma ile fiyat ve işlem hacmi arasındaki nedensellik ilişkisini incelemiştir. Çalışmasını, 04.01.1998 – 31.01.2001 tarihleri arasındaki, IMKB Ulusal 100 Endeksi günlük kapanış fiyatları ile iki seansın toplam işlem hacmi verilerini kullanarak, 3251 veri ile gerçekleştirmiştir. Gökçe (2002) verilerin durağanlığının sağlayabilmek adına kapanış fiyatlarına $\ln(P_t/P_{t-1})$ ve işlem hacmi miktarına $\ln(V_t/V_{t-1})$ dönüşümünü uygulamıştır. Analizde Granger Nedensellik Testi kullanılmıştır ve Fiyat-Hacim ilişkisi için $V_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i V_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j P_{t-j} + u_{1t}$; Hacim-Fiyat ilişkisi için $P_t = \sum_{i=1}^m L_i V_{t-i} + \sum_{j=1}^m \delta_j P_{t-j} + u_{2t}$ denklemleri kurulmuştur. Her bir denklem için

Schwarz Bilgi Kriteri ile 1-300 gecikme sayısı denenmiştir. Analizdeki söz konusu ilişkinin varlığını ve yönünü test etmek amacıyla, “ H_0 : Fiyat hacmin Granger nedeni değildir” ve “ H_0^* : Hacim fiyatın Granger nedeni değildir” boş hipotezleri sınanmıştır. Analiz sonucun fiyattan hacme doğru olan ilişkiyi gösteren yokluk hipotezi ($H_0 = \beta_1, \beta_2, \beta_3, \dots, \beta_n = 0$) tüm gecikme sayılarında reddedilmiştir. Hacimden fiyata doğru olan ilişkiyi gösteren yokluk hipotezi ($H_0^* = L_1, L_2, L_3, \dots, L_n = 0$) ise gecikme sayılarının çoğunluğunda kabul edilmiştir. Özetle Gökçe (2002) çalışmasında fiyattan hacme doğru tek yönlü bir ilişkinin varlığını, yani fiyat değişimlerinin işlem hacmini etkilediğini ortaya koymuştur.

Baklacı ve Kasman (2006), 1998-2005 döneminde, Türkiye hisse senedi piyasasında işlem gören 25 hisse senedinin günlük verilerini kullanarak; işlem hacmi ile getiri volatilitesi arasındaki ilişkiyi, Karışık Dağılımlar Hipotezi'nin (MDH) geçerliliğini test ederek inceleyen ampirik bir çalışma gerçekleştirmişlerdir. Çalışmada işlem hacmi, hisse senedi getirileri için kurulan bir koşullu değişen varyans modeline entegre edilmiş ve bunun sonucunda hacim-getiri volatilitesi arasında eş zamanlı bir etkileşim olduğu ortaya konmuştur. Bununla birlikte, çalışmada, hisse senetlerinin volatilitesindeki sürekliliğin, işlem hacminin dahil edilmesiyle istatistiksel olarak önemli ölçüde azalmadığı ortaya konmuştur. Böylelikle, Türkiye hisse senedi piyasasında “Karışık Dağılımlar Hipotezi”nin geçerli olmadığı saptanmıştır. Baklacı ve Kasman bu durumun sebebini, büyük ölçüde, Türkiye borsalarındaki spekülasyon işlemlere ve fiyat limitlerine bağlamışlardır.

Umutlu (2008), işlem hacmi ve getiri arasındaki nedensellik ve dinamik ilişkileri, Türkiye hisse senedi piyasasının etkin bir piyasa olup olmadığını tespit etmek amacıyla incelemiştir. Umutlu (2008) çalışmasını, 2002-2007 tarihleri arasındaki IMKB Ulusal Tüm Endeksi günlük verilerini kullanarak 1501 gözlem ile gerçekleştirmiştir. Verilerin durağanlığının sağlanabilmesi için; fiyat serisinde düzeltilmiş ($100 \cdot \ln(P_t/P_{t-1})$ dönüşümü uygulanmış) kapanış verileri, hacim serisinde ise hacimdeki yüzdesel değişim ($100 \cdot \ln(V_t/V_{t-1})$) analize tabi tutulmuştur. Umutlu(2008), Gökçe (2002) tarafından gerçekleştirilen çalışmada olduğu gibi, önce bir VAR Modeli oluşturmuş daha sonra Granger Nedensellik Testine başvurmuştur. Granger Nedensellik Testi sonucunda fiyattan işlem hacmine doğru tek yönlü bir ilişkinin olduğu tespit edilmiştir. VAR Modelinde ise Fiyat ve işlem hacminin geçmiş verilerinin işlem hacmini önemli ölçüde etkilediği yani işlem hacminin piyasadaki şoklardan etkilendiği ortaya konmuştur.

Umutlu (2008), bu durumu Türkiye hisse senedi piyasasındaki asimetrik bilgiye ve bu piyasanın etkin bir piyasa olmayışına bağlamıştır.

Kayalidere & Aktaş (2009), iki bölümden oluşan araştırmalarının birinci bölümünde hisse senedi getirileri ile işlem hacmi arasında bir ilişkinin mevcut olup olmadığını incelemiştir. İkinci bölümde ise bu ilişkinin asimetrik olup olmadığı test edilmektedir. Çalışmada veri seti olarak, Ocak 2001- Eylül 2008 tarihleri arasındaki, IMKB’de işlem gören 23 hisse senedinin ve IMKB-30, IMKB-50 endekslerinin günlük kapanış fiyatları ve işlem hacimleri ele alınmıştır ve durağanlık kontrolünün sağlanabilmesi adına bu serilerin birinci logaritmik farkları alınmıştır. Analiz kısmında iki bölümlü birer regresyon denklemi oluşturulmuştur. Bu regresyon denklemlerinin ilk bölümünü ölçen parametreler işlem hacmi ile hisse senedi getirilerinin mutlak değerleri arasında bir ilişkinin olup olmadığını test etmektedir. Kayalidere&Aktaş (2009), bu kısımda söz konusu ilişkinin yönünün dikkate alınmaması durumunda işlem hacmi ile getiri arasında güçlü bir ilişkinin var olduğunu tespit etmişlerdir. Regresyon denklemlerinin ikinci kısmında hisse senedi getirilerinin $r_t < 0$, $r_t = 0$, $r_t > 0$ durumları kukla değişkenler ile gösterilmiştir ve hacim-fiyat arasındaki ilişkinin negatif getiri durumlarında düşük, pozitif getiri durumlarında yüksek olduğunu ortaya koymuşlardır. Özetle Kayalidere&Aktaş (2009), işlem hacmi ile volatilité arasında “asimetrik bir ilişki” olduğunu tespit etmişlerdir.

Elmas&Yıldırım (2010), Türkiye’de finansal kriz dönemlerinde bankacılık sektörü üzerine bir araştırma gerçekleştirmişlerdir. Çalışmalarında 2001,2006 ve 2008 yıllarındaki IMKB-Bank endeksinin gün içi seans verilerini kullanarak, Granger Nedensellik Testi ile işlem hacmi-fiyat arasındaki dinamik ilişkiyi araştırmışlardır. Araştırmada fiyat-hacim ilişkisinin açıklanmasıyla, Pozitif Geri beslenme Hipotezi ‘nin (Positive Feedback Hypothesis) IMKB Bankacılık sektöründe geçerli olup olmadığını tespit edilmesi amaçlanmıştır. Makalelerinde piyasaya ulaşan yeni bilgilerin, hisse senedi fiyatlarını etkileyeceğini belirten Elmas&Yıldırım (2010), hisse senedi fiyatlarındaki azalış ve artış durumuna göre piyasa aktörlerinin alım-satım kararlarını vereceklerini ve bu kararların işlem hacmine yansıtacağını savunmuşlardır. Analiz sonucunda, pozitif geri beslenme olarak adlandırılan bu hipotezin varlığı, Granger Nedensellik Testi ile incelenmiş ve fiyattan hacme doğru tek yönlü bir ilişkinin varlığı tespit edilmiştir. Özetle çalışma sonucunda Pozitif Geri Beslenme Hipotezinin, Türkiye bankacılık sektöründe geçerli olduğu tespit edilmiştir.

Boyacıođlu, Güvenek ve Alptekin (2010), yaptıkları analiz sonucunda İMKB’de Ardışık Bilgi Akışı ve Karışık Dağılımlar Hipotezlerinin geçerli olmadığı sonucuna varmışlardır. Çalışmada işlem hacmi-hisse senedi getirisi ilişkisi, 1997-2009 dönemi İMKB Ulusal 100 endeksi aylık verileri kullanılarak araştırılmıştır. Makalede öncelikle, volatilitede ARCH etkisinin olduğu tespit edilmiş ve fiyat değişimleri GARCH Metodu ile modellenmiştir. Volatilitenin işlem hacmi ile ilişkisinin tespit edilebilmesi için yapısal olmayan VAR yöntemi, ilişkinin yönünün saptanması için ise Granger Nedensellik testi kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda işlem hacminden volatiliteye doğru negatif yönlü bir ilişki olduğu gözlemlenmiştir.

Nalın&Güler (2013), 26.10.1987-12.02.2013 tarihleri arasındaki IMKB-100 endeksi günlük getiri ve hacim verilerini kullanarak, işlem hacmi ile volatilitenin ilişkisini VAR Analizi ile incelemiştir. Çalışmada, Johansen Eşbütünleşme Testi sonucunda, işlem hacmi ile fiyat arasında uzun dönemli bir ilişkinin olduğu ortaya konmuştur.

Yılcı & Bozoklu (2014), işlem hacmi ve fiyat arasındaki asimetrik nedenselliği inceleyen bir araştırma ortaya koymuşlardır. 1990-2012 yılları arasındaki günlük verilerin analize alındığı bu çalışmada, fiyat-hacim ilişkisindeki pozitif ve negatif şoklara bağlı olarak meydana gelen asimetri zaman faktörü ele alınarak incelenmiştir. Çalışmada, Granger Nedensellik Testinin sonucunda, işlem hacminden fiyata doğru tek yönlü bir ilişkinin mevcut olduğu ve bu ilişkinin zamana bağlı olarak değiştiği tespit edilmiştir.

Günay (2015), 2000-2014 dönemi için, BİST 100 endeks getirileri ile işlem hacmi arasındaki ilişkinin fraktallık analizini yapmıştır. Günay çalışmasında, uzun dönemli bellek analizi için Dönüştürülmüş Genişlik Analizi, Eğilimden Arındırılmış Dalgalanma Analizi ve Modifiye GPH Analizi’ni kullanmıştır. Fraktal boyut hesaplaması için ise, Kutu Sayım, Yarı-Periyodogram ve Variogram yöntemleri uygulanmıştır. Çalışmanın sonucunda, BİST 100 endeks getirilerinde ve işlem hacminde fraktallığın olmadığı tespit edilmiştir.

Büberkökü ve Şahmarođlu (2016) çalışmasında, işlem hacminin BİST’de işlem gören 10 mevduat bankasının beta değerindeki değişimi etkileyip etkilemediğini araştırmıştır. Çalışmada beta katsayıları AR(p)-DCC-GARCH (p,q) Modeli ile tanımlanırken, bu katsayıların işlem hacmi ile ilişkisi Kantil Regresyon Yöntemi ile incelenmiştir. Ayrıca Hatemi-J Asimetrik Nedensellik Testine başvurulmuş ve işlem hacminin beta katsayılarını etkilediği tespit edilmiştir.

Gazel S. (2017) fiyat-işlem hacmi ilişkisini, Kırılğan Beşli olarak tanımlanan, Brezilya, Endonezya, Hindistan, Güney Afrika ve Türkiye için 2006-2016 dönemleri arasındaki haftalık verileri kullanarak incelemiştir. Gazel çalışmasında, EGARCH(1,1) Modeli'ni kullanarak volatilitedeki asimetriyi tespit etmeyi amaçlamış ve hacim-fiyat ilişkisini, volatilité için kurduđu modele işlem hacmi ve işlem hacminin bir gecikmeli deđerini ekleyerek iki model ile tanımlamıştır. Çalışmanın sonucunda Karışık Dağılımlar Hipotezi'nin (MDH) geçerli olduğunu tespit edilmiştir.

İKİNCİ BÖLÜM

VERİ SETİ VE METODOLOJİ

1. ÇALIŞMANIN AMACI VE KAPSAMI

Firma Büyüklüğü Anomalisine göre küçük firmaların getirilerinin büyük firmaların getirilerinden daha fazla olduğu pek çok çalışmada gözlemlenmiştir. Bu konu hakkında yapılan çalışmalarda, bireylerin küçük firmaları daha riskli görmesinden ve dolayısıyla aldıkları ekstra riske karşın getiri beklentilerini yükselttiklerinden bahsedilmektedir ve firma büyüklüğü etkisi risk ve getiri arasındaki pozitif korelasyondan kaynaklandığı savunulmuştur. Bu çalışmada işlem hacmi volatilité ilişkisinin firma büyüklüğü etkisine göre incelenmesindeki amaç; yatırımcıların aldıkları ek risk dolayısıyla küçük firmalardan, firma büyüklüğü anomalisinde olduğu gibi, daha yüksek getiri elde ettikten sonra bu riski sürdürmeye devam edip etmediğini ölçmektedir. Eğer bireyler riski sürdürme eğiliminde ise, firma büyüklüğüne göre sınıflandırılan portföylerin volatiliteleri ile hacimleri arasında bir nedensellik ilişkisi saptanmalıdır ve bu ilişkinin derecesinin farklı firma büyüklüğü portföylerinde farklı olması gerekmektedir.

Çalışma, BIST 100 endeksinde yer alan 99 firmanın, 19 Mart 2018 – 17 Mart 2020 tarihleri arasındaki 2 yıllık, günlük kapanış fiyatları ile işlem hacim tutarları dikkate alınarak, 501 gözlem ile gerçekleştirilmiştir. Analize başlanmadan önce, veri setindeki firmalar, büyüklüklerine göre sınıflandırılmıştır. Analizde EGARCH metodu kullanılmaktadır.

2. ÇALIŞMANIN DEĞİŞKENLERİ

Firma büyüklüğü değişkeni saptanırken, BIST 100 endeksinde yer alan 99 firmanın aylık öz sermayeleri ve aylık kapanış fiyatları ile bir önceki aydaki kapanış fiyatları aşağıda belirtilen formül ile incelenmiştir. Firma büyüklüğü faktörünün yüksek enflasyon etkisinden arındırılabilmesi için elde edilen sonuçlar dolar dönüştürülmüştür.

$$FB = [(Özsermaye/P_N) \times P_{N-1}]/USD$$

FB: Firma Büyüklüğü

Özsermaye: Aralık 2019 özsermaye toplamı

P_N : Aralık 2019 hisse senedi kapanış fiyatları

P_{N-1} : Kasım 2019 hisse senedi kapanış fiyatları

USD: Aralık 2019 USD/TRY kuru

	FB
Mean	1316.81
Median	227.41
Maximum	26007.09
Minimum	-218.88
Std. Dev.	3215.72
Skewness	5.20
Kurtosis	37.06
Jarque-Bera	5229.90
Probability	0.00
Observations	99.00

Tablo-1: Firma Büyüklüğü Göstergesinin Betimleyici İstatistikleri

	Büyük	Orta	Küçük
Mean	3630.6620	277.7126	42.0549
Median	1567.4520	227.4132	62.5001
Maximum	26007.0900	626.9487	103.4112
Minimum	657.8300	109.7889	-218.8792
Std. Dev.	4830.5160	140.9171	68.0467
Skewness	3.1993	0.7830	-2.1706
Kurtosis	15.0443	2.6975	8.2031
Jarque-Bera	255.7615	3.4977	63.1380
Probability	0.0000	0.1740	0.0000
Observations	33	33	33

Tablo-2: Firma Büyüklüğüne Göre Oluşan Portföylerin Betimleyici İstatistikleri

Tablo-1’de, belirtilen formül ile hesaplanmış firma büyüklüğü göstergesinin betimleyici istatistikleri yer almaktadır. Buna göre serinin ortalaması medyandan büyüktür ve çarpıklık katsayısı pozitifdir. Bu da serinin sağa çarpık olduğunu gösterir. Basıklık katsayısı ise 3’ten büyüktür ve seri sivri bir dağılım göstermektedir.

Tablo-2’de ise firma büyüklüğüne göre otuz üçerli gruplara ayrılan büyük, orta ve küçük firmaların firma büyüklüğü göstergelerinin betimleyici istatistikleri yer almaktadır. Buna göre büyük firmalar sağa çarpık ve sivri bir dağılım gösterir iken küçük firmalar sola çarpık ve yine sivri bir dağılıma sahiptir. Orta büyüklükteki firmaların ise ortalama ve medyan değerleri birbirine eşit olup çarpıklık değeri sıfıra yakındır. Basıklık katsayısı ise 3’e yakındır. Yani bu seri normal bir dağılım gösterdiği söylenebilir. Bu yargının doğruluğundan kesin olarak emin olabilmek için Jarque-Bera testine bakıldığında J-B değerinin 3.49 olduğu ve olasılık değerinin 0,1740 olduğu görülmektedir. Bu durumda “H₀: Seri normal dağılım gösterir” hipotezi reddedilir. Yani orta firmalar portföyündeki firmaların özkaynakları normal dağılıma sahip değildir.

3. METODOLOJİ

Rassal Yürüyüş Hipotezi’ne göre hisse senedi fiyatları sarhoş bir adamın kumsalda yürümesine benzer. Bu sebeple finansal zaman serileri analiz edilirken doğrusal modellerin kullanılması piyasa etkinliğinin ölçülmesi ve başarılı tahminlerin yapılmasını zorlaştırır. Bu kısımda doğrusal olmayan modellerden otoregresif koşullu değişen varyans modelleri özetlenmektedir.

3.1.ARCH Modeli

Finansal zaman serilerinde kullanılan doğrusal olmayan modellerden en önemlilerinden birisi Otoregresif Koşullu Değişen Varyans, ARCH (Autoregressive Conditionally Heteroscedastic) Modelidir. Bu modelin bu kadar yaygın kullanılmasının sebebi; kendisinden önceki modellerde, $Var(u_t) = \sigma^2$ denklemiyle, sabit varyans “homoskedastisite” varsayımının geçerli olmasıdır. Hata terimlerinin varyansı sabit değilse, bu değişen varyans “heteroskedastisite” olarak tanımlanır. Finansal zaman serilerinde sabit varyans özelliğinin bulunması söz konusu değildir. Değişen varyans özelliği olan serilerin sabit varyanslı olarak kabul edilmesi de tahmin sonuçlarında yanlışlık yapılmasına sebep olur (Brooks,2008: pp. 423-425).

Değişen varyans sorununun tahmin hatalarına sebep olduğunu öne süren Engle (1982), ARCH modelini ortaya koymuştur. ARCH modeli ile modeldeki hata terimlerinin varyansının bir önceki dönemdeki hata terimleri ile bağlantılı olduğu savunularak, önceki modellerdeki sabit varyans varsayımından uzaklaşmıştır. Bu model getiri serilerindeki amprik bulguları hesaplayan modellerden ilkidir (Songül, 2010: pp.1-3).

ARCH modelinin nasıl çalıştığının anlaşılabilmesi için, modeldeki bir hata teriminin (u_t) koşullu varyansının tanımlanması gereklidir. Bu değişkenin koşullu ve koşulsuz varyansları arasındaki mesafe, hata terimleri ortalamasının koşullu ve koşulsuz varyansları arasındaki farka eşittir. Hata teriminin koşullu varyansı σ^2 olarak belirlenebilir ve bu durum aşağıdaki şekilde formüle edilir:

$$\sigma_t^2 = Var(u_t | u_{t-1}, u_{t-2} \dots) = E[(u_t - E(u_t))^2 | u_{t-1}, u_{t-2} \dots]$$

Denklemdaki $E(u_t)$, genellikle sıfır olarak kabul edilir ve bu durumda denklem şu şekilde gösterilir :

$$\sigma_t^2 = Var(u_t | u_{t-1}, u_{t-2} \dots) = E[u_t^2 | u_{t-1}, u_{t-2} \dots]$$

ARCH Modelinde hata terimlerinin koşullu varyansı (σ_t^2), bir önceki dönemdeki hata terimin karesi ile bağlantılıdır ve volatilitedeki otokorelasyon bu yaklaşım ışında aşağıda belirtildiği gibi modellenir:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2$$

Bu durumda modelin tamamı şu şekilde olacaktır (Brooks,2008: pp. 423-425):

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{2t} + \beta_3 x_{3t} + \beta_4 x_{4t} + u_t \quad u_t \sim N$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2$$

ARCH Modelinin Zayıflıkları:

- ARCH Modelinde önceki dönem verileri modele kareleri alınmış bir şekilde dahil edilir. Bu da önceki dönem şoklarının pozitif ve negatif etkisinin gözden kaçmasına sebep olur. Oysaki gerçek hayatta fiyatlar, olumlu ve olumsuz şoklara asimetrik biçimde reaksiyon göstermektedir.
- ARCH Modelinde kullanılan katsayıların kısıtları oldukça katıdır.
- Serilerdeki değişimlerin nereden kaynaklandığının, ARCH modeli ile belirlenmesi mümkün değildir, model yalnızca koşullu varyansın nasıl hareket ettiğini temel alır.
- Model büyük şoklara nispeten daha yavaş reaksiyon gösterir ve bu da oynaklığın gerçek değerinden daha büyük görülmesine sebep olur (Songül, 2010: pp.12).

3.2.Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) Modeli

Bollerssev (1986) tarafından ortaya konan GARCH modeli ile koşullu varyans ARMA (Otoregresif Hareketli Ortalama) sürecinde modellenmiştir ve böylece model, ARCH modeline kıyasla, parametre tutarlılığı açısından daha fazla tercih edilmeye başlanmıştır (Songül, 2010: pp.1-3).

GARCH Modelinde, koşullu varyans kendi önceki gecikmelerine de bağlıdır. Bu durumda koşullu varyans denklemi aşağıda verilen denklem ile ifade edilir. Burada koşullu varyans (σ_t^2), ilgili geçmiş bilgilere bağlı olarak hesaplanır.

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2$$

GARCH modelinde koşullu varyans bir ARMA modeli ile etkin bir biçimde gösterilebilir. Bu modeldeki koşullu varyansın kare dönüşümü şu şekilde ifade edilir:

$$\varepsilon_t = u_t^2 - \sigma_t^2 \quad \text{ya da} \quad \sigma_t^2 = u_t^2 - \varepsilon_t$$

Koşullu varyans yukarıdaki denklemde yerini aldığı anda yeni denklem belirtilen gibi olacaktır:

$$u_t^2 - \varepsilon_t = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta (u_{t-1}^2 - \varepsilon_{t-1})$$

Gerekli dönüşümler yapıldığında aşağıdaki gibi bir eşitliğe ulaşılır. Bu son ifade hata terimlerinin karesi için kurulan bir ARMA(1,1) modelidir (Brooks,2008: pp. 428-430):

$$u_t^2 = \alpha_0 + (\alpha_1 + \beta) u_{t-1}^2 - \beta \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$

Yukarıdaki model GARCH(1,1) versiyonuna aittir. GARCH(p,q) modeli, kurulan koşullu varyans denkleminde önceki yıl verilerinin ve dışsal değişken sabit terim ya da trendin eklenmesiyle aşağıda belirtilen biçimde oluşturulur (Songül, 2010: pp.16-20):

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 + K_t \pi$$

3.3. Diğer Otoregresif Modeller

3.3.1. ARCH-M

Engle, Lilien ve Robins, 1987 yılında faiz ve vade yapısı arasındaki ilişkiyi inceleyen bir makale yayımlamışlardır. Bu modelde, bir finansal zaman serisinin

ortalamasının koşullu varyanstan etkilendiğini savunarak, ortalama denklemine standart sapmayı ve koşullu varyansı eklemiştir. Böylece ARCH modeli Ortalamada Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH in Mean) şeklinde genişletilmiştir (Altuntaş & Çolak, 2015: pp.208-223).

ARCH-M modeli aşağıdaki biçimde ifade edilir:

$$R_t = X_t\delta + \sigma_t^2 + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2$$

Modele koşullu değişen varyansın standart sapması açıklayıcı değişken olarak eklenince, modelin son hali şöyle gösterilmektedir (Songül, 2010: pp.16-20):

$$R_t = X_t\delta + \sigma_t \log(\sigma_t^2) + \varepsilon_t$$

3.3.2. E-GARCH Modeli

Nelson (1991), GARCH Modelindeki koşullu standart sapmanın ve hata terimlerinin sadece büyüklüklerini değil işaretlerini de hesaba katarak koşullu varyansı hesaplamış ve böylece volatilitedeki asimetriyi hesaba katacak bir biçimde üssel GARCH (Exponential GARCH; EGARCH) modelini ortaya koymuştur Altuntaş & Çolak, 2015: pp.208-223).

Üssel GARCH Modeli ile koşullu varyans şu şekilde ifade edilir:

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \left(1 + \sum_{i=1}^p \alpha_i L^i\right) + \left(1 - \sum_{j=1}^p \beta_j L^j\right)^{-1} \{\varepsilon_{t-1} + \gamma |\varepsilon_{t-1}| E|\varepsilon_{t-1}|\}$$

Yukarıdaki eşitlikte γ faktörü istatistiksel açıdan anlamlı ise modelde asimetri söz konusudur (Songül, 2010: pp.16-20).

3.3.3. TARARCH Modeli

Eşik ARCH (Threshold ARCH, TARARCH) modeli Zakoian (1994) tarafından ortaya konmuştur ve EGARCH gibi volatilitedeki asimetriyi hesaba katan bir modeldir. Bu modelde de, koşullu varyansın olumlu ve olumsuz haberlere farklı reaksiyon gösterdiği savunulur (Songül, 2010: pp.16-20).

Aşağıda belirtilen denklemde, $\gamma = 1$ koşulu ile TARARCH Modeli kurulmuş olur (Songül, 2010: pp.16-20):

$$\sigma_t^\gamma = \omega + \sum_{i=1}^p [\alpha_i^+ (\varepsilon_{t-i} > 0) |\varepsilon_{t-i}^\gamma| + \alpha_i^- (\varepsilon_{t-i} \leq 0) |\varepsilon_{t-i}^\gamma|] + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^\gamma$$

Çalışmada, otoregresif koşullu değişen varyans modelleri kısaca özetlendikten sonra, fiyatların düşüş ve artış durumlarında işel hacmi-fiyat ilişkisinde farklılık olacağı düşünüldüğü için Üssel GARCH EGARCH metodunun kullanılması uygun görülmüştür. Bundan sonraki başlıkta oluşturulacak EGARCH modellerinde hangi dağılım yönteminin kullanılacağı incelenmektedir.

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

ANALİZ VE BULGULAR

1. TANIMSAL İSTATİSTİKLER

Çalışmanın bu kısmında analize tabi tutulacak firmaların, firma büyüklüklerine göre otuz üçerli gruplara ayrıldıktan sonra, günlük fiyat ve işlem hacmi verilerinin ortalamaları alınarak, ortalama fiyat ve hacim serileri oluşturulmuştur. Buna göre “büyük firmalar”, “orta firmalar” ve “küçük firmalar” gruplarının günlük ortalama fiyat ve ortalama hacim serilerinin betimleyici istatistikleri Tablo-3’de yer almaktadır.

	Küçük Firmalar		Orta Firmalar		Büyük Firmalar	
	Fiyat	Hacim	Fiyat	Hacim	Fiyat	Hacim
Mean	31.76176	18972956	5.782383	38884473	18.032	16000000
Median	30.42273	11043967	5.468182	34370026	17.4612	15200000
Maximum	50.44576	193000000	8.679091	129000000	23.0018	35700000
Minimum	22.77061	2568622	4.439091	7396523	14.6491	27807094
Std. Dev.	6.186495	21313671	1.055117	18412927	2.07542	50758086
Skewness	1.197484	3.320517	1.200844	1.477302	0.69999	0.808506
Kurtosis	4.144948	18.59104	3.506497	6.03861	2.40185	4.445042
Observations	501	501	501	501	501	501

Tablo-3: Firma Portföylerinin Fiyat ve Hacim Serilerinin Betimleyici İstatistikleri

Tablo-3’de görüldüğü gibi veri setindeki bütün serilerin ortalamaları medyanlarından daha büyüktür ve çarpıklık katsayıları pozitifdir. Bu durumda serilerin sağa çarpık olduğu gözlemlenmektedir. Küçük ve orta olarak nitelendirilen firmaların fiyat serilerinin basıklık katsayıları 3’den fazla olmakla birlikte 3’e yakındır. Yani bu firmaların ortalama fiyat serileri normalden biraz daha sivri bir dağılım göstermektedir. Büyük firmaların fiyat serisinin basıklık katsayısı ise 3’ün altındadır. Bu durumda büyük firmaların fiyat serisinin normalden daha yaygın bir dağılımı vardır. Hacim serilerinin basıklık katsayılarını incelendiğinde ise bütün gruplarda bu katsayının 3’ten daha büyük olduğu görülmektedir. Tabloya göre küçük firmalar normalden çok daha fazla sivri bir dağılım içerisinde iken büyük ve orta gruplarda yer alan firmalar normalin biraz üstünde sivri bir dağılım sergiler.

Küçük, orta ve büyük firmalar portföylerinin ortalama hacim serisinin betimleyici istatistiklerini incelediğimizde, en küçük ortalama değerinin küçük firmalar portföyünde ve en büyük ortalama değerinin büyük firmalar portföyünde olduğu gözlemlenmektedir. Özetle küçük firmaların işlem hacmi büyük firmalara oranla daha düşüktür. Bunun sonucunda yatırımcıların, küçük firmaların hisselerini daha uzun süre elde tuttuklarını söylemek mümkündür.

2. DURAĞANLIK TESTLERİ

Söz konusu veri seti bir zaman serisidir ve zaman serilerinde sahte regresyon oluşmasını önlemek ve doğru sonuçlar elde edebilmek adına durağanlığın kontrol edilmesi önemlidir (Karcıoğlu ve Özer, 2017: ss. 457-483).

Bu çalışmada durağanlığın sınanması için Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF/ Augmented Dickey-Fuller) ve Phillips-Perron birim kök testlerine başvurulmuştur. Bütün birim kök testleri, trend ve sabit terim içermeyen modeller kullanılmıştır ve ADF birim kök testlerinde Akaike Bilgi Kriterleri (AIC) dikkate alınmıştır.

		t-İstatistiği			Düzeltilmiş t-İstatistiği
ADF Test İstatistiği		-0.70954	P-P Test İstatistiği		-0.17609
Test Kritikleri	1%	-2.569671	Test Kritikleri	1%	-2.5696
	5%	-1.941468		5%	-1.94146
	10%	-1.616267		10%	-1.61627
Olasılık	0.4091		Olasılık	0.6224	

Tablo-4: Küçük Firmalar Portföyünün Ortalama Fiyat Serisinin Birim Kök Testi Sonuçları

		t-İstatistiği			Düzeltilmiş t-İstatistiği
ADF Test İstatistiği		-0.99374	P-P Test İstatistiği		-2.56675
Test Kritikleri	1%	-2.56975	Test Kritikleri	1%	-2.5696

	5%	-1.94148		5%	-1.94146
	10%	-1.61626		10%	-1.61627
Olasılık	0.2873		Olasılık	0.0101	

Tablo-5: Küçük Firmalar Portföyünün Ortalama Hacim Serisinin Birim Kök Testi Sonuçları

		t-İstatistiği			Düzeltilmiş t-İstatistiği
ADF Test İstatistiği		-0.90086	P-P Test İstatistiği		-0.73297
Test Kritikleri	1%	-2.56965	Test Kritikleri	1%	-2.5696
	5%	-1.94147		5%	-1.94146
	10%	-1.61627		10%	-1.61627
Olasılık	0.3256		Olasılık	0.3988	

Tablo-6: Orta Firmalar Portföyünün Ortalama Fiyat Serisinin Birim Kök Testi Sonuçları

		t-İstatistiği			Düzeltilmiş t-İstatistiği
ADF Test İstatistiği		-0.7944	P-P Test İstatistiği		-1.95326
Test Kritikleri	1%	-2.56971	Test Kritikleri	1%	-2.5696
	5%	-1.94147		5%	-1.94146
	10%	-1.61626		10%	-1.61627
Olasılık	0.3716		Olasılık	0.0487	

Tablo-7: Orta Firmalar Portföyünün Ortalama Hacim Serisinin Birim Kök Testi Sonuçları

		t-İstatistiği			Düzeltilmiş t-İstatistiği
ADF Test İstatistiği		-0.56529	P-P Test İstatistiği		-0.45981
Test Kritikleri	1%	-2.56962	Test Kritikleri	1%	-2.5696
	5%	-1.94146		5%	-1.94146
	10%	-1.61627		10%	-1.61627
Olasılık	0.4721		Olasılık	0.5158	

Tablo-8: Büyük Firmalar Portföyünün Ortalama Fiyat Serisinin Birim Kök Testi Sonuçları

		t-İstatistiği			Düzeltilmiş t-İstatistiği
ADF Test İstatistiği		-0.69027	P-P Test İstatistiği		-1.63756
Test Kritikleri	1%	-2.56971	Test Kritikleri	1%	-2.5696
	5%	-1.94147		5%	-1.94146
	10%	-1.61626		10%	-1.61627
Olasılık	0.4177		Olasılık	0.0959	

Tablo-9: Büyük Firmalar Portföyünün Ortalama Hacim Serisinin Birim Kök Testi Sonuçları

Birim kök testi sonuçlarına göre veri setindeki tüm serilerin ADF ve P-P testi t istatistiği değerleri %1, %5 ve %10 hata payı için belirlenen t istatistik değerlerinden daha büyüktür ve olasılık değerleri 0.05'den fazladır. Bu da "H₀: Fiyat serisi birim kök içerir" hipotezinin reddedilemediğini gösterir. Özetle veri setindeki değerler durağan değildir ve birinci farklarının alınması gerekmektedir.

Veri setinde durağanlığın sağlanabilmesi amacıyla serilerin birinci farkları alınmıştır. Yani fiyat serileri için $P_t^* = \ln(P_t - P_{t-1})$ ve hacim serisi için $V_t^* = \ln(V_t - V_{t-1})$ dönüşümü yapılmıştır.

		t-İstatistiği			Düzeltilmiş t-İstatistiği
ADF Test İstatistiği		-11.9813	P-P Test İstatistiği		-21.591
Test Kritikleri	1%	-2.56961	Test Kritikleri	1%	-2.5696
	5%	-1.94146		5%	-1.94146
	10%	-1.61627		10%	-1.61627
Olasılık	0.0000		Olasılık	0.0000	

Tablo-10: Küçük Firmalar Portföyünün Ortalama Fiyat Serisinin I(1) Formda Birim Kök Testi Sonuçları

		t-İstatistiği			Düzeltilmiş t-İstatistiği
ADF Test İstatistiği		-17.8982	P-P Test İstatistiği		-38.2853
Test Kritikleri	1%	-2.56962	Test Kritikleri	1%	-2.5696
	5%	-1.94146		5%	-1.94146
	10%	-1.61627		10%	-1.61627
Olasılık	0.0000		Olasılık	0.0000	

Tablo-11: Küçük Firmalar Portföyünün Ortalama Hacim Serisinin I(1) Formda Birim Kök Testi Sonuçları

		t-İstatistiği			Düzeltilmiş t-İstatistiği
ADF Test İstatistiği		-9.57266	P-P Test İstatistiği		-20.7019
Test Kritikleri	1%	-2.56962	Test Kritikleri	1%	-2.5696
	5%	-1.94146		5%	-1.94146
	10%	-1.61627		10%	-1.61627
Olasılık	0.0000		Olasılık	0.0000	

Tablo-12: Orta Firmalar Portföyünün Ortalama Fiyat Serisinin I(1) Formda Birim Kök Testi Sonuçları

		t-İstatistiği			Düzeltilmiş t-İstatistiği
ADF Test İstatistiği		-13.5411	P-P Test İstatistiği		-44.701
Test Kritikleri	1%	-2.56965	Test Kritikleri	1%	-2.5696
	5%	-1.94147		5%	-1.94146
	10%	-1.61627		10%	-1.61627
Olasılık	0.0000		Olasılık	0.0001	

Tablo-13: Orta Firmalar Portföyünün Ortalama Hacim Serisinin I(1) Formda Birim Kök Testi Sonuçları

		t-İstatistiği			Düzeltilmiş t-İstatistiği
ADF Test İstatistiği		-9.70081	P-P Test İstatistiği		-20.1937
Test Kritikleri	1%	-2.56962	Test Kritikleri	1%	-2.5696
	5%	-1.94146		5%	-1.94146
	10%	-1.61627		10%	-1.61627
Olasılık	0.0000		Olasılık	0.0000	

Tablo-14: Büyük Firmalar Portföyünün Ortalama Fiyat Serisinin I(1) Formda Birim Kök Testi Sonuçları

		t-İstatistiği			Düzeltilmiş t-İstatistiği
ADF Test İstatistiği		-8.43952	P-P Test İstatistiği		-39.9478
Test Kritikleri	1%	-2.5697	Test Kritikleri	1%	-2.5696
	5%	-1.94147		5%	-1.94146
	10%	-1.61626		10%	-1.61627
Olasılık	0.0000		Olasılık	0.0000	

Tablo-15: Büyük Firmalar Portföyünün Ortalama Hacim Serisinin I(1) Formda Birim Kök Testi Sonuçları

Tablo-10, Tablo-11, Tablo-12, Tablo-13, Tablo-14 ve Tablo-15 veri setindeki serilerin I(1) dönüşümleri yapıldıktan sonraki ADF ve P-P birim kök testi sonuçlarını göstermektedir. Buna göre Bütün testlerde, test istatistikleri %1, %5 ve %10 hata payı için belirlenen t istatistik değerlerinden daha küçüktür ve olasılık değerleri sıfırdır. Buda serilerin durağanlığının sağlandığını göstermektedir.

3. MODELİN DOĞRUSAL KISMI İÇİN VAR MODELİNİN BELİRLENMESİ

3.1. Optimum Gecikme Uzunluklarının Belirlenmesi

Finans Teorisi, bir VAR modeli için uygun gecikme uzunluğunun ne olduğu ve değişkenlerdeki değişikliklerin sistemde ne kadar süre çalışması gerektiği konusunda genellikle çok fazla bilgi sağlamaz. Bu gibi durumlarda, optimum gecikme uzunluğuna ulaşmak için kullanılabilir iki yöntem vardır: Çapraz Denklem Kısıtları ve Bilgi Kriterleri (Brooks,2008: pp. 265-315). Bu çalışmada en uygun gecikme uzunluğu bilgi kriterleri kullanılarak belirlenmiştir.

Tablo-16'da Küçük Firmalar Portföyünün işlem hacmi ve fiyat parametreleri için oluşturulan örnek bir VAR modelinin gecikme uzunluğu seçim kriterleri gösterilmektedir. Modelde dışsal değişken olarak sabit terim bulunmaktadır ve maksimum gecikme uzunluğu bir haftadaki iş günü sayısı olan 5'tir. Gecikme uzunluğu 2 iken Schwarz (SC) ve Hannan-Quinn (HQ) bilgi kriterleri minimumdur. Gecikme sayısı 4 olduğunda ise Final Prediction Error (FPE), Akaike (AIC), Sıralı Modifiye LR Testi İstatistiği (LR) minimumdur. Bu durumda, ilk etapta, optimum gecikme sayısı, 4 gecikme olarak kabul edilecektir.

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-3334.95	NA	2457.46	13.48264	13.49963	13.48931
1	-3314.3	41.05886	2297.536	13.41535	13.46631	13.43535
2	-3286.41	55.21228	2086.153	13.31883	13.40377*	13.35217*
3	-3280.07	12.49613	2066.547	13.30938	13.4283	13.35607
4	-3274.75	10.45385*	2055.532*	13.30404*	13.45693	13.36406
5	-3272.6	4.209127	2070.948	13.3115	13.49837	13.38486

Tablo-16: Küçük Firmalar Portföyü VAR Gecikme Uzunluğu Bilgi Kriterleri

Optimum gecikme sayısı Akaike bilgi kriterine göre 4 olarak belirlense de bu gecikme uzunluğunda bir otokorelasyon problemi olup olmadığını gözlemleyebilmek adına LM Testinin uygulanmasında fayda vardır. Tablo-17’de modelde ardışık bağımlılık sorununun olup olmadığını incelemek amacıyla yapılan LM testi sonuçları yer almaktadır. Buna göre gecikme uzunluğu 4 iken “ H_0 : Hata terimlerinde ardışık bağımlılık yoktur” hipotezi tüm gecikme sayılarında kabul edilir. Bu da göstermektedir ki optimum gecikme uzunluğu olarak belirlenen 4 gecikmeli bir VAR modelinde otokorelasyon sorunu gözlemlenmemektedir.

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	3.324688	4	0.505	0.83174	(4, 968.0)	0.505
2	4.001977	4	0.4057	1.001528	(4, 968.0)	0.4057
3	6.211585	4	0.1839	1.556276	(4, 968.0)	0.1839
4	4.761408	4	0.3127	1.19205	(4, 968.0)	0.3127

Tablo-17: Küçük Firmalar Portföyü LM Testi Sonuçları

Tablo-18’de Orta Firmalar Portföyünün işlem hacmi ve fiyat parametreleri için oluşturulan örnek bir VAR modelinin gecikme uzunluğu seçim kriterleri gösterilmektedir. Modelde dışsal değişken olarak yine sabit terim bulunmaktadır ve maksimum gecikme uzunluğu yine 5 olarak varsayılmıştır. Gecikme uzunluğu 3 iken Sıralı Modifiye LR Testi İstatistiği (LR), Final Prediction Error (FPE), Akaike (AIC), ve Hannan-Quinn (HQ) bilgi kriterleri minimumdur.

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-3275.77	NA	1934.81	13.24352	13.26051	13.25019
1	-3257.53	36.26609	1826.606	13.18597	13.23693	13.20598
2	-3230.51	53.49797	1664.363	13.09295	13.17789*	13.1263
3	-3218.33	24.00448*	1610.295*	13.05992*	13.17884	13.10661*
4	-3215.59	5.38806	1618.495	13.065	13.21789	13.12502
5	-3211.61	7.785842	1618.627	13.06507	13.25194	13.13843

Tablo-18: Orta Firmalar Portföyü VAR Gecikme Uzunluğu Bilgi Kriterleri

Optimum gecikme sayısı Akaike bilgi kriterine göre 3 olarak belirlense de bu gecikme uzunluğunda bir otokorelasyon problemi tespit edilmiştir. Böyle bir durumda gecikme sayısı artırılarak modele otokorelasyon testi uygulanmaya devam edilir. Çalışmada çeşitli gecikme sayıları denendikten sonra, en uygun gecikme uzunluğunun 6 olarak olduğu tespit edilmiştir. Tablo-19’da 6 gecikme sayısı için LM testi sonuçları yer almaktadır. Buna göre gecikme uzunluğu 6 iken “ H_0 : Hata terimlerinde ardışık bağımlılık yoktur” hipotezi tüm gecikme sayılarında kabul edilir. Özetle Orta Firmalar Portföyü için kurulan 6 gecikmeli bir VAR modelinde otokorelasyon sorunu gözlemlenmemektedir.

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	2.296796	4	0.6814	0.574288	(4, 956.0)	0.6814
2	4.756082	4	0.3133	1.190734	(4, 956.0)	0.3133
3	2.718661	4	0.606	0.67992	(4, 956.0)	0.606
4	3.223365	4	0.5212	0.806356	(4, 956.0)	0.5212
5	5.33776	4	0.2544	1.33677	(4, 956.0)	0.2544
6	9.911728	4	0.0419	2.488206	(4, 956.0)	0.0419

Tablo-19: Orta Firmalar Portföyü LM Testi Sonuçları

Son olarak Büyük Firmalar Portföyünün ortalama fiyat ve ortalama hacim serileri için kurulacak olan bir VAR modelinin optimum gecikme uzunluğu belirlenmiş ve bu gecikme uzunluğundaki otokorelasyon probleminin olup olmadığı LM testi ile kontrol edilmiştir. Modelde diğer portföylerde olduğu gibi egzogen değişken olarak sabit terim kullanılmıştır ve en uzun gecikme sayısı 5 olarak belirlenmiştir. Tablo 20’ye göre gecikme sayısı 4 iken, Sıralı Modifiye LR Testi İstatistiği (LR), Final Prediction Error (FPE) ve Akaike (AIC) bilgi kriterleri minimumdur.

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-3204.08	NA	1448.256	12.95387	12.97086	12.96054
1	-3186.65	34.64556	1371.773	12.89961	12.95058	12.91962
2	-3164.72	43.42002	1275.903	12.82716	12.9121	12.86051
3	-3148.39	32.21006	1213.871	12.77732	12.89624*	12.82400*
4	-3141.23	14.06353*	1198.466*	12.76454*	12.91744	12.82456
5	-3140.45	1.52	1214.182	12.77757	12.96443	12.85092

Tablo-20: Büyük Firmalar Portföyü VAR Gecikme Uzunluğu Bilgi Kriterleri

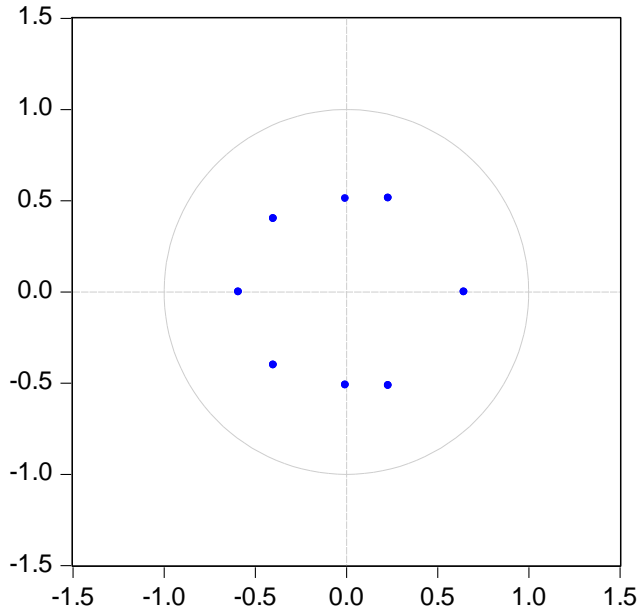
Tablo-21, 4 gecikmeli bir VAR modelinin LM otokorelasyon testi sonuçlarını göstermektedir. Buna göre modelde bir otokorelasyon problemi mevcut değildir.

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	2.097249	4	0.7179	0.524338	(4, 968.0)	0.7179
2	6.205069	4	0.1843	1.554639	(4, 968.0)	0.1843
3	5.090997	4	0.2781	1.274782	(4, 968.0)	0.2781
4	5.092327	4	0.278	1.275115	(4, 968.0)	0.278

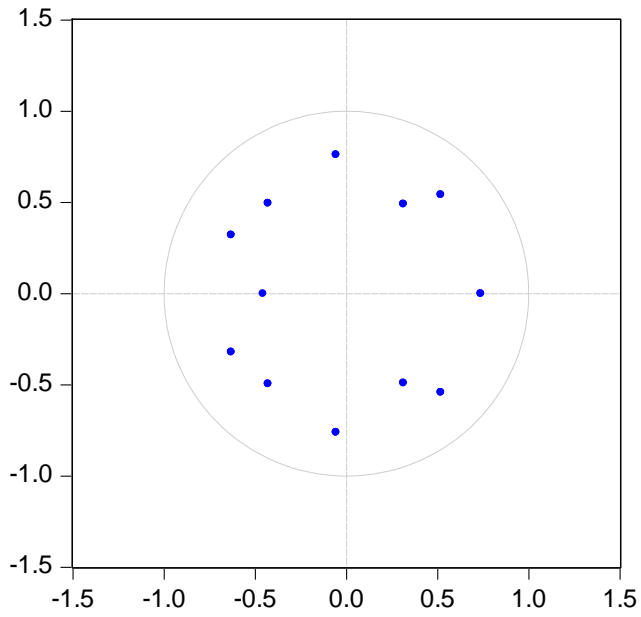
Tablo-21: Büyük Firmalar Portföyü LM Testi Sonuçları

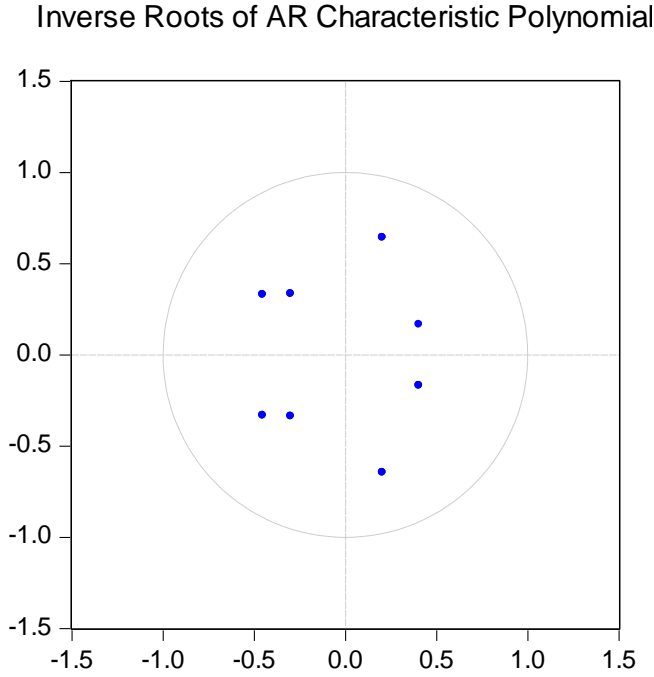
Çeşitli firma portföylerinin ortalama fiyat ve ortalama hacim serileri ile kurulan VAR modellerindeki otokorelasyon problemleri ortadan kaldırıldıktan sonra, modellerdeki istikrar koşullarının incelenmesi için Ters Kökler Birim Çemberlerine bakılır. Grafik-1’de Küçük Firmalar Portföyünün, Grafik-2’de Orta Firmalar Portföyünün ve Grafik-3’de Büyük Firmalar Portföyünün ortalama fiyat ve hacim serileri ile kurulan VAR modellerinin Ters Kökler Birim Çemberleri gösterilmiştir. Buna göre tüm modellerdeki ters kökler birim çemberler içersindedir ve modellerde istikrar koşulları sağlanmıştır.

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial

**Grafik-1:** Küçük Firmalar Portföyü Ters Kökler Birim Çemberi

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial

**Grafik-2:** Orta Firmalar Portföyü Ters Kökler Birim Çemberi



Grafik-3: Büyük Firmalar Portföyü Ters Kökler Birim Çemberi

3.2.Varyans Ayırıştırma Metodu

Bir önceki başlıkta optimum gecikme uzunlukları belirlenmiştir. Bu bölümde küçük firmalar portföyü için bir VAR(1,4), Orta firmalar portföyü için bir VAR(1,6) ve Büyük firmalar portföyü için bir VAR(1,6) modeli kurulmuştur. Modellerde içsel değişkenler getiri ve hacim serileridir. Dışsal değişken olarak ise sabit terim kullanılmıştır. Kurulan VAR modelleri ile Varyans Ayırıştırma Yöntemine başvurularak fiyat ve hacim arasındaki doğrusal nedensellik ilişkisi açıklanmaya çalışılmıştır.

Tablo-22’de küçük firmalar portföyünün, Tablo-23’de orta firmalar portföyünün ve Tablo-24’de büyük firmalar portföyünün getiri serileri için uygulanan Varyans Ayırıştırma Metodu sonuçları gösterilmektedir.

Period	S.E.	GETİRİ	HACİM
1	1.6256	100.0000	0.0000
2	1.6300	99.7795	0.2205
3	1.6605	99.7412	0.2588
4	1.6641	99.7260	0.2740
5	1.6751	99.2412	0.7588

6	1.6756	99.1956	0.8044
7	1.6765	99.1947	0.8054
8	1.6766	99.1948	0.8052
9	1.6769	99.1937	0.8064
10	1.6769	99.1935	0.8065

Tablo-22: Küçük Firmalar Getiri Serisinin Varyans Ayrıştırma Modeli

Period	S.E.	GETİRİ	HACİM
1	1.6105	100.0000	0.0000
2	1.6156	99.9674	0.0326
3	1.6436	99.7183	0.2817
4	1.6556	99.5075	0.4925
5	1.6559	99.4718	0.5282
6	1.6638	98.9670	1.0330
7	1.6673	98.8760	1.1240
8	1.6677	98.8668	1.1332
9	1.6689	98.8661	1.1339
10	1.66913	98.8662	1.133853

Tablo-23: Orta Firmalar Getiri Serisinin Varyans Ayrıştırma Modeli

Period	S.E.	GETİRİ	HACİM
1	1.3576	100.0000	0.0000
2	1.3641	99.9267	0.0733
3	1.3778	99.5849	0.4151
4	1.3864	99.5833	0.4168
5	1.3936	98.6105	1.3895
6	1.3947	98.4860	1.5140

7	1.3948	98.4732	1.5268
8	1.3948	98.4715	1.5285
9	1.3948	98.4714	1.5286
10	1.3948	98.4653	1.5347

Tablo-24: Büyük Firmalar Getiri Serisinin Varyans Ayrıştırma Modeli

Tablo-22, Tablo-23 ve Tablo-24'e göre, birinci şoklarda işlem hacminin hisse senedi fiyatları üzerinde hiçbir etki yaratmadığı gözlemlenmektedir. İkinci şoklar hisse senedi fiyatlarında çok küçük bir düzeyde etki yaratmış ve bu etki artarak devam etmiştir. Bu etkinin en yüksek düzeyde görüldüğü firma portföyü büyük firmalar ve en düşük düzeyde görüldüğü firma portföyü küçük firmalardır.

Aynı işlemler işlem hacmi üzerindeki fiyat etkisini incelemek için de uygulanmıştır. Tablo-25'de küçük firmalar portföyünün, Tablo-26'da orta firmalar portföyünün ve Tablo-27'de büyük firmalar portföyünün hacim serileri için uygulanan Varyans Ayrıştırma Metodu sonuçları gösterilmektedir.

Period	S.E.	GETİRİ	HACİM
1	27.4751	0.3568	99.6432
2	29.4162	2.5946	97.4054
3	30.0025	2.4973	97.5027
4	30.0176	2.5291	97.4709
5	30.0770	2.8824	97.1176
6	30.1094	2.9607	97.0393
7	30.1112	2.9721	97.0279
8	30.1153	2.9715	97.0285
9	30.1156	2.9728	97.0272
10	30.1157	2.97291	97.02709

Tablo-25: Küçük Firmalar Hacim Serisinin Varyans Ayrıştırma Modeli

Period	S.E.	GETİRİ	HACİM
1	24.3504	0.9719	99.0281
2	26.0829	2.1990	97.8010
3	26.8238	2.5620	97.4380
4	26.9432	3.1552	96.8448
5	26.9508	3.1877	96.8124
6	27.0113	3.6162	96.3838
7	27.0768	3.6951	96.3049
8	27.2134	3.6627	96.3373
9	27.2264	3.6691	96.3310
10	27.2369	3.6788	96.3213

Tablo-26: Orta Firmalar Hacim Serisinin Varyans Ayrıştırma Modeli

Period	S.E.	GETİRİ	HACİM
1	25.0294	0.14433	99.85567
2	26.8881	0.13942	99.86059
3	27.4969	0.62673	99.37328
4	27.5372	0.67234	99.32766
5	27.6316	0.67897	99.32103
6	27.7198	0.67483	99.32517
7	27.7345	0.67419	99.32581
8	27.7486	0.67692	99.32308
9	27.7492	0.6773	99.3227
10	27.7519	0.67756	99.32244

Tablo-27: Büyük Firmalar Hacim Serisinin Varyans Ayrıştırma Modeli

Tablo-25, Tablo-26 ve Tablo-27'ye göre, birinci şoklarda hisse senedi fiyatlarındaki değişim işlem hacimlerine küçük bir düzeyde de olsa etkilemiştir. Daha

sonraki şoklarda bu etki artarak devam etmiştir. Fiyatlardaki volatilitenin işlem hacmini en yüksek düzeyde etkilediği firma portföyü orta firmalar iken en düşük düzeyde etkilediği firma portföyü büyük firmalar olmuştur.

4. DOĞRUSALLIĞIN TEST EDİLMESİ

Çalışmada kullanılan veri seti bir finansal zaman serisidir. Klasik bir doğrusal model ($y = \beta_1 + \beta_2x_2 + \beta_3x_3 + \beta_4x_4 + u$), finansal zaman serilerinin açıklanmasında yetersiz kalır. Dolayısıyla pek çok sayıda doğrusal olmayan (non-linear) model geliştirilmiştir. Ancak non-linear modellerin çok azı finansal verilerin modellenmesinde kullanılabilir. Finansal zaman serilerinde kullanılan doğrusal olmayan modellerin en popülerleri, volatilitayı modellemek ve tahmin etmek için kullanılan ARCH/GARCH Modelleridir (Brooks,2008: pp. 415-417).

Çalışmanın bu bölümünde veri setinin doğrusal olmayan modeller için uygun olup olmadığı, her bir firma büyüklüğü portföyüne uygulanan BDS Testi ile kontrol edilmektedir. BDS Bağımsızlık Testi her üç firma büyüklüğündeki fiyat ve zaman serilerinin, daha önce durağanlık kontrolü amacıyla oluşturulan birinci farklarına uygulanmıştır.

Küçük Firmalar Fiyat Serisi				
Dimension	BDS Statistic	Std. Error	z-Statistic	Prob.
2	0.021051	0.003919	5.371721	0.0000
3	0.033642	0.006223	5.406157	0.0000
4	0.038173	0.007405	5.155002	0.0000
5	0.039578	0.007713	5.131655	0.0000
6	0.03879	0.007433	5.218878	0.0000

Tablo-28: Küçük Firmalar Fiyat Serisi BDS Test Sonuçları

Küçük Firmalar Hacim Serisi				
Dimension	BDS Statistic	Std. Error	z-Statistic	Prob.
2	0.008723	0.003517	2.480253	0.0131
3	0.017083	0.005597	3.052096	0.0023
4	0.020157	0.006673	3.020677	0.0025
5	0.021201	0.006963	3.044642	0.0023
6	0.019763	0.006723	2.939579	0.0033

Tablo-29: Küçük Firmalar Hacim Serisi BDS Test Sonuçları

Orta Firmalar Fiyat Serisi				
Dimension	BDS Statistic	Std. Error	z-Statistic	Prob.
2	0.01571	0.004043	3.885814	0.0001
3	0.027944	0.006439	4.339834	0.0000
4	0.036242	0.007685	4.716018	0.0000
5	0.039804	0.008028	4.958107	0.0000
6	0.039694	0.00776	5.11526	0.0000

Tablo-30: Orta Firmalar Fiyat Serisi BDS Test Sonuçları

Orta Firmalar Hacim Serisi				
Dimension	BDS Statistic	Std. Error	z-Statistic	Prob.
2	0.011826	0.003766	3.140298	0.0017
3	0.018747	0.00599	3.12962	0.0018
4	0.027557	0.00714	3.859811	0.0001
5	0.030271	0.007448	4.064341	0.0000
6	0.030627	0.007189	4.260214	0.0000

Tablo-31: Orta Firmalar Hacim Serisi BDS Test Sonuçları

Büyük Firmalar Fiyat Serisi				
Dimension	BDS Statistic	Std. Error	z-Statistic	Prob.
2	0.007971	0.003584	2.224195	0.0261
3	0.016868	0.00569	2.964377	0.0030
4	0.025219	0.006769	3.725506	0.0002
5	0.023908	0.007048	3.391961	0.0007
6	0.024151	0.00679	3.55674	0.0004

Tablo-32: Büyük Firmalar Fiyat Serisi BDS Test Sonuçları

Büyük Firmalar Hacim Serisi				
Dimension	BDS Statistic	Std. Error	z-Statistic	Prob.
2	0.013316	0.003679	3.619219	0.0003
3	0.025345	0.005842	4.338104	0.0000
4	0.030282	0.006951	4.356374	0.0000
5	0.031548	0.007239	4.358079	0.0000
6	0.028615	0.006975	4.102517	0.0000

Tablo-33: Büyük Firmalar Hacim Serisi BDS Test Sonuçları

BDS Bağımsızlık Testi sonuçlarına bakıldığında her portföyün fiyat ve hacim serisinin birinci farklarının, olasılık değerleri %5 güven aralığının dışında kalmaktadır. Bu da “ H_0 : Seriler doğrusal olarak bağımlıdır” hipotezinin reddedildiğini yani analizde kullanılacak tüm serilerin doğrusallık özelliğinin bulunmadığını göstermektedir.

5. ARCH ETKİSİNİN BELİRLENMESİ

Çalışmanın bu bölümünde, analizde kullanılacak veri setlerinde ARCH etkisinin olup olmadığı test edilmektedir. Bunun için ilk aşamada bağımlı değişkeni işlem hacmi bağımsız değişkeni fiyat değişimleri olan, çeşitli bir gecikmeli ARMA modelleri kurulmuştur ve Schwarz Bilgi Kriterleri karşılaştırılmıştır. Bunun sonucunda analizde kullanılacak en uygun ARMA Modelinin ARMA(1,0) olduğu tespit edilmiştir.

Tablo-34 küçük firmaların, Tablo-35’de Orta Firmaların ve Tablo-36’da büyük firmaların hacim serileri için kurulan ARMA(1,0) modellerinin ARCH testi sonuçları yer almaktadır. Buna göre bütün firma portföylerinde, hem F testi hem Ki-Kare istatistikleri %5 anlamlılık düzeyinin altındadır. Bu durumda “ H_0 : Model ARCH etkisi içermez” hipotezi reddedilir. Yani modelde önemli derecede ARCH etkisinin mevcut olduğu gözlemlenmektedir.

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	9.748689	Prob. F(1,497)	0.0019
Obs*R-squared	9.599622	Prob. Chi-Square(1)	0.0019
R-squared	0.019238	Mean dependent var	1.86701
Adjusted R-squared	0.017264	S.D. dependent var	4.89237
S.E. of regression	4.849954	Akaike info criterion	5.99982
Sum squared resid	1.17E+04	Schwarz criterion	6.0167
Log likelihood	-1494.95	Hannan-Quinn criter.	6.00644
F-statistic	9.748689	Durbin-Watson stat	2.09086
Prob(F-statistic)	0.0019		

Tablo-34: Küçük Firmalar Portföyü İşlem Hacmi için Kurulan ARMA(1,0) Modeli

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	26.27296	Prob. F(1,497)	0.000
Obs*R-squared	25.05424	Prob. Chi-Square(1)	0.000
R-squared	0.050209	Mean dependent var	2.62932
Adjusted R-squared	0.048298	S.D. dependent var	7.13912
S.E. of regression	6.964585	Akaike info criterion	6.72355
Sum squared resid	24107.21	Schwarz criterion	6.74044
Log likelihood	-1675.53	Hannan-Quinn criter.	6.73018
F-statistic	26.27296	Durbin-Watson stat	2.11458
Prob(F-statistic)	0.0000		

Tablo-35: Orta Firmalar Portföyü İşlem Hacmi İçin Kurulan ARMA (1,0) Modeli

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	9.748689	Prob. F(1,497)	0.0019
Obs*R-squared	9.599622	Prob. Chi-Square(1)	0.0019
R-squared	0.019238	Mean dependent var	1.86701
Adjusted R-squared	0.017264	S.D. dependent var	4.89237
S.E. of regression	4.849954	Akaike info criterion	5.99982
Sum squared resid	1.17E+04	Schwarz criterion	6.0167
Log likelihood	-1494.95	Hannan-Quinn criter.	6.00644
F-statistic	9.748689	Durbin-Watson stat	2.09086
Prob(F-statistic)	0.0019		

Tablo-36: Büyük Firmalar Portföyü İşlem Hacmi İçin Kurulan ARMA (1,0) Modeli

Analizin ikinci bölümünde hacim serileri için kurulan modeller, bağımlı değişkenin fiyat değişimleri olması durumunda da ARCH etkisi içerip içermeyeceğini görebilmek amacıyla, fiyat serilerine de uygulanmıştır. Tablo-37’de küçük, Tablo-38’de orta ve Tablo-39’da büyük firmaların fiyat volatiliteleri için uygulanan ARMA(1,0) modelleri gösterilmektedir.

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	27.69103	Prob. F(1,497)	0.0000
Obs*R-squared	26.33516	Prob. Chi-Square(1)	0.0000
R-squared	0.052776	Mean dependent var	2.71668
Adjusted R-squared	0.05087	S.D. dependent var	7.49349
S.E. of regression	7.30E+00	Akaike info criterion	6.81774
Sum squared resid	26488.1	Schwarz criterion	6.83462
Log likelihood	-1699.03	Hannan-Quinn criter.	6.82436
F-statistic	27.69103	Durbin-Watson stat	2.08902
Prob(F-statistic)	0.0000		

Tablo-37: Küçük Firmalar Portföyü Fiyat Değişimleri İçin Kurulan ARMA (1,0) Modeli

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	26.27296	Prob. F(1,497)	0.000
Obs*R-squared	25.05424	Prob. Chi-Square(1)	0.000
R-squared	0.050209	Mean dependent var	2.62932
Adjusted R-squared	0.048298	S.D. dependent var	7.13912
S.E. of regression	6.964585	Akaike info criterion	6.72355
Sum squared resid	24107.21	Schwarz criterion	6.74044
Log likelihood	-1675.53	Hannan-Quinn criter.	6.73018
F-statistic	26.27296	Durbin-Watson stat	2.11458
Prob(F-statistic)	0.0000		

Tablo-38: Orta Firmalar Portföyü Fiyat Değişimleri İçin Kurulan ARMA (1,0) Modeli

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	9.748689	Prob. F(1,497)	0.0019
Obs*R-squared	9.599622	Prob. Chi-Square(1)	0.0019
R-squared	0.019238	Mean dependent var	1.86701
Adjusted R-squared	0.017264	S.D. dependent var	4.89237
S.E. of regression	4.849954	Akaike info criterion	5.99982
Sum squared resid	1.17E+04	Schwarz criterion	6.0167
Log likelihood	-1494.95	Hannan-Quinn criter.	6.00644
F-statistic	9.748689	Durbin-Watson stat	2.09086
Prob(F-statistic)	0.0019		

Tablo-39: Büyük Firmalar Portföyü Fiyat Değişimleri İçin Kurulan ARMA (1,0) Modeli

Tablo-34, Tablo-35 ve Tablo-36'ya göre bütün firma portföylerinde, hem F testi hem Ki-Kare istatistikleri %5 anlamlılık düzeyinin altındadır. Bu durumda “ H_0 : Model ARCH etkisi içermez” hipotezi reddedilir. Yani modellerde de önemli derecede ARCH etkisinin mevcut olduğu gözlemlenmektedir.

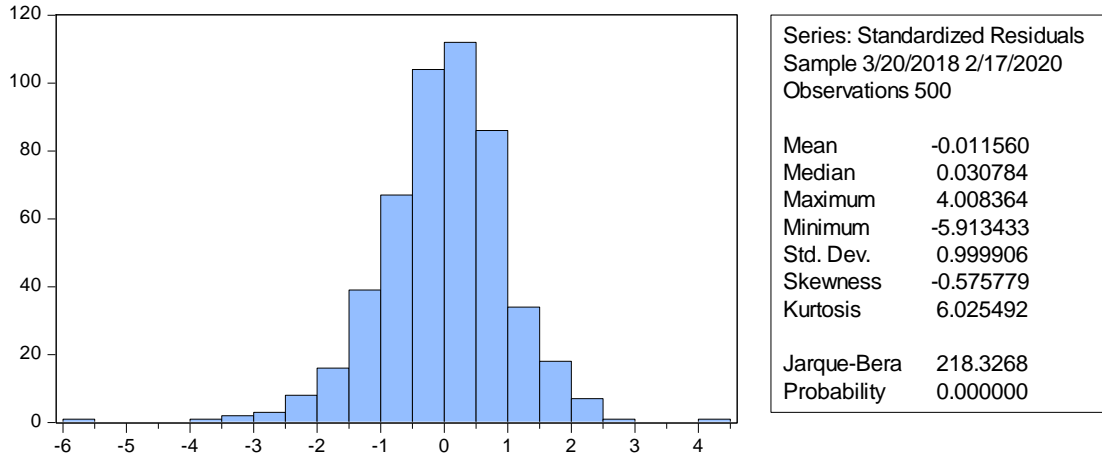
Özetle veri seti, finansal zaman serilerinin genel özelliği olarak, doğrusal değildir ve metot olarak non-lineer modellerden birinin kullanılması gerekmektedir. Ayrıca ARCH Heteroskedastisite testleri sonucunda, modellerde değişen varyans sorunun olduğu tespit edilmiştir. Bu durumda klasik regresyon modellerinden uzaklaşıp, otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH) modellerine yaklaşılması gerektiğini göstermektedir.

6. DAĞILIM YÖNTEMİNİN BELİRLENMESİ

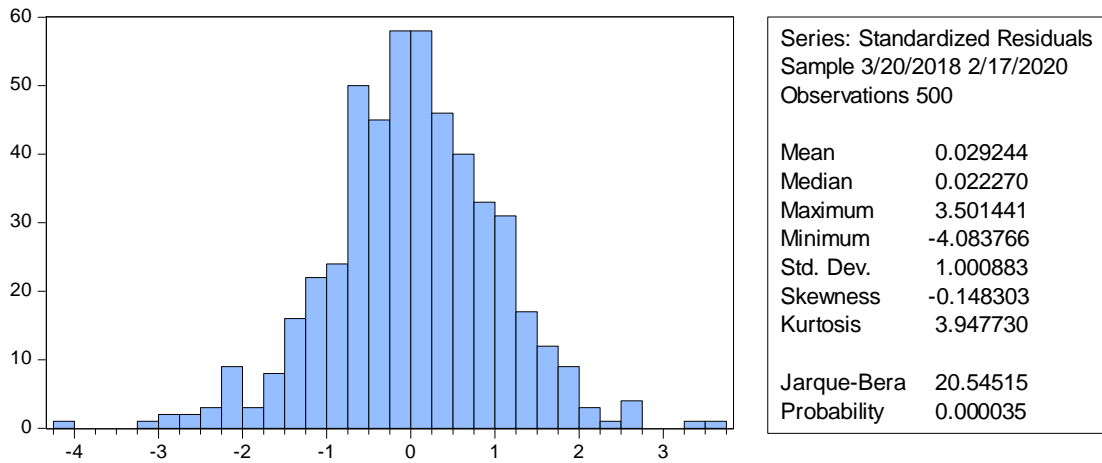
Genel olarak doğrusallık özelliği taşıyan modellerin varyansının normal dağılıma sahip olduğu ve Gauss Yönteminin kullanılmasının uygun olduğu düşünülür. Ancak doğrusal olmayan modellerde Normal Dağılım Yönteminin kullanılması tahmin hatalarına sebep olabilir. Bu sebeple; Student-t, Genişletilmiş Hata Dağılımı (GED), Çarpık Student-t yöntemlerine yaklaşmak modelin güvenilirliği açısından daha doğrudur.

Çalışmanın bu bölümünde, her bir firma portföyünde fiyat ve hacim serilerini analiz eden ve varyansların normal dağıldığı varsayılan birer EGARCH modeli kurulmuştur. Grafik-4, Grafik-6 ve Grafik-8'de bağımlı değişkenin fiyat olduğu normal dağılımlı (Gauss Yöntemi) EGARCH modellerinin histogramları ve tanımlayıcı istatistikleri yer almaktadır. Grafik-5, Grafik-7 ve Grafik-9 ise bağımlı değişkeni hacim serileri olan modellerin histogram ve tanımlayıcı istatistiklerini göstermektedir.

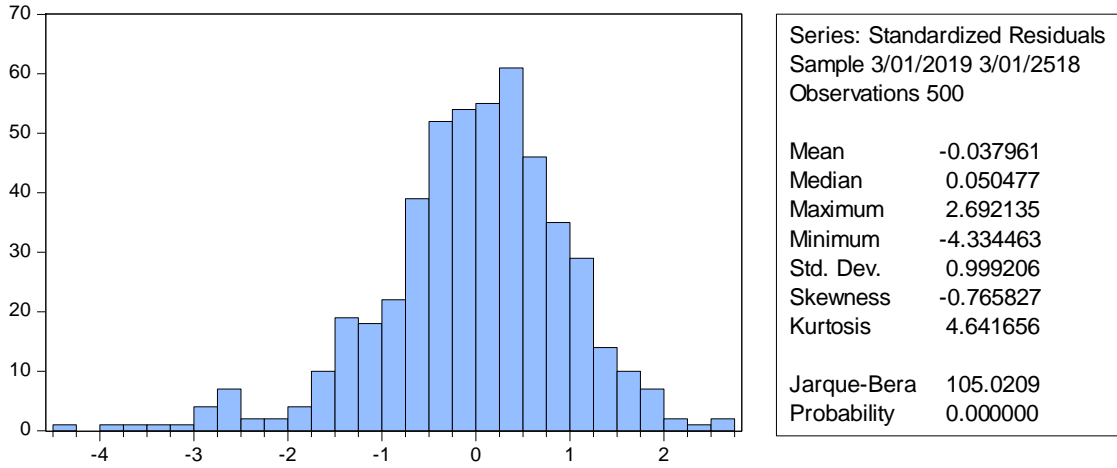
Grafiklerin tümünde, modellerin çarpıklık değerlerinin negatif olduğu yani sola çarpık olduğu ve basıklık değerlerinin 3'den fazla olduğu yani normalden daha sivri bir dağılıma sahip olduğu görülmektedir.



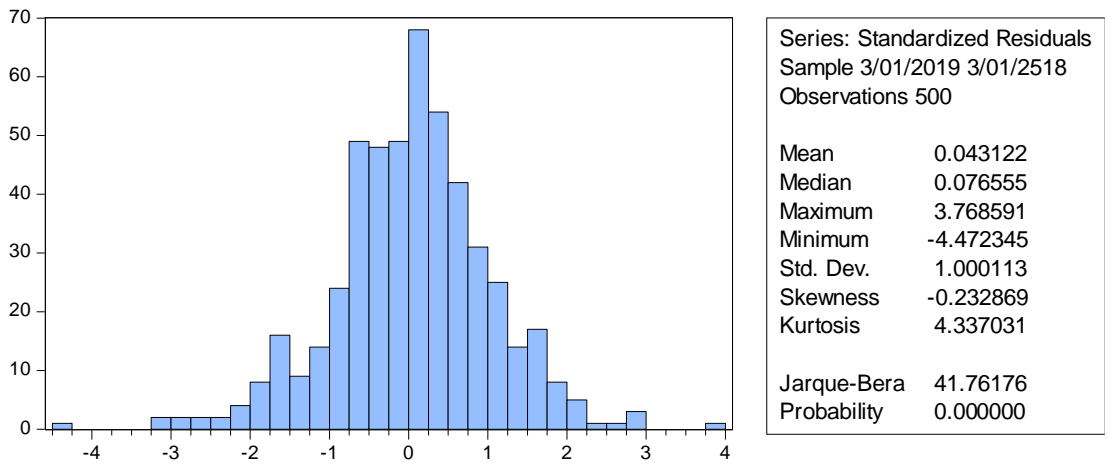
Grafik-4: Küçük Firmalar Fiyat Verilerinin Normal Dağılımlı EGARCH Modelinin Tanımlayıcı İstatistikleri



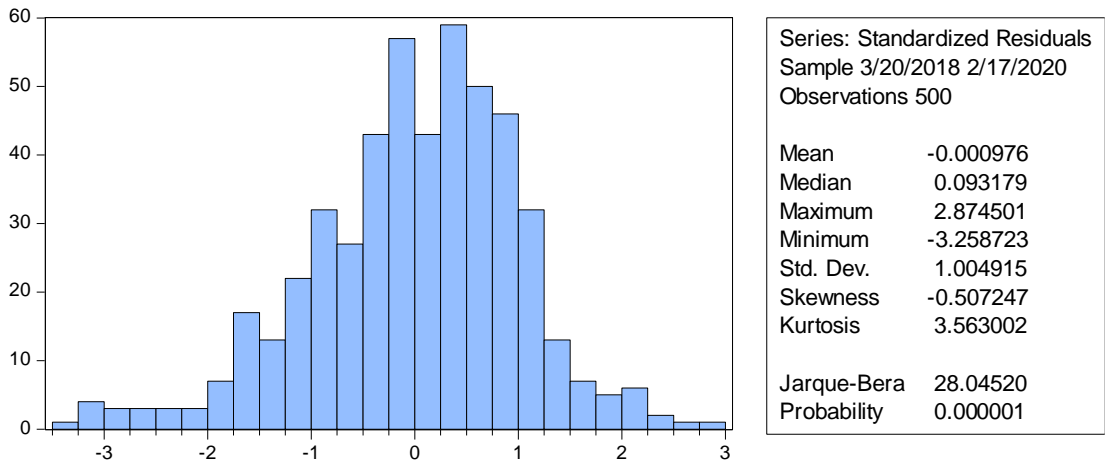
Grafik-5: Küçük Firmalar Hacim Verilerinin Normal Dağılımlı EGARCH Modelinin Tanımlayıcı İstatistikleri



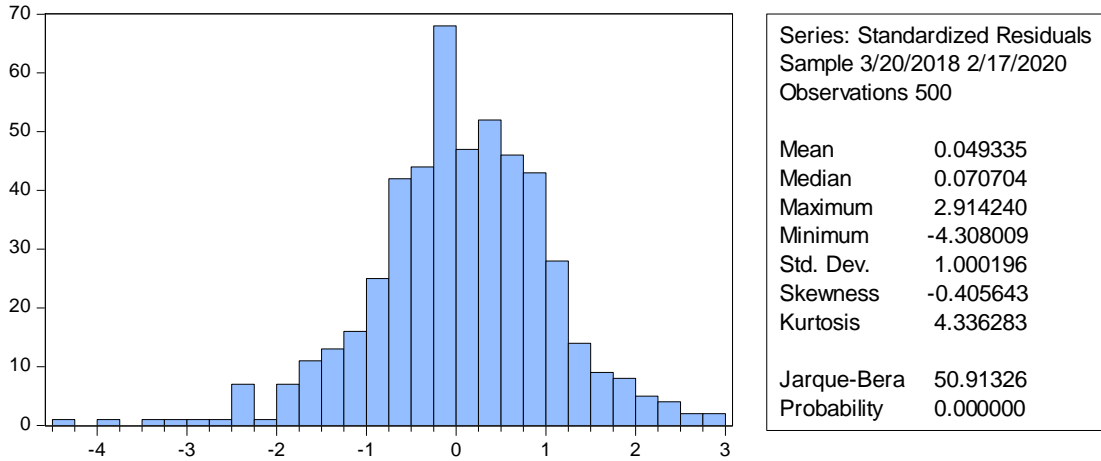
Grafik-6: Orta Firmalar Fiyat Verilerinin Normal Dağılımlı EGARCH Modelinin Tanımlayıcı İstatistikleri



Grafik-7: Orta Firmalar Hacim Verilerinin Normal Dağılımlı EGARCH Modelinin Tanımlayıcı İstatistikleri



Grafik-8: Büyük Firmalar Fiyat Verilerinin Normal Dağılımlı EGARCH Modelinin Tanımlayıcı İstatistikleri



Grafik-9: Büyük Firmalar Hacim Verilerinin Normal Dağılımlı EGARCH Modelinin Tanımlayıcı İstatistikleri

Veri setinin, finansal zaman serilerinin genel özelliği olan kalın kuyruk özelliğini taşıdığı (Çarpıklık Katsayıları > 3) ve sola doğru asimetric bir dağılım gösterdikleri gözlemlenmektedir. Bu durumda, analizlerde Normal Dağılım (Gauss) Yönteminin kullanılması tahmin hatalarına sebep olabilir. Bu sebeple EGARCH modelleri kurulurken “Student-t Yöntemi” tercih edilmiştir.

7. ANALİZ VE BULGULAR

Daha önceki başlıklar altında , ARCH Heteroskastisite testlerini uygulamadan önce, fiyat hacim ilişkisinde kullanılacak en uygun metodun ARMA(1,0) olduğu tespit edilmişti. Bu sebeple EGARCH uygulaması sırasında AR(1)EGARCH(1,1,1) modeli kullanılacaktır. EGARCH modellerinin tümü maksimum olabilirlik fonksiyonu ile tahmin edilmiştir.

Tablo-40’da her üç firma portföyünün getiri serisine uygulanan AR(1)EGARCH(1,1,1) modeli sonuçları yer almaktadır. Buna göre bütün firma portföylerinin “ α ” ve “ β ” katsayılarının toplamı 1’e yakındır ve olasılık değerleri 0.05 seviyesinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu da üç firma portföyünün yüksek volatilitelere sahip olduğunu göstermektedir. En yüksek getiri volatilitesine sahip firma portföyü “büyük firmalar” iken en düşük getiri volatilitesi “orta firmalar” portföyünde gerçekleşmiştir. Ayrıca hisse senedi fiyat verilerindeki dalgalanmalar üzerindeki asimetriyi ölçen “ γ ” parametresi bütün firma portföylerinde negatif değerlidir ve 0.05 düzeyinde anlamlıdır. Bu durumda Bütün firma portföylerinin işlem hacmi verilerinin

geçmiş hacim verilerine verdiği tepkide, pozitif ve negatif getiri durumlarında bir asimetri mevcuttur.

	Küçük Firmalar	Orta Firmalar	Büyük Firmalar
ω	-0.1027	0.0491	0.0847
Olasılık	0.0340	0.3001	0.0000
α	0.2237	0.1184	0.0932
Olasılık	0.0028	0.0419	0.0000
Υ	-0.1209	-0.2765	-0.1418
Olasılık	0.0087	0.0000	0.0000
β	0.9126	0.8155	0.9748
Olasılık	0.0000	0.0000	0.0000
R-squared	0.0008	0.0096	0.0072
Log Likelihood	-883.8747	-893.7699	-811.5926
AIC	3.2809	3.6063	3.2809
SBC	3.3400	3.6569	3.3400

Tablo-40: Hisse Senedi Fiyatlarının AR(1)EGARCH(1,1,1) Modeli Sonuçları

Tablo-41’de ise her üç firma portföyünün işlem hacmi serilerine uygulanan AR(1)EGARCH(1,1,1) modeli sonuçları yer almaktadır. Buna göre yine bütün firma portföylerinin “ α ” ve “ β ” katsayılarının toplamı 1’e yakındır ve olasılık değerleri 0.05 seviyesinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Firma portföylerindeki işlem hacimlerindeki dalgalanmalar sıralanacak olursa, en yüksek işlem hacmi değişimleri “orta firmalar portföyünde, en düşük ise “küçük firmalar” portföyünde gözlemlenmektedir. Ayrıca hisse senedi işlem hacmi verilerindeki dalgalanmalar üzerindeki asimetriyi ölçen “ Υ ” parametresi bütün firma portföylerinde negatif değerlidir. Bu durumda Bütün firma portföylerinin işlem hacmi verilerinin geçmiş hacim verilerine verdiği tepkide, işlem hacminin artış durumları ile azalış durumları için bir asimetrinin olduğu gözlemlenmektedir.

	Küçük Firmalar	Orta Firmalar	Büyük Firmalar
ω	3.0169	1.4360	2.8024
Olasılık	0.1001	0.0704	0.0198
α	0.2434	0.2662	0.2806
Olasılık	0.0252	0.0069	0.0297
Υ	-0.0796	-0.1763	-0.1785
Olasılık	0.1577	0.0126	0.036
β	0.5229	0.7477	0.5345

Olasılık	0.0618	0.0000	0.0047
R-squared	0.0551	0.0363	0.0551
Log Likelihood	-2310.4030	-2305.9360	-2310.4030
AIC	9.2882	9.2703	9.2882
SBC	9.3473	9.3294	9.3473

Tablo-41: İşlem Hacmi Verilerinin AR(1)EGARCH(1,1,1) Modeli Sonuçları

Hisse senedi fiyatlarındaki volatilitenin, geçmiş dönem fiyat verilerine ve işlem hacmi verilerinin geçmiş dönem işlem hacimlerine verdikleri tepki EGARCH modelleri ile açıklandıktan sonraki aşamada, aynı modellere getiri ve hacim serileri eklenerek işlem hacmi ve fiyat arasındaki ilişkisi ölçülmüştür.

Tablo-42’de işlem hacmi verilerine dayanan hisse senedi fiyatlarının AR(1)EGARCH(1,1,1) modeli sonuçları gösterilmektedir. Hacimden fiyata doğru işlem hacmi-fiyat ilişkisinin incelendiği bu AR(1)EGARCH(1,1,1) modeli, yine Maksimum Olabilirlik Fonksiyonu ile tahmin edilmiştir. Modellerdeki “ α ” ve “ β ” katsayılarının toplamı 1’e yakındır ve olasılık değerleri istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu da modelin çalıştığını gösterir. Bununla birlikte, firma portföylerinin “ ρ ” değerleri 1’den oldukça küçüktür ve olasılık değerleri 0.05’den azdır. Bu durumda Borsa İstanbul’da işlem hacminden fiyata doğru bir ilişkinin bulunmadığı söylenebilir.

	Küçük Firmalar	Orta Firmalar	Büyük Firmalar
ω	-0.103	0.056	0.094
Olasılık	0.036	0.264	0.000
α	0.225	0.109	-0.097
Olasılık	0.003	0.070	0.000
γ	-0.122	-0.281	-0.142
Olasılık	0.008	0.000	0.000
β	0.912	0.813	0.970
Olasılık	0.000	0.000	0.000
ρ	0.002	0.004	0.003
Olasılık	0.402	0.088	0.146
R-squared	0.002	0.016	0.009
AIC	3.573	3.605	3.287
SBC	3.641	3.664	3.346

Tablo-42: Hisse Senedi Fiyatlarının İşlem Hacmine Dayanan AR(1)EGARCH(1,1,1) Modeli Sonuçları

Tablo-43 ise fiyat verilerine dayanan hacim serisinin, AR(1)EGARCH(1,1,1) Modeli sonuçlarını göstermektedir. Modellerdeki “ α ” ve “ β ” katsayılarının toplamı 1’e yakındır ve olasılık değerleri 0.05’den küçüktür. Yani modeller istatistiksel olarak

anlamli sonuçlar vermektedir. Ayrıca bu modellerdeki “ ρ ” katsayılarının tümü 1’den büyüktür. Bu durumda Borsa İstanbul’da fiyattan hacme doğru güçlü bir ilişkinin olduğu söylenebilir. Bu ilişkinin derecesi, getiri volatilitesi en düşük olan küçük firmalar portföyünde en fazla ve getiri volatilitesi en yüksek olan büyük firmalar portföyünde en düşüktür.

Ek olarak “ Υ ” parametreleri incelendiğinde, bütün firma portföylerinde bu katsayının negatif olduğu görülmektedir. Bu da işlem hacmi fiyat ilişkisinde pozitif ve negatif getiri durumlarında bir asimetrisinin olduğu anlamına gelmektedir.

	Küçük Firmalar	Orta Firmalar	Büyük Firmalar
ω	2.997	1.622	2.927
Olasılık	0.121	0.066	0.017
α	0.248	0.286	0.289
Olasılık	0.028	0.009	0.028
Υ	-0.063	-0.164	-0.176
Olasılık	0.258	0.023	0.041
β	0.525	0.715	0.514
Olasılık	0.076	0.000	0.008
ρ	1.546	1.891	1.084
Olasılık	0.007	0.000	0.106
R-squared	0.059	0.057	0.059
AIC	9.574	9.256	9.288
SBC	9.634	9.324	9.356

Tablo-43: İşlem Hacmi Verilerinin Fiyat Değişimlerine Dayanan AR(1)EGARCH(1,1,1) Modeli Sonuçları

Tablo-44’de analizlerde tahmin edilen modellerin karşılaştırması yer almaktadır. Buna göre Borsa İstanbul’da hisse senedi fiyatları ile işlem hacmi arasında, fiyattan hacme doğru tek yönlü güçlü bir ilişki mevcuttur. Bu ilişki fiyatların en az dalgalanma gösterdiği orta firmalar portföyünde en güçlü iken, fiyat dalgalanmalarının yüksek olduğu büyük firmalar portföyünde en zayıftır.

	En Yüksek	Orta	En Düşük
Hisse Senedi Getirilerindeki Oynaklık	Büyük Firmalar	Küçük Firmalar	Orta Firmalar
İşlem Hacmindeki Oynaklık	Orta Firmalar	Büyük Firmalar	Küçük Firmalar
İşlem Hacmi-Fiyat İlişkisi (Fiyattan Hacme Doğru)	Orta Firmalar	Küçük Firmalar	Büyük Firmalar
İşlem Hacmi-Fiyat İlişkisi (Hacimden Fiyata Doğru)	Anlamlı Değil	Anlamlı Değil	Anlamlı Değil

Tablo-44: Bütün Veriler İçin Tahmin Edilen AR(1)EGARCH(1,1,1) Modelleri

SONUÇ

Fiyat-hacim ilişkisi, piyasadaki erişilebilir bilgi akışına ve bu bilgilerin bireyler tarafından nasıl kullanıldığına dair çok önemli ipuçları sağlar. Bir piyasadaki bilgi asimetrisi, yani asimetrik bilgi, sermaye varlıklarının yanlış fiyatlanmasına sebep olur. Nitekim bir piyasada işlem hacmi ve fiyat değişimleri arasında dinamik ilişkilerin bulunması, Asimetrik Bilgi Teorisi'nde olduğu gibi, piyasadaki aktörlerin yeni bilgileri aynı anda elde edemediğini gösterir. Bu da hisse senedi fiyatlarındaki dalgalanmaların tahmin edilmesini zorlaştırır. Bu sebeple işlem hacmi getiri volatilitesi arasındaki ilişkinin incelenmesi özellikle son yıllarda büyük önem kazanmıştır.

Bu çalışmada, işlem hacmi ve fiyat değişimleri arasındaki ilişki, firma büyüklüğü göstergesine göre açıklanmaya çalışılmıştır. Çalışmada, BIST 100 endeksinde yer 99 firmanın, 19 Mart 2018 – 17 Mart 2020 tarihleri arasındaki günlük kapanış fiyatları ve işlem hacmi tutarları EGARCH Modeli ile analiz edilmiştir. Modeller büyüklüklerine göre sınıflandırılan üç ayrı firma portföyüne (büyük, orta, küçük) için uygulanmıştır. Analizler sonucunda; her üç firma portföyünde de işlem hacmi ve getiri volatilitesi arasında, hacimden fiyata doğru istatistiksel olarak güçlü bir ilişkinin olmadığı tespit edilmiştir. Bu da işlem hacmi bilgisinin Borsa İstanbul'da hisse senedi fiyatlarına hemen yansımadağını göstermektedir. Bu durum Etkin Piyasalar Hipotezi ile ters düşmektedir.

İşlem hacmi-fiyat ilişkisi, fiyattan hacme doğru incelendiğinde ise, büyük, orta ve küçük firmalar portföylerinde güçlü bir ilişki tespit edilmiştir. Bu da piyasaya ulaşan fiyat verilerine, işlem hacmi tutarlarına hemen yansıdığını, yani yatırımcıların yeni fiyat bilgisine karşı hemen pozisyon aldığını gösterir. Bununla birlikte, işlem hacmi ile getiri volatilitesi arasındaki fiyattan hacme doğru olan tek yönlü ilişkide, firma büyüklüklerine ve fiyat değişikliklerinin yönüne göre yüksek oranda asimetri tespit edilmiştir. Çalışmanın bulgularına göre; fiyat-hacim ilişkisi, hisse senedi fiyatlarının düşüş durumlarında yükselme durumlarına kıyasla daha belirgindir. Bu demektir ki yatırımcılar fiyatların düşmesine, yükselmesinden daha fazla duyarlıdır.

İkinci olarak, fiyat-hacim ilişkisi, en güçlü olarak orta firmalar portföyünde gözlemlenmektedir. Çalışmada, ilgili EGARCH Modelinde, orta firmalar portföyünün en düşük fiyat değişkenliği gösteren firma olduğu belirlenmiştir. Yani Orta firmalar portföyünde en yüksek likiditeye sahip firmalar yer almaktadır ve bu firmalara yatırım

yapan bireyler fiyat deęişimlerine daha hızlı tepki vermektedir. Kısacası, en etkin piyasanın orta firmalar olduęu söylenebilir. En yüksek volatiliteye sahip büyük firmalar portföyünde ise, işlem hacmi fiyat ilişkisi en düşük düzeydedir. Zira bu piyasadaki yüksek volatilité sebebiyle likidite en düşük seviyededir ve dolayısıyla yatırımcılar fiyat deęişimlere daha geç tepki verirler. Büyük firmalar portföyünün, en zayıf etkinlikte olduęunun tespit edilmesi Davranışsal Finans kapsamındaki Firma Büyüklüğü Anomalisi ile çelişmemektedir.

Sonuç olarak bir piyasadaki işlem hacmi ve fiyat deęişimleri arasındaki ilişki, yatırımcıların yeni bilgilere ne kadar hızlı tepki verdięi ve bu piyasanın ne kadar etkin olduęu konusunda önemli ipuçları sağlar. Bununla birlikte çalışma sonucunda elde edilen bulgunun daha kesin bir hale getirilebilmesi için, aynı analizlerin “Firma Büyüklüğü” dışındaki dięer kesitsel anomaliler açısından da uygulanması ve sonuçların tutarlılıının karşılaştırılması faydalı olacaktır. Bu hususta konuyla ilgili yapılabilecek gelecek çalışmalarda işlem hacmi ve fiyat deęişimleri arasındaki ilişki; Firma Büyüklüğü anomalisi dışında, Fiyat/Kazanç Oranı, Defter Deęeri/Piyasa Deęeri Oranı, Düşük Fiyat anomalilerine göre de incelenip sonuçlar mukayese edilebilir.

KAYNAKÇA

- Akerlof G. A. (1970), "The Market for "Lemons": Quality Uncertainty and the Market Mechanism", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol: 84, No: 3, pp. 488-500.
- Al-Deehani T. M. (2007), "Modeling Asymmetry In The Price-Volume Relation: Evidence From Nine Stock Markets" *Investment Management and Financial Innovations*, Vol. 4, No. 4, pp.8-15.
- Altuntaş S. & Çolak F. (2015), "BİST-100 Endeksinde Volatilitenin Modellenmesi Ve Öngörülmesinde ARCH Modelleri", *İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi İşletme İktisadi Enstitüsü Yönetim Dergisi*, Vol: 26 , Sayı: 79, pp. 208 - 223.
- Assogbavi T. & Osagi J.E. (2006), "Equity Valuation Process And Price-Volume Relationship On Emerging Stock Markets", *International Business & Economics Research Journal*, Vol. 5, No:9, pp. 7-18.
- Assogbavi T.& Schell J. & Fagnissè S. (2007), "Equity Price-Volume Relationship On The Russian Stock Exchange", *International Business & Economics Research Journal*, Vol: 6, No: 9, pp. 107-116.
- Baklacı H.& Kasman A. (2006), "An Empirical Analysis Of Trading Volume And Return Volatility Relationship In The Turkish Stock Market", *Ege Akademik Bakış Dergisi*, Cilt: 6, No: 2, ss. 115 – 125.
- Boyacıoğlu M. A.& Güvenek B. & Alptekin V. (2010), "Getiri Volatilitisi İle İşlem Hacmi Arasındaki İlişki: İMKB’de Ampirik Bir Çalışma", *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, Sayı: 48, ss. 200-2016.
- Brooks C. (2008), "*Introductory Econometrics for Finance*", Cambridge University Press, Vol:2.
- Büberkökü Ö. & Şahmaroğlu S. T. (2016), "Beta Katsayılarındaki Değişimin Açıklanmasında İşlem Hacminin Etkisinin İncelenmesi: Banka Hisselerine Dayalı Bir Analiz", *İşletme Bilimi Dergisi (JOBS)*, Cilt:4, No:1, ss. 1-28.
- Campbell J. Y. & Grossman S. J. & Wang J. (1993), "Trading Volume and Serial Correlation in Stock Returns", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol: 108, No: 4, pp. 905-939.
- Chen G. & Firth M. & Rui O. (2001), "The Dynamic Relation Between Stock Returns, Trading Volume, and Volatility", *The Financial Review*, Vol: 38, pp. 153-174.
- Elmas B. & Yıldırım M. (2010), "Kriz Dönemlerinde Hisse Senedi Fiyatı İle İşlem Hacmi İlişkisi: İMKB’de İşlem Gören Bankacılık Sektör Hisseleri Üzerine Bir Uygulama" *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, Cilt: 24, Sayı: 2, ss. 37-46.
- Fama E. F. (1970), "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work", *The Journal of Finance*, Vol:25, No:2, pp. 383-417.
- Gazel S. (2017), "Hisse Senedi Piyasalarında İşlem Hacmi Ve Volatilité İlişkisi: Kırılğan Beşli Ekonomiler Üzerine Bir İnceleme", *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, Cilt 13, Sayı 2, pp. 347-363.

- Gökçe A. (2002), “İMKB’de Fiyat-Hacim İlişkisi: Granger Nedensellik Testi”, *Gazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, No:3, ss. 43-48.
- Günay S. (2015), “Bist100 Endeksi Fiyat Ve İşlem Hacminin Fraktallık Analizi”, *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, Cilt: 16, No:1, ss. 35-50.
- Jain P. C. & Joh G. H. (1988), “The Dependence between Hourly Prices and Trading Volume”, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol: 23, No: 3, pp. 269-283.
- Karcıoğlu R. & Özer N. (2017), “BİST’de Haftanın Günü ve Tatil Etkisi Anomalilerinin Getiri ve Oynaklık Üzerindeki Etkisinin İncelenmesi”, *Karadeniz Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Sosyal Bilimler Dergisi*, Sayı: 14, ss.457-483.
- Karpoff J.M. (1988), “The Relation Between Price Changes and Trading Volume: A Survey”, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol: 22, No:1, pp. 109-126.
- Kayalidere K. & Aktaş H. (2009), “İMKB’de Fiyat-Hacim İlişkisi - Asimetrik Etkileşim”, *Celal Bayar Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, Cilt:16, Sayı:2, ss. 49-62.
- Lee B. S. & Rui O. M. (2002), “The Dynamic Relationship between Stock Returns and Trading Volume: Domestic and Cross-Country Evidence”, *Journal of Banking and Finance*, Vol:26, pp. 51-78.
- Malkiel B. G. (1989), “Efficient Market Hypothesis” , *Palgrave Economics & Finance Collection*, pp. 127-134.
- Marsh T. A. & Wagner N. (2004), “Return- Volume Dependence and Extremes in International Equity Markets”, *Berkeley University of California*, Working Paper No: 293.
- Martikainen T. & Puttonen V. & Luoma M. & Rothovius T. (1994), “The Linear and Non-Linear Dependence Of Stock Returns And Trading Volume in The Finnish Stock Market”, *Applied Financial Economics*, Vol: 4, pp. 159-169.
- Nalın H. T. & Güler S. (2013), “İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’nda İşlem Hacmi İle Getiri İlişkisi”, Sayı: 59, pp. 135-148.
- Silvapulle P. & Choi J. (1999), “Testing for Linear and Nonlinear Granger Causality in the Stock Price-Volume Relation: Korean Evidence”, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol: 39, No: 1, pp. 59-76.
- Songül H. (2010), "Otoregresif Koşullu Değişen Varyans Modelleri: Döviz Kurları Üzerine Uygulama", Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Araştırma ve Para Politikası Genel Müdürlüğü, Uzmanlık Yeterlilik Tezi.
- Tauchen G. E.& Pitts M. (1983), “The Price Variability-Volume Relationship on Speculative Markets”, *Econometrica Journal of The Economic Society*, Vol.51, No.2, pp.485-505.

- Timmermann A. & Granger C.W.J. (2004), “Efficient Market Hypothesis and Forecasting”, *International Journal of Forecasting*, Vol:20, Issue:1, pp. 15-27.
- Umutlu G. (2008), İşlem Hacmi ve Fiyat Değişimleri Arasındaki Nedensellik ve Dinamik İlişkiler: İMKB’de Bir Ampirik İnceleme”, *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, Cilt: 10, Sayı: 1, ss.231 – 246.
- Ünal S. & Akbey F. (2016), “Firma Büyüklüğü ve Piyasa Değeri / Defter Değeri Anomalilerinin Birlikte İncelenmesi: Borsa İstanbul Örneği”, *Celal Bayar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, Cilt:14, Sayı:2, pp. 258-282.
- Yıllancı V. & Bozoklu Ş. (2014), “Türk Sermaye Piyasasında Fiyat ve İşlem Hacmi İlişkisi: Zamanla Değişen Asimetrik Nedensellik Analizi”, *Ege Akademik Bakış*, Cilt:14, Sayı:2, ss. 211-220.
- Yıldırım N. (1997), “Firma Büyüklüğü Ve Defter Değeri-Piyasa Değeri Etkileri: İMKB Örneği”, *İMKB Dergisi*, Cilt: 8, Sayı: 31, ss. 1-17.

ÖZ GEÇMİŞ

KİMLİK BİLGİLERİ

Adı Soyadı : SUNAY ÇIRALI
Doğum Yeri : DENİZLİ
Doğum Tarihi : 12.06.1990
E-posta : sunay.cirali@gmail.com

EĞİTİM BİLGİLERİ

Lise : Türk Eğitim Vakfı Anadolu Lisesi
Lisans : Dokuz Eylül Üniversitesi İşletme Fakültesi İşletme (İngilizce)
Yüksek Lisans : Pamukkale Üniversitesi İşletme A.B.D Muhasebe ve Finansman
Yabancı Dil ve Düzeyi: İngilizce / YDS: 86.25

İŞ DENEYİMİ : Doğu Üniversitesi İİBF/ İşletme Bölümü (Araştırma Görevlisi)

ARAŞTIRMA ALANLARI: Finansal Yönetim, Finansal Ekonometri

TEZDEN ÜRETİLEN TEBLİĞ VE YAYINLAR: