

**T. C.
İSTANBUL ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
İŞLETME ANABİLİM DALI
FİNANS BİLİM DALI**

DOKTORA TEZİ

**ETKİN PİYASA HİPOTEZİNİN DOĞRUSAL
OLMAYAN YÖNTEMLERLE TEST EDİLMESİ:
BORSA İSTANBUL ÜZERİNE UYGULAMA**

FÜZULİ ALİYEV

2502100427

TEZ DANIŞMANI

PROF. DR. MURAT KIYILAR

İSTANBUL – 2016



T.C.
İSTANBUL ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ



DOKTORA
TEZ ONAYI

ÖĞRENCİNİN;

Adı ve Soyadı : FÜZULİ ALIYEV Numarası : 2502100427
Anabilim Dalı / Anasanat Dalı / Programı : FİNANS Danışmanı : PROF.DR.MURAT KIYILAR
Tez Savunma Tarihi : 30-06-2016 Saati : 16.00
Tez Başlığı : ETKİN PİYASA HİPOTEZİNİN DOĞRUSAL OLMAYAN YÖNTEMLERLE TEST EDİLMESİ:
BORSA İSTANBUL ÜZERİNE UYGULAMA.

TEZ SAVUNMA SINAVI, İÜ Lisansüstü Eğitim-Öğretim Yönetmeliği'nin 50. Maddesi uyarınca yapılmış, sorulara alınan cevaplar sonunda adayın tezinin KABULÜNE OYBİRLİĞİ / ÖYÜKLÜĞÜ LA karar verilmiştir.

JÜRİ ÜYESİ	İMZA	KANAATI (KABUL / RED / DÜZELTME)
PROF.DR.MURAT KIYILAR		KABUL
PROF.DR.BELKİS SEVAL		KABUL
PROF.DR.VEDAT SARIKOVANLIK		KABUL
PROF.DR.BENĞİ ERTUNA		KABUL
PROF.DR.EYÜP BASTI		KABUL

YEDEK JÜRİ ÜYESİ	İMZA	KANAATI (KABUL / RED / DÜZELTME)
PROF.DR.KAMİL AHMET KÖSE	—	—
DOÇ.DR.AHMET AKIN	—	—

ÖZ

ETKİN PİYASA HİPOTEZİNİN DOĞRUSAL OLMAYAN YÖNTEMLERLE TEST EDİLMESİ: BORSA İSTANBUL ÜZERİNE UYGULAMA

FÜZULİ ALİYEV

Piyasa etkinliği sermaye piyasalarının işlevselliği açısından çok önem taşımaktadır. Bu hipotez ortaya çıktığından beri finans dünyasında en çok tartışılan ve araştırılan konulardan birisi olmuştur. Piyasa etkinliğinin doğrusal olmayan yöntemlerle incelendiği bu çalışmada ilk önce Etkin Piyasa Hipotezi kavramı, formları, ilgili testler ve yapılan eleştiriler incelenmiştir. Daha sonra doğrusal olmayan yöntemler ve model kurma yöntemleri anlatılmıştır.

Çalışmada koşullu ortalamadan doğrusal olmayan yöntemlerden STAR, koşullu varyansta doğrusal olmayan yöntemlerden ARCH modelleri, otoregresif model ve rassal süreç ile 2004 – 2014 yılı getirileri modellenmiştir. Her model ile 2015 yılının 12 dönemi tahmin edilmiştir. Tahminlenen değerler ile gerçekleşmiş değerler karşılaştırılmış, LSTAR modelinin gerçekleşmiş değerleri diğer modellerden ve rassal süreçten daha iyi tahmin ettiği öngörü performans kriterleri ile tespit edilmiştir.

Öngörü performans kriterleri karşılaştırıldığında doğrusal olmayan LSTAR modelin ve bir kaç kriterde ARCH(2) modelinin gelecek dönem getirilerini rassal süreçten daha iyi tahmin ettiği için Borsa İstanbulun zayıf formda etkin olmadığı, doğrusal olmayan modellerin piyasayı öngörebildiği sonucuna varılmıştır.

Anahtar kelimeler: Piyasa etkinliği, koşullu ortalamada doğrusal olmayan modeller, Borsa İstanbul, piyasayı öngörme

ABSTRACT

TESTING EFFICIENT MARKET HYPOTHESIS WITH NONLINEAR METHODS: EVIDENCE FROM BORSA ISTANBUL

FUZULI ALIYEV

Market efficiency is of high importance in terms of functionality of capital markets. This hypothesis has been widely discussed topic in finance world since it has been developed. This study is examining market efficiency with nonlinear methods, starting with explaining Efficient Market Hypothesis concept, its forms, related tests and its critiques. Then dissertation explains nonlinear time series analysis methods and model estimation procedures.

In the study 2004 – 2014 period returns are modelled with STAR – a nonlinear method stemming from conditional mean, ARCH – a nonlinear method stemming from conditional variance, autoregressive method and random walk. Each model forecasts 2015 year 12 period returns. Forecasted returns are compared with actual returns. Forecast performance measures finds out that LSTAR models actual returns better than other linear and nonlinear methods including random walk.

Comparing forecast performance metrics, LSTAR model in all criteria, ARCH(2) in few criteria outperform random walk in terms of forecasting future returns. In this sense, nonlinear models are successful in predicting market returns, implying that Borsa Istanbul is not weak form efficient.

Keywords: Market Efficiency, Nonlinear Models in Conditional Mean, Borsa Istanbul, Market Prediction

ÖNSÖZ

Etkin Piyasa Hipotezi kısaca piyasalarda var olan varlık fiyatlarının bu varlıkla ilgili her türlü bilgiyi zaten içerdiğini, dolayısıyla bu bilgileri kullanarak yatırımcıların normal üstü bir getiri sağlamasının mümkün olmadığını ifade etmektedir. Sermaye piyasaları kaynak sağlaması ve risk paylaşımı açısından ekonominin lokomotifi durumundadır. Bu piyasaların gelişimi ve piyasa iştirakçileri için güvenilir olması piyasa etkinliği ile sık ilgilidir. Günümüzde bilgisayar teknolojilerinin de gelişmesi ile ekonometrik ve zaman serisi modelleri çok mesafe katetmiştir. Çalışmada doğrusal olmayan zaman serisi yöntemlerinden yumuşak geçişli otoregresif model ile Borsa İstanbul'un piyasa etkinliği araştırılmıştır.

Çalışmada 2004-2014 yılı haftalık getirileri ile modeller kurularak 2015 yılı getirileri tahmin edilmiştir. Doğrusal ve doğrusal olmayan modellerle yapılan tahminler gerçekleşmiş değerlerle karşılaştırılmış ve modellerin tahmin gücü değerlendirilmiştir.

Bu tez çalışması boyunca ve aldığım eğitim sırasında bana yardımcı olan ve beni yönlendiren, İstanbul Üniversitesi SERPAM laboratuvarında bir dönem boyunca çalışma imkanı sağlayan değerli hocam ve tez danışmanım Prof. Dr. Murat Kıyılar'a, her aşamada beni destekleyen ve fikirleri ile çalışmalarına katkıda bulunan hocalarım Prof. Dr. Belkıs Seval, Prof. Dr. Bengi Ertuna ve Prof. Dr. Vedat Sarıkovanlık'a teşekkür eder, saygılarımı sunarım. Ayrıca, çalışmalarının yoğunluğuna rağmen zaman ayırıp beni yönlendiren Prof. Dr. Mübariz Hasanov ve motive eden Prof. Dr. Alövsat Müslümov'a teşekkürü borç bilirim. Son olarak tez çalışmam boyunca her zaman beni destekleyen aileme ve özellikle sevgili eşime teşekkürlerimi sunarım.

İÇİNDEKİLER

ÖZ	iii
ABSTRACT	iv
ÖNSÖZ	v
TABLOLAR LİSTESİ	ix
ŞEKİLLER LİSTESİ	x
KISALTMALAR LİSTESİ	xi
GİRİŞ	1
1. BÖLÜM ETKİN PİYASA HİPOTEZİ VE İLGİLİ LİTERATÜR.....	6
1.1 Temel Kavramlar	7
1.1.1 Rassal Yürüş (Random Walk).....	7
1.1.2 Dürüst Oyun (Fair Game)	9
1.1.3 Martingale modeli	9
1.2 Piyasa Etkinliği Formları	10
1.2.1 Zayıf Formda Etkinlik	11
1.2.2 Zayıf Form Etkinlik Testleri	13
1.2.2 Yarı Güçlü Formda Etkin Piyasa	29
1.2.3. Güçlü Formda Etkin Piyasa Testleri	36
1.3 Etkin Piyasa Hipotezine getirilen Eleştiriler	44
1.3.1 Zamana bağlı anomaliler	46
1.3.2 Şirket Bilgilerine ilişkin Anomaliler	55
1.3.3 Yüksek Frekanslı İşlemler (High Frequency Trade).....	64
2. BÖLÜM FİNANSTA UYGULANAN DOĞRUSAL OLMAYAN ZAMAN SERİSİ YÖNTEMLERİ	67

2.1 Eşik Otoregresif Modeller (<i>Threshold Autoregressive Models-TAR</i>)	69
2.1.1 Tsay'ın Sıralanmış Otoregresyon Yöntemi.....	71
2.1.2 Chan Yöntemi	72
2.1.3 Bruce Hansen Yöntemi	73
2.2 Yumuşak Geçişli Otoregresif (STAR) Modeller.....	74
2.2.1 Lojistik STAR modeli (LSTAR).....	76
2.2.2 Üstel STAR modeli (ESTAR).....	78
2.3 STAR Modellerinin Tahmin ve Değerlendirme Aşamaları	80
2.3.1 STAR Modelinin Doğrusallık Testleri.....	81
2.3.2 LSTAR Testleri.....	83
2.3.3 ESTAR Testleri.....	84
2.3.4 LM İstatistiğinin Hesaplanması	85
2.3.5 Geçiş Değişkeninin Belirlenmesi.....	85
2.3.6 Geçiş Fonksiyonunun Yapısının (LSTAR veya ESTAR) Belirlenmesi	86
2.3.7 STAR Modelinin Tahmini	87
2.4 STAR Modelin Kontrol Testleri.....	89
2.4.1 Hataların Otokorelasyon Testi	90
2.4.2 Yakalanmamış Doğrusal-olmayan İlişki (<i>remaining nonlinearity</i>) Testi ..	91
2.4.3 Parametre Sabitliği Testi.....	92
2.5 STAR Doğrusal olmayan Birim Kök Testleri	94
2.6 Varyansta Doğrusal Olmayan Modeller	96
2.7 Literatür Taraması	99
2.7.1 Eşik Modelleri Uygulanarak Yapılan Çalışmalar	100
2.7.2 Birim Kök testleri Uygulanarak Yapılan Çalışmalar.....	104
3. BÖLÜM PIYASA ETKİNLİĞİNİN BORSA İSTANBULDA DOĞRUSAL OLMAYAN STAR MODELİ İLE TEST EDİLMESİ	107

3.1 Tahmin Performansının Ölçülmesi.....	109
3.2 BİST100 Endeksinin STAR Modeli ile Tahmin Edilmesi.....	111
3.3 Doğrusal Otoresresif Modelin Kurulması.....	120
3.4 ARCH modelinin kurulması.....	124
3.5 Rassal Süreç Getirilerinin Belirlenmesi	127
3.6 Ampirik Bulguların Yorumlanması.....	128
SONUÇ	132
KAYNAKÇA.....	137
ÖZGEÇMİŞ	169

TABLULAR LİSTESİ

Tablo 1: Sıralanmış Otoregresyon Yöntemi	71
Tablo 2: ADF Birim Kök Test Sonucu	109
Tablo 3: AR derecesinin seçilmesi.....	112
Tablo 4: Luukkonen et al. STAR tipi doğrusal olmama test sonuçları.....	112
Tablo 5: BDS testi sonuçları	113
Tablo 6: Aday geçiş değişkenlerinin LM3 test istatistiklerinin p-değerleri.....	113
Tablo 7: Geçiş fonksiyonunun yapısını belirleme testi sonuçları	114
Tablo 8: Tahmin edilen LSTAR modeli ve istatistikleri.....	115
Tablo 9: LSTAR modelinin tahminleri	120
Tablo 10: AR modeli katsayı ve istatistikleri.....	122
Tablo 11: AR modelinin tahmin istatistikleri	123
Tablo 12: Değişen varyans test sonuçları.....	124
Tablo 13: ARCH(2) modeli istatistikleri.....	125
Tablo 14: Değişen varyans test sonucu.....	125
Tablo 15: ARCH(2) modeli tahmin istatistikleri	126
Tablo 16: Rassal süreç tahmin istatistikleri	128
Tablo 17: Tahmin modellerinin karşılaştırmalı istatistikleri.....	129
Tablo 18: Diebold-Mariano test sonuçları	130

ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil 1: Ekonomide gözlemlenen rejimler	67
Şekil 2: Değişik γ yumuşaklık parametrelili $G(s, \gamma, c)$ lojistik fonksiyonu.....	78
Şekil 3: BİST100 Endeksinin haftalık getirisi: (2004:1–2014:52)	108
Şekil 4: Geçiş fonksiyonununun geçiş değişkenine göre grafiği	116
Şekil 5: Geçiş fonksiyonununun zamana göre grafiği	118
Şekil 6: Üst rejimde pozitif şokun 20 hafta ileriye tepkisi.....	119



KISALTMALAR LİSTESİ

ABD	: Amerika Bileşik Devletleri
ADF	: Augmented Dickey – Fuller
ADR	: American Depositary Receipt
AIC	: Akaike Information Criterion
AR	: Auto Regressive
ARCH	: Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
ASX	: Australian Securities Exchange
BİST	: Borsa İstanbul
CAPM	: Capital Asset Pricing Model
CNBC	: Consumer News and Business Channel
DAX	: Deutscher Aktienindex
DF	: Dickey – Fuller
DJIA	: Dow Jones Industrial Average
EGARCH	: Exponential Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity
EPH	: Etkin Piyasa Hipotezi
ESTAR	: Exponential Smooth Transition Autoregressive Model
F/K	: Fiyat/Kazanç oranı
FFJR	: Fama, Fisher, Jensen ve Roll
FTSE	: Financial Times Stock Exchange
GARCH	: Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity
GF	: Geçiş Fonksiyonu
IFC	: International Finance Corporation
İMKB	: İstanbul Menkul Kıymetler Borsası
KLCI	: Kuala Lumpur Composite Index
KPSS	: Kwiatkowski – Phillips – Schmidt – Shin
KOSPI	: Korea Composite Stock Price Index
LM	: Lagrange Multiplier
LOMAC	: Lo ve Mackinlay
LSTAR	: Logistic Smooth Transition Autoregressive

NGARCH	:	Nonlinear GARCH
NLLS	:	Nonlinear Least Squares
NSE	:	National Stock Exchange of India
NYSE	:	New York Stock Exchange
NZSE	:	New Zealand All Ordinaries Index
OLS	:	Ordinary Least Squares
OMH	:	Ortalama Mutlak Hata
OMX	:	Options Mäklarna Exchange
OMYH	:	Ortalama Mutlak Yüzde Hata
PACF	:	Partial Autocorrelation Function
PD/DD	:	Piyasa Deęeri / Defter Deęeri
PP	:	Phillips Perron
S&P	:	Standard and Poors
SEC	:	Securities and Exchange Commission
SPK	:	Sermaye Piyasası Kurulu
STAR	:	Smooth Transition Autoregressive
TAR	:	Threshold AutoRegressive
TCMB	:	Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası
WIG	:	Warsaw Stock Exchange
YFİ	:	Yüksek Frekanslı İşlemler

GİRİŞ

Etkin Piyasa Hipotezi bir finansal kavram olarak ortaya çıktığından beri akademik finans literatüründe en çok tartışılan ve araştırılan konulardan birisi olmuştur. Bu araştırmalarda hipotezi teorik ve ampirik olarak destekleyen çok sayıda bulgu elde edilmesinin yanısıra, hipotezi eleştiren birçok görüş de ortaya çıkmış ve literatürde yerini almıştır.

Zaman serisi analizi yöntemlerindeki son gelişmeler iktisadi ve finansal değişkenlerdeki doğrusal olmayan özellikleri düzgün ve daha dakik modellemeye olanak sağlamaktadır. Gelişmiş piyasaların doğrusal olmayan (*nonlinear*) dinamiğinin detaylı araştırılmış olmasına rağmen, gelişen piyasaların koşullu ortalamadan doğan doğrusal olmayan özellikleri az çalışılmıştır. Birkaç istisna Busetti ve Manera'nın¹, Chiang ve Doong'un² ve McMillan'ın³ çalışmalarıdır. Busetti ve Manera STAR-GARCH modellerini kullanarak Pasifik bölgesi ülkelerinde piyasaların karşılıklı ilişkilerini araştırmışlardır. Chiang ve Doong TAR-GARCH modellerini uygulayarak yedi Asya ülkesi piyasalarında hisse getirilerini incelemiştir. McMillan yumuşak geçişli otoregresif (STAR) model kullanarak üç gelişen Asya piyasasında doğrusal olmayan dinamikleri araştırmıştır. Bu bağlamda, gelişmekte olan ekonomilerde iktisadi ve finansal değişkenlerin koşullu ortalamasındaki potansiyel doğrusal-dışı özelliklerin araştırılmasına yönelik çalışmalar hızla artmaktadır. Buna rağmen gelişen ekonomilerde finansal piyasalarda doğrusal-dışı ilişkiler henüz yeterince araştırılmamıştır.

Bu çalışma bir gelişen piyasa (*emerging market*) olan Borsa İstanbul'da potansiyel doğrusal dışılık ve dönemsel asimetrik davranışları araştırmakta, getiri serisini modellemekte ve piyasa etkinliği hakkında karar vermektedir. Gelişen piyasaların dinamiği gelişmiş piyasalardan çok farklıdır. Öncelikle gelişen piyasalarda yüksek

¹Giorgio Busetti, Matteo Manera, "STAR-GARCH models for stock market interactions in the Pacific Basin Region, Japan and US", **FEEM Working Paper**, No:43, 2003.

²Thomas C. Chiang, Shuh-Chyi Doong, "Empirical analysis of stock returns and volatility: evidence from seven Asian stock markets based on TAR-GARCH model", **Review of Quantitative Finance and Accounting**, 17, 2001, ss.301-318.

³David G. McMillan, "Non-linear Dynamics in International Stock Market Returns", **Review of Financial Economics**, C.14, No: 1, 2005, ss.81-91.

volatilite ve gelişmiş piyasalardan daha hızlı ve sert fiyat düşüş trendleri hakimdir. Ayrıca, bu piyasalar yatırımcılara ve piyasa katılımcılarına bilginin ulaşma hızı, piyasa seyrekliği ve eşzamansız işlemler açısından, etkin değildir. Buna göre gelişen bir piyasa getirilerinde olası doğrusal olmayan dinamiklerin araştırılması akademik literatüre katkı sağlayacak ve piyasa işlemcileri için faydalı olacaktır.

Bu çalışmanın amacı, piyasa etkinliğinin – getirilerin tahmin edilebilirliğinin doğrusal olmayan modeller ile araştırılması, rejim değişikliğini esas alan doğrusal-olmayan zaman serisi modellerinden olan STAR (*smooth transition autoregressive*) modeline ait kuramsal çerçevenin mevcut literatürden hareket ederek incelenmesi ve bu doğrusal-olmayan zaman serisi modelinin Borsa İstanbul getirilerine uygulanmasıdır. Çalışmanın literatüre katkısı ise uygulama bölümünde ulaşılan sonuçlardır. Çalışmanın aslında iki amacı vardır; ilki Borsa İstanbul getirilerinin doğrusal olmayan modellerle öngörülebildiğinin araştırılması, ikincisi bu modelin doğrusal model (AR) ve rassal süreç ile karşılaştırılmasıdır.

Etkin Piyasa Hipotezi sistemli biçimde Fama'nın (1970) çalışmasında ortaya konulsa da, rassal yürüyüş hakkında daha eskiden çalışmalar bulunmaktadır. 1889 yılında George Gibson tarafından yazılmış "Londra, Paris ve New York Hisse Senedi Piyasaları" başlıklı bir kitapta etkin piyasalardan açıkça söz edilmiştir.⁴ Gibson'a göre hisse senetleri serbest piyasada kamuya açık olduğu zaman, elde ettikleri değer onlara ilişkin en kesin yargı olarak kabul edilebilir. 1900 yılında Fransız matematikçi Louis Bachelier "Theorie de la Spéculation" başlıklı doktora tezini yayınlamıştır. Sözkonusu çalışmada O, spekülörün matematiksel beklentisinin sıfır olduğunu – yani martingale açısından etkin piyasa yaklaşımını geliştirmiştir. Daha sonra 1923 yılında Keynes, finansal piyasalarda yatırımcılar vadeli piyasaların deposunda ne olacağını değil, daha ziyade, riske dayanırlılığını daha iyi bildikleri için ödüllendirilir ve bunun etkin piyasanın bir sonucu olduğunu belirtmiştir⁵. Bundan sonraki yıllarda da farklı âlimler finansal varlık hareketlerinin öngörülebilir olup olmadığını çeşitli çalışmalarında araştırmışlar. Michael C. Jensen 1968 yılındaki çalışmasında yatırım

⁴ George R. Gibson, **The Stock Markets of London, Paris and New York**, New York, Putnam's Sons, 1889

⁵ John M. Keynes, **Some Aspects of Commodity Markets**, European Reconstruction Series, 1923, ss.784–786.

fonlarının performansını değerlendirmiş ve “görünüşe bakılırsa ortalama olarak fonlar, ticari faaliyet giderlerini, hatta kendi komisyonculuk masraflarını karşılayacak kadar bile yeterince başarılı değildir” sonucuna ulaşmıştır.⁶ Bu Amerikan piyasasının etkin olduğuna işaret idi. Etkin piyasalar hipotezi üzerine en tamamlayıcı makale 1970 yılında yayınlanan, Fama’nın 3 değerlendirme yazısından biri olan “Etkin Sermaye Piyasaları: teorik ve ampirik çalışmaların incelenmesi”dir.⁷ Bu çalışmada Fama Etkin Piyasaları kısaca şöyle tanımlar: fiyatların her zaman mevcut bilgileri "tamamen yansıttığı" piyasalar etkindir. Bu çalışmada o aynı zamanda “müşterek hipotez problemi”ni (*joint hypothesis problem*) dikkate alan ilk isim olmuştur. Bu dönemde de Etkin Piyasa Hipotezini destekleyen ve geliştiren çeşitli çalışmalar yapıldı. Ama 1980 yılında Sanford J. Grossman ve Joseph E. Stiglitz piyasanın bilgi yönünden tamamen etkin olmasının imkânsız olduğunu ortaya koymuşlardır.⁸ Çünkü bilgi masraflıdır ve fiyatlar elde bulunan mevcut bilgileri tamamen yansıtmamaktadır. Eğer bilgi herkese açık olsaydı, o zaman kaynaklarını bilgiyi elde edip ve analiz etmeye harcayan yatırımcılar bu işin karşılığında hiç bir getiri elde edemezlerdi. Bu nedenle, piyasa dengesinin uygun modeli bilgi toplanmasına (hisse senedi analizine) teşvik etmelidir. Bu çalışmanın ardından farklı yıllarda Shiller, Osborne, Roll, vd. tarafından piyasa etkinliğine eleştiriler gelmeye başladı. 1985 yılında De Bondt ve Thaler hisse fiyatlarının aşırı tepki gösterdiğini keşf etdiler ve bu özelliğin piyasa etkinsizliğini şekillendirdiğini gösterdiler.⁹ Bu çalışma davranışsal finansın başlangıcı olarak kabul edilmektedir. Bu dönemde hipoteze birçok eleştiriler gelmiştir.

Fama 1991 yılında yayınladığı “Etkin Sermaye Piyasaları 2” başlıklı çalışmasında etkin piyasa hipotezine karşı o zamana kadar yapılmış eleştirilere cevap niteliğinde bazı düzeltmeler ve eklemeler yapmıştır. Zayıf formda etkinlik testlerinin yerine temettü getirileri ve faiz oranları gibi değişkenlerle getirilerin tahmin edilmesini

⁶Michael C. Jensen, “The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964”, **The Journal of Finance**, 23(2), 1968, ss.389–416.

⁷Eugene Fama, “Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work”, **The Journal of Finance**, 25(2), 1970, ss.383–417.

⁸Sanford J. Grossman, Joseph E. Stiglitz, “On the Impossibility of Informationally Efficient Markets”, **The American Economic Review**, 70(3), 1980, ss. 393–408.

⁹Werner De Bondt, Richard Thaler, “Does the stock market overreact?”, **The Journal of Finance**, 40(3), 1985, ss. 793–805.

kapsayan “getirilerin tahmin edilebilirliği testleri”ni (*tests for return predictability*), fiyatların kamuyu bilgilendirici duyurulara göre ayarlanmasını inceleyen yarı güçlü form testleri yerine “vaka çalışmalarını” (*event study*), bazı yatırımcıların menkul kıymetin piyasa fiyatı dışındaki bilgileriyle ilgilenen güçlü form testleri yerine “özel bilgi testler”ini (*tests for private information*) kullanmayı önermiştir. Ayrıca çalışmada Fama eleştirilerin etkin piyasa hipotezini zaafa uğratmadığını aksine katkılarla güçlendirdiğini, anomalilerin herkes tarafından bilindiği için normalüstü getiri imkânı sağlamayacağı için piyasa etkinliğini desteklediğini belirtmiştir.

Malkiel 2003 yılında piyasa etkinliğine olan eleştirileri incelemiş ve hisse senedi piyasalarının çok daha fazla etkin olduğunu ve son zamanlardaki akademik makalelerin bulgularının aksine hisse senedi fiyatlarının daha az tahmin edilebilir olduğu kanaatine varmıştır.¹⁰ Son dönemde yapılan çalışmalarda da bazı gelişmekte olan piyasalarda gelişen teknolojilerle getiriler modellenenilmekte ama gelişmiş piyasalardaki gelişen teknolojiler ise piyasanın etkinliğini daha da arttırmaktadır.

Üç ana bölümden oluşan çalışmanın birinci bölümünde Etkin Piyasa Hipotezi ve hipotezle ilgili literatür incelenmiştir. Bölümün başında piyasada fiyatların oluşma süreçleri – rassal yürüyüş, dürüst oyun ve martingale modelleri açıklanmıştır. Fiyat oluşum sürecinin ardından çalışmada piyasa etkinliğinin formları; zayıf formda etkinlik, yarı güçlü formda ve güçlü formda etkinlik düzeyleri testleri ile beraber örneklerle açıklanmıştır. Bölümün sonraki kısmında etkin piyasa hipotezine getirilen eleştiriler, anomaliler ve literatür özetlenmiştir.

Çalışmanın ikinci bölümünde finasta uygulanan doğrusal olmayan zaman serisi yöntemleri araştırılmıştır. İlk önce finansal serilerde doğrusal olmama durumu ve sebeplerinden bahsedilmiştir. Kısaca genel Eşik Otoregresif Modeller (TAR) hakkında bilgi verilmiş model oluşturma süreci özetlenmiştir. Daha sonra bu çalışmanın ana araştırma yöntemi olan Yumuşak Geçişli Otoregresif (STAR) Modellerden bahsedilmiştir. STAR modeli geçiş fonksiyonunun türü, doğrusallık testleri, geçiş değişkeninin belirlenmesi ve modelin oluşturulmasının diğer aşamaları

¹⁰Burton G. Malkiel, “The Efficient Market Hypothesis and its Critics”, **The Journal of Economic Perspectives**, C. 17, No:1, 2003, ss. 59-82.

detaylı bir şekilde ele alınmış, STAR modelinin tutarlılığının kontrol testleri aşamalarıyla beraber incelenmiştir. Piyasa etkinliğini test yöntemlerinden biri olan birim kök testleri de bu bölümde doğrusal olmayan birim kök testleri olarak araştırılmıştır. Koşullu ortalama da doğrusal olmamanın yanısıra koşullu varyansta doğrusal olmayan ARCH modellerinden de kısa bahs edilmiştir. Bölümün sonunda literatürde olan doğrusal olmayan modellerle yapılan piyasa etkinliği çalışmaları özetlenmiştir.

Çalışmanın uygulama kısmında Borsa İstanbul'da piyasanın etkinliği doğrusal olmayan yöntemlerden LSTAR ile modellenmiştir. Getiriler doğrusal otoregresif yöntemle (AR), ARCH(2) ve rassal süreçle tahmin edilip LSTAR modeli ile karşılaştırılmıştır. 2004-2014 dönemi BİST100 haftalık getirileri doğrusal otoregresif (AR) yöntemle modellenirken hatalarda değişen varyans bulunmuş, bu sorunu gidermek için ARCH(2) modeli kurulmuştur. Bu model, STAR modeli ve rassal süreç ile ilgili dönem analiz edilerek, 2015 yılı için 12 dönemlik (3 aylık) tahminler yapılmıştır. Daha sonra bu tahminler ilgili dönemde gerçekleşmiş getirilerle karşılaştırılmış, modellerin tahmin gücü belirlenmiştir. Modellerin karşılaştırmaları ve piyasanın getiri modelleriyle ilgili elde edilen ampirik bulgular detaylı şekilde değerlendirilmiştir.

Çalışmada yer alan İngilizce terimlerin çevrilmesinde Türk Dil Kurumu Ekonometri Terimleri Sözlüğü kullanılmış ve terimlerin İngilizce karşılıkları ilk kullanıldıkları yerde parantez içinde verilmiştir. Tezin tamamında yazım ve imla ile ilgili karşılaşılan zorlukların çözümünde Türk Dil Kurumu Güncel Türkçe Sözlük'ten faydalanılmıştır.

1. BÖLÜM

ETKİN PİYASA HİPOTEZİ VE İLGİLİ LİTERATÜR

Günümüzde reel sektör ve finansal sektör (sermaye piyasaları) birbiri ile çok güçlü etkileşim içindedir. Bu nedenle sermaye piyasalarının etkin işleyişi önem kazanmış ve yıllarca tartışılan konulardan birisi olmuştur. Piyasa etkinliği kavramını ilk defa kapsamlı olarak Fama 1964 yılındaki doktora tezinde araştırmış ve 1965 yılından 1970 yılları arasında Journal of Business ve Journal of Finance dergilerindeki yayınlarında geliştirmiştir.

Sermaye piyasalarının etkinliğini konu edinen Etkin Piyasa Hipotezi (EPH) finans biliminin merkezi konumuna gelmiştir. Bu hipotez temel olarak finansal varlık fiyatlarının piyasada varolan bütün bilgiyi yansıttığı ve yeni bir bilgi girişi halinde de bunun derhal finansal varlık fiyatlarına yansıtacağı görüşünü savunmaktadır. Başka bir anlatımla, etkin bir piyasada fiyatların değişimi ancak piyasaya yeni bilgilerin gelmesi ile oluşacaktır. Bu çalışmada araştırılan Etkin Piyasa kavramını böyle tanımlayabiliriz: Varlık fiyatlarının ulaşılabilir bilgileri tam olarak yansıttığı bir piyasa Etkin Piyasadır¹¹. Yani cari piyasa şartlarında, tüm bilgiler fiyatlara yansımış olduğu için, yatırımcılar ortalama piyasa getirisi üstünde bir getiri sağlayamazlar. Burda bahsettiğimiz etkinlik bilgisel (*informational efficiency*) etkinliktir.

EPH'ne göre piyasada finansal varlıkla ilgili mevcut tüm bilgiler fiyatlara tam olarak yansımıştır ve geçmiş fiyat hareketleri analiz edilerek, araştırılarak gelecekteki fiyat ile ilgili bir model oluşturmak; mevcut bilgileri kullanarak normalüstü bir kazanç elde etmek mümkün değildir.

Herhangi bir piyasanın etkin olması o piyasanın mükemmel piyasa (*perfect market*) olduğu anlamına gelmez. Mükemmel piyasalar argümanına göre fiyatlar menkul kıymetler hakkındaki tüm bilgiyi taşır ve piyasadaki tüm ajanlar bu menkul kıymetler hakkındaki bilgiye sınırsız olarak ulaşabilirler. Bu nedenden dolayı da aşırı bir kâr

¹¹Eugene Fama, "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Works" **Journal of Finance**, May 1970, s.383

durumu söz konusu olmadığı gerçeği savunulur. Mükemmel sermaye piyasası için aşağıdaki koşullar gerekmektedir¹²:

1. Menkul kıymet bilgileri tüm yatırımcılara en kısa zamanda sağlanmaktadır.
2. Piyasada çok sayıda satıcı ve alıcı vardır. Hiçbir alıcı veya satıcı piyasayı etkileyecek güce sahip değildir.
3. İşlem giderleri (*transaction costs*) yoktur (oldukça düşüktür).
4. Piyasa katılımcıları rasyonel kişilerdir, yüksek getiri düşük risk isterler.
5. Tüm finansal varlıklar tamamen bölünebilir.

Modern finansal piyasalar bu varsayımları yerine getirmekten uzaktır. Bilgi üretimi ve dağıtımı maliyetli olmakla beraber, vergi, işlem giderleri, finansal varlığın bölünebilir olmaması gibi pazar sürçmeleri (*market frictions*) piyasaları mükemmellikten uzaklaştırıyor. Bunlara rağmen, piyasalar aşağıdaki şartları yerine getirmekle oldukça etkin olabilmektedir¹³:

- Bilgi ve veriler üzerinde tekelleşmenin bulunmaması
- Komisyon, vergi ve işlem giderlerinin rekabetçi biçimde olması

Bu özellikleri taşıyan bir pazarda finansal varlıklar etkin bir şekilde fiyatlandırılabilir. Finansal varlığa ilişkin herhangi anlamlı bir bilgi anında ve doğru bir biçimde fiyatlara yansıtılacaktır. Yani, herhangi bir zaman noktasında fiyatlar, finansal varlığın gerçek değerinin bir ölçüsü olacaktır.

Etkin bir piyasadaki finansal varlığın ulaşılabilir tüm bilgileri yansıtması çok genel bir kavramdır, ve ampirik olarak test edilmesi zordur. Bunun için önce fiyatların oluşması süreci ve bilgileri tam yansıtması özelliklerini irdeleyeceğiz. Fiyatların oluşma süreçlerini rassal yürüş (*random walk*), dürüst oyun (*fair game*) ve martingale modellerinde inceleyeceğiz.

1.1 Temel Kavramlar

1.1.1 Rassal Yürüş (Random Walk)

Etkin piyasa modeli ilk geliştirildiğinde, bir finansal varlığın cari fiyatının mevcut bilgileri “tam olarak yansıttığı” ifade edildiğinde art arda fiyat değişikliklerinin veya

¹²Murat Kıyılar, “Etkin Pazar Kuramının İMKB’de Test Edilmesi”, *Yönetim Dergisi*, Yıl: 9, Sayı:29, Ocak 1998, s.34

¹³ Ali Ceylan, Turhan Korkmaz, *Uygulamalı Portföy Yönetimi*, Ekin Yayınları, Bursa 1993, s..176

ardışık getirilerin bağımsız olduğu varsayılmıştır. Bu hipotez rassal yürüş modelinin temelini oluşturmaktadır¹⁴. Bu sürecin özelliği bir sonraki değerin (getirinin) kendinden önceki değerden tamamen bağımsız olmasıdır. Böyle bir süreç normal hayatta havaya atılan bir madeni paranın yazı mı tura mı geleceği şeklindeki her denemenin peşpeşe alabileceği değerler şeklinde elde edilebilir. Rassal bir yürüyüş süreci matematiksel olarak:

$$y_t = y_{t-1} + u_t$$

şeklinde gösterilir. Ve ayrıca $E(y_t) = E(y_{t-1})$, $E(u_t) = 0$, $E(u_t, u_s) = 0; t \neq s$ özelliklerini taşır. Buna göre, rasgele bir seyir izleyen hisse senedinin, herhangi bir gün, ay veya yıl boyunca artma ya da azalma ihtimali, hisse senedinin daha önceki fiyat değişimlerinden tamamen bağımsızdır.

Formülasyon olarak süreç:

$$E(r_j, t+1 | \theta_t) = E(r_j, t+1)$$

gibi tanımlanabilir. Bu tanım r_j 'nin dağılımının ortalamasının θ_t 'den bağımsız olduğunu ve $(E(r_j, t+1))$ dağılım ortalamasının, ilgili dönemde sabit olduğunu belirtir. Yani bilgi setinin getiri üzerinde etkisi bulunmamaktadır.

Formülde j menkul kıymeti, t ise zamanı:

E : beklenen getiri

$r_j, t+1$: j menkul kıymetinin $(t+1)$ dönemindeki getirisi

θ_t : t döneminde fiyata tam olarak yansiyacak bilgi kümesidir.

Etkin piyasalar hipotezine göre, piyasaların işleyişi rassal yürüyüş modeline uymaktadır. Ancak martingale modeli daha kısıtlayıcı şartlar içerdiğinden, rassal yürüyüşün varlığının ispatı etkin piyasanın kabulü için yeter şart olurken, olmaması ise EPH'nin reddi için yeterli değildir.

Piyasa hareketlerinin rassal yürüyüş testleri piyasanın zayıf formda etkinliği için kullanılmaktadır. Etkinlik formlarına ve piyasa testlerine aşağıda detaylı değineceğiz.

¹⁴Eugene F. Fama, "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Works" **Journal of Finance**, May 1970, s.386

1.1.2 Dürüst Oyun (Fair Game)

“Fair game” terimini literatüre Louis Bachelier kazandırmıştır. Bachelier 1900 yılında Sorbonne Üniversitesi’nde yaptığı matematik doktora tezinde “gelecek fiyat hareketlerinin sistematik olarak tahmin edilmesinin mümkün olmadığını – oyunun dürüst (adil) olduğunu” ifade etmiştir¹⁵.

Bu model, finansal varlığın bugünkü fiyatının (P_t) varlıkla ilgili geçmiş ($t-1$) bütün bilgileri tamamen yansıtan rassal bir değişken olduğunu ifade eder. Dolayısıyla, adil oyun, ortalama olarak, finansal varlığın beklenen getirisinin gerçekleşen getiriye eşit olduğu anlamına gelir¹⁶.

$$X_{j,t} = P_{j,t} - E(P_{j,t} | \theta_{t-1})$$

$$E(X_{j,t} | \theta_{t-1}) = 0$$

Bu formülasyonda $X_{j,t}$ değişkeni θ_t bilgi kümesine ilişkin bir “fair game”dir. Tanımından da anlaşılacağı üzere, model şu anki fiyatların bilgi ve beklentileri yansıttığını ve bunu kullanarak herhangi bir normal üstü kazancın elde edilemeyeceğini ifade eder. Bu özelliklerin varlığı, katılımcılar açısından kimsenin kayırılmadığı ve herkesin eşit şartta bulunduğu bir ortamı temsil etmektedir.

1.1.3 Martingale modeli

Martingale 18.ci asırda Fransa’da kazino oyunlarında uygulanan iddia (*betting*) stratejisinden türetilmiştir. Buna göre, her defa kaybedildiğinde kaybedilen tutarın iki katı kadar para konulursa, kazanılan ilk oyunda elde edilen kazanç ilk konulan paraya eşittir. Başka deyişle, bu strateji ile oynanan bahisde beklenen kazanç ilk konulan para veya daha fazlası (submartingale) kadardır.

Finansal olarak, bir varlıkla ilgili θ_t bilgi kümesi esas alınarak belirlenen gelecek dönemin beklenen değeri en az cari fiyat kadardır (veya ondan büyüktür). Bir başka ifadeyle bu model, θ_{t-1} bilgi setini içeren t zamanındaki fiyatın (P_t), önceki dönemdeki fiyattan (P_{t-1}) büyük veya eşit olacağını ifade etmektedir. Formülasyon olarak:

¹⁵Louis Bachelier, **Louis Bachelier's Theory of Speculation: The Origins of Modern Finance**, Princeton University Press, 2006, s.27

¹⁶ Kıyılar, **a.g.e.**, s.35

$$E(P_{j,t} | \theta_{t-1}) \geq P_{j,t-1} \text{ veya } E(P_{j,t} | \theta_{t-1}) \geq 0$$

j hisse senedinin fiyat serisi ($P_{j,t}$) bilgi kümesi (θ_t) ile ilgili olarak bir submartingale izler. Yani eğer bu eşitlikler sağlanıyorsa ardışık fiyatlar bir submartingale süreci takip ediyordur. Bu model genel anlamda her hangi bir yatırımcının “satın al elde tut” (*buy and hold*) stratejisinin teknik ve temel analiz gibi çeşitli işlem stratejileri tarafından yenilemeyeceğini ifade etmektedir¹⁷.

Submartingale süreçler finansal piyasalardaki oynaklık kümelenmesi (*volatility clustering*) gibi ampirik bulgularla uyum gösterebilmektedirler. Piyasadaki yüksek değişimleri yüksek değişimler takip eder ancak değişimin büyüklüğü etkin piyasada bilinemez. Böylelikle bu beklenti ile ek bir kazanç elde edilememektedir.

1.2 Piyasa Etkinliği Formları

Günümüzde finansal piyasalarda sistematik olarak devamlı ortalama üstü getiri sağlamak mümkün değildir. Bunun esas sebepleri öncelikle borsaların gelişmiş otomasyon sistemlerinin bilgiyi kısa sürede yatırımcılara dağıtması, finansal hizmet sunucularının yüksek gelişmiş bilgisayar teknolojileri ile bilgiyi hızla işlemesi (*data mining*) ve abonelerine ulaştırmasıdır. Yani yatırımcılar için zaman avantajı neredeyse ortadan kalkmıştır. Ayrıca, finansal piyasalarda işlemlerin büyük kısmı fon yöneticileri tarafından yapılmaktadır. Bu yöneticilerin emrinde güçlü piyasa araştırmacıları, analistler ve piyasayı araştıran departmanlar vardır. Bu birimlerin analistleri ve çalışanları tüm mikro (şirket düzeyinde) ve makroekonomik bilgi, veri ve haberleri derleyerek sonuçları fon yöneticilerinin hizmetine sunmaktadırlar.

Etkin Piyasa Hipotezi tüm yatırımcıların bilgiye ulaşabildiğini ve bu bilgilerin artık fiyata yansıdığını kabul eder. Teorik olarak bu bilgiler rastlantısal ve öngörülemeyen olmakta ve ortaya çıkınca hemen fiyata yansımaktadır. Bu bilgi seti çeşitli kategorilerde sınıflandırılmakta ve piyasanın etkinliği sözkonusu bilgi kategorisine

¹⁷Fama, a.g.e.

göre derecelendirilmektedir. Etkin piyasa hipotezi varlık fiyatı üzerine yansıyan bilgi setini üç gruba ayırmaktadır¹⁸:

1. Finansal varlığın geçmiş fiyat bilgileri (*historical information*),
2. Hisse senedi bölünmeleri, karpayı açıklamaları, faiz oranı değişiklikleri ve diğer türlü halka açık bilgiler (*public information*)
3. Şirket içi bilgiler (*insider information*)

Piyasa etkinliği her bir bilgi grubuna göre derecelendirilmektedir. Finansal varlığın geçmişe ait tüm bilgilerinin fiyata yansımış olduğu form “Zayıf etkin piyasa”dır. Finansal varlığın hem geçmiş ve hem de halka açık tüm bilgilerinin fiyata yansımış olduğu form “Yarı güçlü etkin piyasa” adlandırılmaktadır. Hem geçmiş, hem halka açık, hem de şirket içi bilgilerin de varlık fiyatına yansımış olduğu form “Güçlü etkin piyasa”nı oluşturmaktadır.

1.2.1 Zayıf Formda Etkinlik

Piyasa etkinliğinin en başlangıç seviyesi zayıf formda etkinlik kabul edilir. Bu düzeyde, finansal varlık fiyatlarının geçmişe ait tüm bilgileri içerdiği, yani bilgilerin tamamen fiyata yansıdığı varsayılmaktadır. Dolayısıyla geçmiş bilgileri inceleyerek, araştırarak normalüstü getiri elde etmek mümkün değildir. Ama günümüzde kullanılan teknik analiz yöntemlerinin fiyat hareketlerini araştırarak gelecek dönemdeki hareketleri tahminleme çabaları piyasa etkinliği hakkında kuşku yaratmaktadır. Bilindiği üzere teknik analiz bir menkul kıymetin fiyatının geçmişteki davranışı onun gelecekteki davranışıyla ilgili güçlü bilgi sağladığı tezi üzerinedir (Dow Kuramı). Geçmiş verileri kullanarak gelecekteki getirinin tahmin edilmesinin mümkün olmadığı zayıf formda etkin piyasalarda, fiyatlar tüm geçmiş bilgileri içerdiğinden teknik analizin geçersiz olması gerekmektedir.

Zayıf formda etkin bir piyasada tesadüf denk gelmeler dışında, teknik analiz çalışmalarının başarılı olması beklenemez. Çünkü varlık fiyata piyasaya gelen

¹⁸Robert Coates, **Investment Strategy**, McGraw-Hill College, 1978, s. 115

bilgilerin farklı şekillerde değerlendirilmesi sonucunda oluşmaktadır ve buna göre fiyat hareketleri tesadüfi özellik sergilemektedir¹⁹.

Piyasanın zayıf etkinliği aslında tam adı konulmasa da birçok çalışmalara konu olmuştur. Etkin piyasayı araştıran tüm ampirik çalışmalar genel olarak beklenen getiri veya adil oyun (fair game) çerçevesindedir. Fiyatların tesadüfi olduğu fikri aslında 1900 yılında Louis Bachelier'in yukarıda adını zikrettiğimiz doktora tezinde görülmektedir. Ama onun fiyat davranışları için öne sürdüğü temel ilke spekülasyonun adil oyun olması (fair game) idi, yani spekülörlerin beklenen getirisi sıfır olmalıdır. Ve modern stokastik süreçler kuramına göre bu temel prensibin martingale olduğu bilinmektedir²⁰.

Daha sonra hesaplama teknolojilerinin ve bilgisayarın ortaya çıkmasıyla piyasa hareketlerinin, geçmiş fiyatların analizi ivme kazanmaya başlamıştır. 1953 yılında Kendall 19 İngiliz sanayi hisse fiyatları endeksinin haftalık, pamuk ve buğday spot fiyatlarındaki değişimlerin seri korelasyonlarını araştırdı²¹. Çalışmanın amacı fiyatların çizdiği hareketleri (patterns) saptamaktı, fakat Kendall dönemsel hareket bulmada başarısız oldu. Her seri tamamen tesadüfi sayılar tablosundan elde edilmiş fiyatlar seti gibiydi. Buna göre de fiyatların izlediği bu süreç rassal yürüyüş (random walk) olarak adlandırılmaktadır.

Zayıf formda etkin bir piyasada fiyat hareketlerinin tamamen tesadüfi olduğu ve fiyat değişimlerinin birbirinden bağımsız olduğu varsayımları bizi zayıf etkin bir piyasada fiyat davranışlarının rassal yürüş modeline uygun olduğu sonucuna götürecektir²². O zaman piyasanın bu formda etkin olması rassal yürüş hipotezinin test edilmesi sonucu ortaya çıkacaktır.

Yukarıda bahsettiğimiz gibi, etkin piyasada fiyatlar, menkul kıymetle ilgili bilgileri tam içermektedir. Bu bilgiler piyasaya ulaştıkça fiyatlara yansiyacaktır. Böyle bir

¹⁹Murat Kıyılar, "Etkin Pazar Kuramı ve Etkin Pazar Kuramının İMKB'de İrdelenmesi-Test Edilmesi" **SPK Yayınları**, Yayın No:86, Ağustos 1997, İstanbul

²⁰Eugene F. Fama "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Works" **Journal of Finance**, May 1970, s.389

²¹ Maurice Kendall, "The Analysis of Economic Time Series Part I: Prices", **Journal of Royal Statistical Society**, 1953, ss.11-25

²² Eugene Fama "The Behaviour of Stock-Market Prices", **Journal of Business**, 1965, s.35

ideal piyasada fiyatlar sadece yeni bilgiler geldiğinde değişecektir. Yeni bilgiler rassal dağıldıkça, fiyatlar da rassal değişecektir. Eğer beklenen değerle piyasa değeri arasında farklılık olursa, yatırımcı ona uygun pozisyon alacak, arz-talep değişiminin fiyat üzerindeki etkisi sonucunda fiyat dengeye gelecektir. Bu durumda herhangi bir yatırımcı normalüstü getiri elde edemeyecektir. Yani zayıf formda etkin olan bir piyasada geçmiş fiyat davranışlarının gelecekteki fiyat hareketlerini tahmin etmede hiçbir etkisi yoktur. Zayıf formda etkin bir piyasada fiyat hareketleri tahmin edilebilir bir yol izlemez ve geçmiş dönem fiyat davranışlarına dayalı hiçbir analiz yatırımcının normalüstü getiri elde etmesine olanak sağlamaz. Böyle bir piyasada fiyatlar tamamen rassal olarak, geçmiş fiyatlardan bağımsız değişmektedir.

Rassal yürüş modeli özetle finansal varlığın geçmiş dönem bilgilerinin gelecek fiyatları tahmin etmede kullanılamayacağını, ardışık fiyat hareketlerinin bağımsız olduğunu ve fiyat değişikliklerinin olasılık dağılımı ile uyumlu olduğunu savunur. Dolayısıyla, piyasada işlem gören finansal bir varlığın cari fiyatı, fiyatı etkileyen ve piyasadaki katılımcıları ilgilendiren tüm bilgileri yansıtmalıdır.

1.2.2 Zayıf Form Etkinlik Testleri

Etkin piyasanın zayıf ve güçlü form testlerinin ayrışımını ilk olarak, 1967 çalışmasında Harry Roberts yapmıştır²³. Piyasanın zayıf formda etkinliği testi için, finansal varlığın geçmiş bilgilerini kullanarak normalüstü kar elde etmenin mümkün olmayacağı görüşünden hareket eder ve geçmiş bilgileri kullanmakla fiyat hareketini öngörmenin mümkün olup olmadığını araştırır. Yani fiyatların rassal yürüş sergileyip sergilemediği test edilmektedir. Rassal yürüşün test edilmesinde seri korelasyon, koşu (*run*) testi, mekanik alım-satım (filtre) kuralı, birim kök testleri ve varyans oranı yöntemleri kullanılmaktadır. Bu yöntemleri kısaca açıklayacak olursak; Seri korelasyon testi, istatistiksel teknikleri kullanarak değişkenler arasında bir ilişki olup olmadığını açıklamaya çalışır. Koşu testinde fiyat değişimlerinin birbirinden bağımsız olup olmadığı araştırılmaktadır. Elde edilen sonuç fiyat değişimlerinin

²³ Harry Roberts, **Statistical versus Clinical Prediction of the Stock Market**, University of Chicago, Center for Research in Security Prices, 1967.

birbirinden bağımsız olduğu yönünde ise fiyatın rassal yürüyüş sergilediği kabul edilmekte dolayısıyla piyasanın zayıf tipte etkin olduğu kabul görmektedir. Filtre kuralları testi, yatırımcıya finansal varlığın alım ve satım zamanlarını göstermektedir. Yatırımcı eğer filtre kullanarak analiz yapıp piyasadan ortalama getiri üzerinde bir getiri elde ediyorsa o piyasanın etkin olmadığı sonucuna varılabilir. Rassal yürüş süreci durağan olmayan serilerdir. Birim kök testleri fiyat serilerinin durağan olup olmadığını, birim kök içerip içermediğini test eden yöntemlerdir. Seriler birim kök içeriyor ise rassal sürecin geçerli olduğu sonucuna varılır. Fiyat serisi için hesaplanan Varyans oranı eşik değeri 1 ile mukayese edilir. 1'den büyük varyans oranı hisse getirisi serisinde pozitif korelasyon olduğunu belirttiği için rassal yürüyüşün geçerli olmadığını göstermektedir. Şimdi bu yöntemleri örneklerle detaylı inceleyelim.

1.2.2.1 Seri Korelasyon

Rassal yürüyüş hipotezinin test edilmesinde çalışmalarda en sık regresyon analizi (seri korelasyon testi) kullanılmaktadır. Bu test, hisse senedi fiyat değişimlerinin pozitif veya negatif korelasyonunun istatistiki olarak anlamlılığını ölçer. Serisel korelasyon testinde, “ t ” günü ile “ $t-1$ ” günü arasında hisse senedi fiyatındaki değişim (ΔP_t) hesaplanarak o günün fiyat değişimi ile bir önceki günün fiyat değişimi (ΔP_{t-1}) arasındaki olası regresyon denklemi bulunur²⁴.

$$\Delta P_t = \alpha + \beta \Delta P_{t-1} + \varepsilon_t$$

α – fiyattaki beklenen, önceki hareketlerden bağımsız değişimdir.

β – t zamanındaki fiyat değişiminin $t-1$ zamanındaki fiyat değişimi arasındaki ilişkidir.

ε_t – modelin hata payıdır.

Bu regresyon modelinde, daha sonra korelasyon katsayıları hesaplanarak, bu katsayıların istatistiksel olarak anlamlı olup olmadıkları test edilir. Korelasyon katsayısının hesaplanmasında Pearson çarpım-moment korelasyon katsayısı kullanılabilir. İki değişkenin kovaryansının, bu değişkenlerin standart sapmalarının çarpımına bölünmesiyle elde edilir. Formülasyon olarak aşağıdaki gibi gösterilir:

²⁴ Gültekin Karaşin, **Sermaye Piyasası Analizleri**, İkinci baskı, Ankara, 1987, s. 97.

$$\rho = \frac{cov(x_i, y_i)}{\sigma_{x_i} \sigma_{y_i}} = \frac{\sum(x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum(x_i - \bar{x})^2 \sum(y_i - \bar{y})^2}}$$

Eğer bu model (seri korelasyon) istatistiksel olarak anlamsız çıkarsa piyasa zayıf formda etkindir. Seri korelasyon testlerinde bir önceki fiyat değişimlerinin gelecek dönemlerdeki fiyatlarla bir uygunluk gösterip göstermediği araştırılır, iki dönemdeki fiyatlar arasında bir bağıllık yoksa fiyat değişimlerinin rassal yürüyüş modeline uygun olarak hareket ettiğini diye biliriz. Yani oluşturulan regresyon denkleminin istatistiksel anlamlılık göstergelerine göre fiyatların ardışık bağımlı hareket edip etmediği araştırılmaktadır.

Fiyat verilerinin anlamlı regresyon analizi sonucunda korelasyon katsayısı 1'e yakın pozitif bir değer alırsa, geçmiş dönemdeki ($t-1$) fiyat artışının bu dönemde (t) de bir fiyat artışına neden olacağı, fiyat azalmasını da fiyat azalması takip edeceği söylenebilir. Korelasyon katsayısı anlamlı negatif bir değer alırsa, ($t-1$) dönemindeki yüksek bir fiyat, (t) döneminde düşük bir fiyat gerektirecek ve fiyatlar arasında ilişki azalan bir trend sergileyecektir.

Korelasyon katsayısının pozitif veya negatif değerlerinin anlamlı olduğu bir regresyon modelinde yatırımcının oluşturacağı işlem stratejilerinin önemli bir ekonomik değeri olacaktır. İlişki pozitif ise artan fiyatları alarak, düşen fiyatları açığa satarak, negatif ise tersine bir strateji ile önemli kazançlar elde etmek mümkündür²⁵. Bu durumda rassal yürüş hipotezi, dolayısıyla piyasanın zayıf formda etkin olması reddedilir.

Eğer korelasyon katsayısı 0'a yakın düşük bir değer alırsa veya istatistiksel olarak anlamsızsa, $t-1$ dönemindeki fiyatların t dönemindeki fiyatları belirlemede herhangi bir gücünün olmadığı anlamına gelir. Bu durum rassal yürüş hipotezini ve piyasanın zayıf formda etkin olduğunu desteklemektedir. Tabi bu çalışmalarda regresyon analizinin varsayımlarının sağlanması ve diğer anlamlılık testleri de yapılmalıdır.

New York borsasında işlem gören hisseler ve endekslerle yapılan bir çok çalışma sonucunda, alım satım komisyonları hesaba katıldığında satın al – elde tut stratejisi

²⁵ Eugene Fama, "Random Walks in StockMarket Prices", **Financial Analysts Journal**, C. 51, 1995, ss. 75-80.

ile normalüstü bir getiri sağlanmadığı, hisse senedi fiyatları arasında önemli bir ilişki, korelasyon olmadığı tespit edilmiş ve seri korelasyon açısından piyasanın zayıf formda etkin bir piyasa olduğu saptanmıştır.

Fama 1970 yılında yaptığı çalışmasında²⁶, Dow Jones Sanayi Endeksinde (DJIA) yer alan 30 hisse senedinin 1957 yılının sonu 26 Eylül 1962 tarihleri arasındaki fiyat değişimlerini 1, 4, 9 ve 16 günlük aralıklar için incelemiştir. Sonuç olarak, 30 hisse senedi için “ $t-1$ ” dönemindeki fiyat hareketlerinin “ t ” zamanındaki fiyat değişimlerinin sadece %1’ni açıklayabildiğini bulmuştur. Geçmiş “ $t-1$ ” dönemdeki bilgi ile elde edilmesi beklenen %1 kâr işlem maliyeti tarafından götürülecektir, ve sözkonusu bilginin ekonomik bir değeri yoktur. Bu çalışmada 4, 9 ve 16 gün aralıklarda zayıf negatif bir korelasyon tespit edilmiştir. Ama ekonomik olarak küçük korelasyon katsayıları ihmal edilebilir. Araştırma sonucunda, Fama ABD piyasasında hisse senedi fiyat davranışlarında ardışık fiyat değişimlerinin birbiriyle ilişkisiz olduğunu ve hisse getirilerinin rassal yürüş izlediğini ifade etmiştir.

Poterba ve Summers 1987 yılında yaptıkları çalışmalarında varyans oranı testi kullanarak hisse senedi getirilerinin uzun dönemde kısmen tahmin edilebilir bileşen içerdiğini bulmalarına rağmen rassal yürüyüş hipotezini reddetmemişlerdir²⁷.

Murat Kıyılar 1998 yılında yaptığı çalışmada İMKB’de işlem gören, 45 şirketin hisse senedinin 1988 – 1994 tarihleri arasındaki günlük fiyat değişimlerinin arasındaki ilişkiyi araştırmıştır. Serisel korelasyon analizi sonucunda korelasyon katsayılarının anlamlı olduğu, fiyat serisinin rassal değerlerden oluşmadığı ve trend, dönersellik gibi bir yapı içerdiği, dolayısıyla bu fiyatların rassal süreç izlemediği ve İMKB’nin zayıf formda etkin olmadığına karar verilmiştir²⁸.

Alp, İskenderoğlu ve Evcî çalışmalarında, Ocak 2009 – Aralık 2012 dönemleri arası İMKB100 endeksinde işlem gören 91 hisse senedinin günlük kapanış fiyat bilgilerini kullanarak hisse senetlerinin getirilerinin tahmin edilebilir olup olmadığını

²⁶Eugene F. Fama “Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Works” **Journal of Finance**, May 1970, s.393.

²⁷James Poterba, Lawrence Summers, “Mean Reversion in Stock Prices: Evidence and Implications”, **Journal of Financial Economics**, 22, 1988, s.27- 59.

²⁸Murat Kıyılar, “Etkin Pazar Kuramının İMKB’de Test edilmesi”, **Yönetim Dergisi**, No:29, 1998, s.42.

araştırmışlar. Çalışmada İMKB 100'ü oluşturan hisse senetlerinin sistematik risklerinin tahmin edilebilir olduğu ve dolayısıyla getirilerinin de tahmin edilebilir olması gerektiğini matematiksel çıkarsama ile ispat edilmiştir. Elde edilen bulgular ortalamaya dönme sürecinin varlığını, dolayısıyla hisse senedi getirilerinin tahmin edilebilir olduğunu ortaya koymaktadır²⁹.

Zayıf formda etkinliği araştırırken bağımsızlık testlerinde aşırı değerlerin (outliers) yaratacağı sakıncaları ortadan kaldırmak amacıyla parametrik olmayan analiz yöntemleri kullanılır.

1.2.2.2 Koşu testi (Run Test)

Yukarıda bahsettiğimiz serisel korelasyon testinde, bir ya da birkaç fiyatın, diğer fiyatlardan çok farklı (yüksek veya düşük) olması, korelasyon katsayısına etki ederek testin güvenilirliğini olumsuz etkileyebilmektedir. Bu olumsuzluğu ortadan kaldırmak için koşu testi, finansal varlığın fiyat serilerinde fiyatın değerini dikkate almayıp, değerler arasındaki farkın pozitif (+) ya da negatif (-) olmasını göz önüne almaktadır. Böylece gözlemlerden biri ya da birkaçının uç değerlerde (oulier) olması testin sonucunu etkileyemez³⁰. Yani koşu testi fiyat değişimlerinin büyüklüğünü değil sadece yönünü (işaretini) dikkate alan bir tekniktir. Dolayısıyla bu yöntem, bağımlılığın (korelasyonun) test edilmesi zamanı fiyat değişimlerindeki aşırı değerlerin ortaya çıkardığı problemleri ortadan kaldıran bir yöntem olarak kabul edilmektedir.

Herhangi bir finansal varlığın fiyatı ardışık günlerde ya artabilir (+), ya azalabilir (-) veya hiç değişmeyebilir (0). Bir başka ifadeyle, sıfırdan büyük ardışık fiyat değişimleri ($\Delta P_{t-1} > 0$) pozitif (+), sıfırdan küçük ardışık fiyat değişimleri ($\Delta P_{t-1} < 0$) negatif (-), fiyatta herhangi bir değişiklik yoksa "0" değerini alır. Bu şekilde oluşan "işaret" serisinde birbirini izleyen ardışık aynı işaretler bir "koşu" (run) adlandırılır. Rassal fiyat değişimleri için aranan şart, koşu sayısının beklenenden ne yüksek

²⁹ Murat Alp, Ömer İskenderoğlu, Samet Evcı, "Hisse Senedi Getirilerinin Tahmini: İMKB 100 Üzerine Bir Uygulama", **Finans Politik & Ekonomik Yorumlar**, C. 50 No: 581, 2013, ss.27-36.

³⁰ Mehmet B. Karan, **Yatırım Analizi ve Portföy Yönetimi**, Gazi Kitabevi, Ankara, 2004, s. 275.

olması ne de daha az olmasıdır. Bu şekildeki bir “işaret” serisi fiyatlarda zayıf formda etkinliğin olduğunu gösterir³¹.

Koşu testini bir örnekle açıklayalım. Ardışık günlerde hisse senedi fiyatlarının aşağıdaki gibi değiştiğini varsayalım.

Fiyat	150	153	148	142	140	150	156
Değişim		+3	-5	-6	-2	+10	+6

Fiyat değişiminden oluşan işaret serisi böyle olacaktır:

+ - - - + +

Ardışık işaretler (serisi) bir koşu olduğuna göre, yukarıda üç koşu vardır. Birinci koşuda bir eleman, ikinci koşuda üç eleman, üçüncü koşuda ise iki eleman vardır. İşaret serisinde bir kaç uzun koşular (aynı işaretler) varsa, hisse senedinin geçmiş fiyatları arasında pozitif bir ilişki olması beklenir. Böyle bir pozitif ilişki durumunda bir fiyat artışı başka bir fiyatını artışı, fiyat düşüşü de arkasından fiyat düşüşünü gerektirecektir. Testi yapmak için gerçekleşmiş fiili değerleri beklenen koşu sayısı ile mukayese etmek gerekmektedir.

Beklenen koşu sayısı aşağıdaki formül ile hesaplanır³²:

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

Formülde,

m_k : hisse senedinin beklenen koşu sayısını

N : toplam fiyat değişimi sayısı (fiyat farkı sayısı)

n_i : fiyat değişimelerindeki (+,0,-) işaret değişikliği (koşu) sayısını ifade etmektedir.

Yukarıdaki formülden bulunan beklenen koşu sayısı fiili koşu sayısı ile mukayese edilir, beklenen koşu sayısının fiili (gerçekleşmiş) koşu sayısından çok olması, seriyi oluşturan fiyat değerlerinin rassal olmadığını göstermektedir. Ayrıca, fiili

³¹ Ahmet Tuncel, “Rassal Yürüyüş Hipotezinin İMKB’de Test Edilmesi: Koşu Testi Uygulaması”, **Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, 9(2), 2007, s. 9.

³² Eugene Fama “The Behaviour of Stock-Market Prices”, **Journal of Business**, 1965, s.75

(gerçekleşmiş) koşu sayısı arasındaki farklar istatistiksel olarak da analiz edilir. İstatistiki değerler (beklenen koşu sayısının standart sapması, hatası vb.) ilgili anlamlılık düzeyinde (%1 veya %5) anlamlı olursa, fiyat farkları serisinde yer alan değerlerin rassal olmadığı ve fiyatlar arasında bir trend olduğu kanısına varılmaktadır.

Zayıf formda etkinlikle ilgili çalışmaların çoğunda serisel korelasyon analizi ile beraber koşu testi de yapılmıştır. 1966 yılında yaptıkları çalışmada Niederhoffer ve Osborne çok kısa dönemli fiyat değişimlerini incelemişler ve rassallıktan uzaklaşmalar bulmuşlar, ama daha sonra bunun NYSE'in emir (alım-satım) yapısı ile ilgili olacağını öne sürmüşler³³.

1995 yılındaki çalışmasında Balaban İMKB bileşik endeksi'nin Ocak 1986-Aralık 1994 dönemini kapsayan günlük, haftalık ve aylık getirilerini kullanarak koşu testini uygulamış İMKB'nin zayıf türde etkin bir pazar olmadığı sonucuna varmıştır³⁴.

1998 yılı çalışmasında Murat Kıyılar İMKB'de seçilmiş 45 şirketin beklenen koşularının ortalamasını 1460.96 bulmuş, ama fiili koşuların ortalaması 971 olarak gerçekleşmiştir. Şirketlere ait fiyat serisinin standart hatası, standart değişkeni ve diğer istatistikleri de araştırılarak, fiili koşular ile beklenen koşular arasındaki fark anlamlı bulunmuştur. Ardışık fiyat değişimlerinin birbiriyle bağımlı olduğu, yani piyasanın zayıf formda etkin olmadığı sonucuna varılmıştır³⁵.

2003 çalışmalarında Gökçe ve Sarıoğlu, 1998-2000 döneminde İMKB'de işlem gören 30 hisse senedi ile, İMKB100 ve İMKB30 endeksinin günlük getirileri üzerinde serisel korelasyon ve koşu testlerini uygulamışlar. Seriler arasındaki ilişkinin trendsel olup olmadığının testi amacıyla yaptıkları koşu testinde, tüm menkul kıymetlerin ve her iki endeksin ardışık getirileri arasında trendsel bir ilişkinin varlığını gözlemlemişler³⁶. Bu testler kullanılarak yapılan çalışmalarda bulunan

³³Victor Niederhoffer, Matthew Osborne, "Market Making and Reversal on the Stock Exchange", **Journal of the American Statistical Association**, C. 61, 1966, ss. 897-916.

³⁴Ercan Balaban, "Some Empirics of the Turkish Stock Market", The Central Bank of Turkey **Research Department Discussion Paper**, No: 9511, 1995.

³⁵Murat Kıyılar, "Etkin Pazar Kuramının İMKB'de Test Edilmesi", **Yönetim Dergisi**, C.29, 1998, s.44

³⁶Alp Gökçe, Serra Eren Sarıoğlu, "Etkin Pazar Kuramı ve Zayıf Etkin Pazar Kuramının Geçerliliğinin İMKB'de Test Edilmesi", **İÜ İşletme Fakültesi Dergisi**, Cilt:32, Sayı : 1, ss. 45-64.

küçük pozitif ilişki yatırımcılara normal üstü getiri imkanı sağlamamaktadır. Zira, bu bilgiyle elde edilecek küçük getiriler işlem maliyetleri ile sıfırlanmaktadır.

2015 çalışmasında Aydın ve Mustafa, Türkiye'deki altın piyasasını üç farklı alt piyasaya (Cumhuriyet altını, Reşat altını ve Külçe altın piyasaları) bölerek bu piyasaların kendi fiyat serileri üzerinden zayıf formda etkin olup olmadığını koşu testi belirlemeye çalışmışlar. Aralık 1997 – Nisan 2014 tarihleri arasında 437 aydan oluşan toplam gözlem sayısı üzerinden söz konusu bu üç piyasa için ayrı ayrı yapılan koşu testi uygulamalarında, piyasaların hiç birinin zayıf formda etkin olmadıkları tespit edilmiştir.³⁷

1.2.2.3 Mekanik alım satım (filtre) kuralları testi

Yukarıda araştırdığımız 2 test yöntemi finansal varlığın kendi geçmiş bilgileriyle gelecek değişimin tahminlemesine yöneliktir. Filtre kuralı ise, yatırımcıya bir hisse senedini ne zaman alıp satması gerektirdiğini göstermektedir. Yatırımcı işlem yaptığı herhangi bir piyasada filtre kuralı testini uygulayarak piyasadaki fazla getiri sağlayabiliyorsa o piyasanın etkin olmadığı sonucuna varılır.

Filtre kuralları ile işlem yapma stratejisini bilime 1961 yılı çalışmasıyla Sidney Alexander getirmiştir. 1897-1959 tarihleri arasındaki günlük fiyat endeksleri verilerine %1'den %50'ye kadar çeşitli filtreler uygulayarak, satın al elde tut stratejisini yene bilecek strateji mümkün olduğunu bulmuştur.³⁸

Kavramsal olarak, filtre kuralı bu şekilde uygulanmaktadır. Finansal varlığın fiyatı bulunduğu seviyeden en az önceden belirlenmiş %X oranında yükselirse bu varlık satın alınır ve fiyatı en son yükseldiği seviyeden %X oranında düşünceye kadar elde tutulur. Fiyat en son yükseldiği seviyeden %X düştüğünde hisse senedi satılır, kısa pozisyona geçilir. Fiyat en son düştüğü seviyesinden %X yükselinceye kadar

³⁷Aydın Uyar, Mustafa Uzuner, "Türkiye'de Altın Piyasasının Zayıf Formda Etkinliğinin Koşu Testi Uygulaması ile Sınanması", **Finansal Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi**, C:7, No:12, 2015, ss. 197-208

³⁸Sidney S. Alexander, "Price Movements in Speculative Markets: Trends or Random Walks", **Industrial Management Review**, Sayı 2, 1961, ss. 7-26.

beklenir ve bu seviyeye ulařınca kısa pozisyon kapatılarak hisse senedi alınır³⁹. Bu sistem “%X filtresi” adlanır, oranın büyüklüğü yatırımcının tercihidir, yani %1, %5, %10 veya daha yüksek filtre olabilir. Her filtre aynı stratejiye dayanmasına rağmen, her oranda farklı işlemler oluşacaktır. Oranlar değiştirilerek sonsuz sayıda filtre kuralı oluşturulabilir. Hisse senedi piyasasında işlem yapan bir yatırımcı bu kuralı uygulayarak normalüstü bir getiri elde edebiliyorsa, bu piyasanın zayıf formda etkin olmadığını göstermektedir⁴⁰. Ama filtre kuralı uygulanması sonucu piyasa getirisi üstünde bir getiri elde edilemiyorsa, bu durumda zayıf form etkinlikden bahsedilebilir.

Filtre kuralı uygulamasını hipotetik bir örnekle açıklayalım. Yatırımcı başlangıç (baz) fiyatı 50 TL olan bir hisse senedi için %5 filtre uygulamayı planlıyor. Hisse senedinin fiyatı 47.5 TL ve 52.5 TL arasında olduğunda yatırımcı bir şey yapmayacaktır. Ama fiyat %5 yükseldiğinde yani fiyat 52.5TL olduğunda yatırımcı bu hisse senedini alır. Fiyat yükselmeğe devam ettikçe bu hisse elde tutulacaktır. Hissesenedi belirli bir dönemde %5 düşmeyerek, diyelim ki yeni bir yüksek noktaya 70 TL’ e ulaşıp ve daha sonra da düşüş trendine girerse, yatırımcı fiyat 66.5 TL’ ye (70’in %5 altı 66.5’ dir) düşene kadar hissene elinde tutar. Fiyat 66.5 TL olunca hisseyi satıp kısa pozisyona geçilecektir. Fiyatın düşerek 40 TL’ ye ulaştığını ve tekrar yükselmeye başladığını varsayalım. Fiyat yükselip 42 TL’ ye, yani 40 TL’ nin %5’ ne ulaştığında tekrar alım yapılarak kısa pozisyon kapatılacaktır. Burada yatırımcının dikkat etmesi gereken husus, fiyat değişim oranı kendi belirlediği %5 filtresinden az olursa pozisyonunu sabit tutması yani, herhangi bir alım–satım işlemi yapmamasıdır.

Filtre kuralının başarılı olup olmadığını, bu yöntemle elde edilen kazancın, sıradan yatırımcının “satın al, elde tut” stratejisi ile elde ettiği kazançla karşılaştırılarak belirlenir. Zira, filtre kuralı bir zamanlama stratejisidir ve yatırımcıya finansal varlığı ne zaman alıp ne zaman satacağını göstermektedir. Bunun alternatifi, finansal varlığı

³⁹Francis Jack Clark, **Investments Analysis and Management**, Fourth Edition, McGraw-Hill International Edition, Finance Series, 1991, s.529

⁴⁰Mehmet B. Karan, **Yatırım Analizi ve Portföy Yönetimi**, Gazi Kitapevi, Ankara, 2004, s. 276

alıp elde tutmaktır⁴¹. Zayıf formda etkin bir piyasada yatırımcının filtre kuralı uygulayarak normal (satın al, elde tut) üstü getiri elde etmesi olanaksızdır. Yukarıda bahsettiğimiz gibi filtre kuralıyla ilgili ilk çalışmaları Alexander yapmıştır. Çoğu zaman bu yöntemin adı da “Alexander filtre testi” olarak geçmektedir.

Fama ve Blume 1966’da yaptıkları çalışmada Dow Jones Industrial Average (DJIA) endeksinde olan tüm hisselerin 1957 sonu ve Eylül 1962 tarihleri arası günlük kapanış fiyat serilerine %0.5’ten %50’ye kadar farklı 24 filtre uygulamışlar. Çalışmanın sonucunda bu piyasada cari fiyatların oluşmasında geçmişteki fiyatların önemli bir bilgi oluşturmadığı hipotezini reddetdiler⁴².

Türk sermaye piyasasında uygulanan filtre testlerini A. Köse’nin, T. Öncelin, M. Kıyıların, vb. çalışmalarda görmek mümkün. A. Köse 1993 yılında yaptığı çalışmasında 1990 – 1991 yılları arasında İMKB’de işlem gören 45 şirketin günlük kapanış fiyatlarına %1 ile %10 arası 10 adet filtre uygulamıştır. Araştırmanın sonuçları filtre uygulayarak pazardan daha fazla kazanç elde etmenin mümkün olduğunu göstermiştir. Yani piyasanın zayıf formda etkin olmadığı bulunmuştur⁴³.

Öncel 1993 yılında yaptığı çalışmasında Ocak 1988 – Şubat 1993 tarihleri arasında İMKB’de işlem gören 43 hisse senetlerinin günlük kapanış fiyatlarına %0.5 ile %50 arasında 29 adet filtre kuralı uygulamıştır. Araştırma sonucunda, herhangi bir yatırımcı pek çok filtre uygulayarak, geçmiş fiyat verilerinden yararlanarak en azından bir grup hisse senedi için pazar getirisi üstünde getiri elde edebilir. Bu da İMKB’nin ilgili dönemde zayıf formda etkin olmadığını göstermektedir⁴⁴.

⁴¹Nuray Kondak, “The Efficient Market Hypothesis Revisited: Some Evidence from the Istanbul Stock Exchange”, **Capital Markets Board of Turkey**, Yayın No: 83, Ağustos 1997, ss.1- 186

⁴²Eugene F. Fama, Marshall E. Blume, “Filter Rules and Stock-Market Trading”, **Journal of Business**, C.39, Sayı: 1, Ocak 1966, ss.226-241

⁴³Ahmet Köse, “Etkin Pazar Kuramı ve İMKB’de Etkin Pazar Kuramının Zayıf şeklini Test Etmeye Yönelik bir Çalışma – Filtre Kuralı Testi”, **İÜ İşletme Fakültesi Dergisi**, C:22, S:2, 1993, s. 105-127

⁴⁴Tuğrul S. Öncel, “Filter Rule and Trading in The Istanbul Stock Exchange”, Yüksek Lisans Tezi, Boğaziçi Üniversitesi, 1993

1.2.2.4 Birim Kök Testleri

Yukarıda bahsettiğimiz rassal yürüyüş modelleri, yapıları itibari ile durağan olmayan serilerdir. Dolayısıyla bir fiyat veya getiri serisinin rassal yürüyüş sergilediğini araştırmak onun durağanlığını test etmek demektir. Durağanlık için uygulanan birim kök testleri, rassal yürüyüş testi için de kullanılmaktadır. Stokastik sürecin durağan olması, serinin ortalamasının ve varyansının sabit olması ve gecikmeli iki zaman periyodundaki değişkenlerin kovaryansının değişkenler arasındaki gecikmeye bağlı olup zamana bağlı olmamasıdır⁴⁵.

Zaman serisinin durağanlığı için Dickey-Fuller, Phillips Perron, Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) birim kök testleri kullanılmaktadır.

1.2.2.4.1 Dickey-Fuller Birim Kök Testi

Zaman serisinin durağan olup olmadığını test etmede en çok kullanılan yöntemlerden birisi Dickey ve Fuller tarafından geliştirilmiş “DF birim kök testi”dir.

y hisse senedinin t zamanındaki fiyatını y_t ile “ $t-1$ ” zamanda aldığı değeri y_{t-1} şeklinde tanımlarsak, bu serinin kendinden önceki değerlerle regresyonu denklemini bu şekilde yazabiliriz:

$$y_t = \rho y_{t-1} + u_t$$

Bu eşitlikte $\rho=1$ olarak bulunursa, y_t değişkeninin birim köke sahip olduğu, serinin durağan olmadığı ve rassal yürüyüş sergilediği anlamına gelir⁴⁶.

Eşitlik bu şekilde de

$$y_t - y_{t-1} = \rho y_{t-1} - y_{t-1} + u_t$$

$$\Delta y_t = (\rho - 1) y_{t-1} + u_t$$

$$(\rho - 1) = \delta \text{ olmak üzere}$$

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + u_t$$

şeklinde gösterilebilir. Modele sabit ve trend eklenirse, aşağıdaki gibi genişleyecektir:

⁴⁵ Damodar Gujarati, **Basic Econometrics**, 4.cü baskı, The McGraw–Hill Companies, 2004, s.797

⁴⁶ Gujarati, **a.e.**, s.802

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta y_{t-1} + u_t$$

Model için kurulacak test hipotezi aşağıdaki şekildedir:

$H_0: \delta=0$ ($\rho=1$), seride birim kök vardır (rassal yürüyüş)

$H_1: \delta<0$ ($\rho<1$), seri durağandır

δ için hesaplanan t -statistiğinin karşılaştırılacağı değerler tablosu bilinen standart normal dağılım tablosu ile aynı değildir. Genel standart dağılım ve t dağılımı tabloları serilerin durağan olduğu varsayımına dayanarak oluşturulmuştur. Ama bu varsayım geçerli olmadığından bu tabloların, durağan olmayan zaman serileri için kullanılması doğru değildir. Bu yüzden Dickey Fuller birim kök testlerinde kritik değerleri kullanmak için τ (tau) test dağılım tablosunu geliştirmişlerdir. Burada sadece dağılım değerleri değişmektedir. t -istatistiklerinin hesaplama yönteminde hiçbir değişiklik olmamaktadır ama karşılaştırılacağı tabloya göre τ istatistiği adı ile kullanılır. Test yöntemi şöyledir; hesaplanan τ Dickey-Fuller test istatistiğinin mutlak değeri $|\tau|$ kritik eşik değerlerinin mutlak değerinden küçük ise, H_1 hipotezi, yani serinin durağanlığı reddedilerek, $H_0: \delta=0$ hipotezi kabul edilir ve incelenen zaman serisinin durağan olmadığı kabul edilir. Eğer bunun tam tersi bir sonuç çıkarsa, H_0 hipotezi reddedilir, H_1 hipotezi kabul edilerek ve zaman serisinin durağan olduğu sonucuna varılır.

1.2.2.4.2 Philips Perron testi

Dickey-Fuller testleri hata terimlerinin (u_t) homoskedastik (sabit varyanslı) ve istatistikî olarak bağımsız olduklarını varsayar. Phillips ve Perron (PP) parametrik olmayan bir birim kök testi geliştirerek Dickey-Fuller'ın hata terimleri ile ilgili olan varsayımını genişletmişlerdir. PP testi de Dickey-Fuller'in kullandığı regresyon denklemlerinin aynısını kullanır; ama hata terimindeki serisel korelasyon sorununu; gecikmeli farkları ekleyerek değil, denklemdaki bir önceki döneme ait

parametrenin (δ) τ istatistiğinde belli bir (parametrik olmayan) düzeltme yaparak, çözmektedir⁴⁷. Bu testte kullanılan eşik değerler ise değişmemektedir.

1.2.2.4.3. Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) Testi

Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin serinin durağan olmadığı alternatif hipotezine karşın, durağan olduğu temel (rassal terimin varyansının sabit ve sıfır olduğu) hipotezinin testi için Lagrange Çarpanı (LM) istatistiğini önermişlerdir. KPSS testinde H_0 hipotezi serinin durağan olduğunu, buna karşın alternatif H_1 hipotezi ise seride birim kök olduğunu iddia etmektedir. Diğer bir ifadeyle, KPSS testi seride durağanlığın reddedilip edilemeyeceğini test etmektedir. Bu testin varsayımlarına göre, bir zaman serisi genel olarak trend, rassal süreç ve hata terimi içerir. Formülasyon olarak:

$$y_t = \beta t + \varphi_t + \varepsilon_t$$

t – trend, φ – rassal terim, ε – hata terimi olarak gösterilebilir.

φ_t rassal süreç de:

$\varphi_t = \varphi_{t-1} + u_t$ şeklinde ifade edilebilir. Burdaki u_t hata teriminin bağımsız ve varyansının sıfır olduğu varsayılır. Bu durumda $H_0: \sigma_u^2 = 0$ hipotezi ile serinin durağanlığı sınanır. Hipotez eşitliğinden gözüktüğü gibi hata teriminin varyansı sabit sifıra eşit olursa buradan da, φ_t rassal süreci doğal olarak durağan olacaktır⁴⁸.

1.2.2.5 Varyans oranı Testi

Varyans oranı Lo ve Mackinlay (LOMAC) tarafından rassal yürüyüşü test etmek için bir yöntem olarak geliştirilmiştir. Test bu özelliği esas almaktadır; eğer hisse getirilerinin zaman serisi tamamen rassal ise, k dönem getirilerinin varyansı bir dönem getirilerin varyansı çarpı k 'ya eşit olacaktır⁴⁹.

⁴⁷Gujarati, a.e., s.818

⁴⁸Tankut T. Çelik, “Etkin Piyasa Hipotezi ve Gelişmekte Olan Hisse Senedi Piyasalarında Eşhareketlilik”, **İstanbul Teknik Üniversitesi, SBE**, 2007, Doktora Tezi, İstanbul, s.41

⁴⁹Am'elie Charles, Olivier Darn'e, “Variance Ratio Tests of Random Walk: An Overview”, **Journal of Economic Surveys**, Wiley, 2009, 23 (3), s.504.

Bilinen basit bir rassal yürüyüş süreci, $P_t = P_{t-1} + \varepsilon_t$ şeklinde modellenebilir. Yukarıda bahsettiğimiz gibi rassal yürüyüş süreci birim kök içeren bir zaman serisidir. Modelin hata terimleri arasında (ε_t) otokorelasyonlar meydana çıkarsa, seri rassal yürüyüş özelliğini kaybedecektir, ama durağan olmama özelliğini sürdürmeye devam edecektir. Burdan, rassal yürüyüş özelliği sergileyen fiyatların varyansının dönemler arasında doğrusal ilişkili olduğu ortaya çıkmaktadır. LOMAC bu hipotezin testi için varyansların oranının 1'e eşit olduğunu belirliyor:

$$VR(q) = \frac{1}{q} \frac{VAR(P_t - P_{t-q})}{VAR(P_t - P_{t-1})} = \frac{1}{q} \frac{\sigma_q^2(q)}{\sigma_1^2(q)} = 1$$

“Varyans oranı uygulanan seriden bulunan oranın 1'den büyük olması, fiyat serileri arasında pozitif korelasyonun, 1'den küçük olması da negatif korelasyonun varlığını gösterir. Bu iki durum fiyatların birbirini etkilediğini, bir başka ifadeyle rassal olarak oluşmadığını işaret eder. Varyans oranının 1 olması durumunda ise, fiyatlar arasında korelasyon yoktur. Bu, fiyatların birbirini etkilemediği, fiyatların rassal oluştuğu sonucuna götüreceğinden, Varyans Oran testlerinin zayıf etkinlik araştırmalarında kullanılabileceğini gösterir”⁵⁰.

Karemera, Ojah ve Cole seçilmiş 15 gelişmekte olan piyasanın pay getirileri (hem dolar, hem de yerel para cinsinde) serisinin stokastik özelliklerini araştırmışlar. Serilerin rassal süreç izlemesini test etmek için tekli (*single*) ve çoklu (*multiple*) varyans oranı testleri, koşu testleri uygulanmıştır. Bazı ülke piyasaları için varyans oranı 1'den büyük, bazıları için 1'den küçük çıkmıştır. 1'den büyük varyans oranı hisse getirisi serisinde pozitif korelasyon olduğunu belirttiği için rassal yürüyüşün geçerli olmadığını göstermektedir. Ama rassal sürecin olmadığı direk piyasanın etkin olmadığı anlamına gelmeyeceği için, bu getiri serilerine koşu testleri de uygulanmıştır. Dolar bazında (uluslararası yatırımcılar için) bakıldığında, piyasa getirisinin 9 ülkede bağımsız koşu izlediği, 6 gelişen piyasanın (Şili, İsrail,

⁵⁰ Çelik, a.g.e., s.42

Filipinler, Singapur, Tayvan ve Tayland) ise koşu testlerinde geçmiş değerlere bağımlı davrandığı dolayısıyla zayıf formda etkin olmadığı bulunmuştur⁵¹.

Yavuz 2004 yılında yaptığı çalışmada, İMKB ulusal 100 endeksinin rassal yürüş süreci takip edip etmediğini, yani durağan olup olmadığını belirlemek için hem ADF, hem de KPSS testlerini kullanmıştır. Araştırmada 1997 Ocak – 2003 Aralık tarihleri arasında günlük kapanış değerlerinin durağanlığı test edilmiştir. Uygulanan testlere göre Ulusal 100 endeksinin durağan olmadığı bulunmuştur⁵².

Seddighi ve Nian çalışmalarında Çin pay piyasasının etkinliğini araştırmışlar. Bunun için Shanghai Borsası hisse senedi endeksi ve borsada işlem gören 8 şirketin günlük verileri incelenmiştir. Çalışmada fiyat serilerinin bağımsızlığı testleri, DF birim kök testi ve diğer testler uygulanmıştır. Bulgular, %5 anlamlılık düzeyinde bir şirket hariç tüm şirketlerinin hisse fiyat serisinin otokorelasyon içermediği, bütün şirketlerin birim kök testlerinin olumlu çıktığı, yani birim kök içerdiği, dolayısıyla rassal sürecin desteklendiği bulunmuştur⁵³.

Sibel, Zeynel ve Murat 2009 yılında yaptıkları çalışmada, Ocak 2003 – Aralık 2005 dönemi için 15 dakikalık ve seanslık frekansta veri kullanarak İMKB'nin etkinlik düzeyini araştırmışlardır. Çalışmada İMKB'nin etkinliğinin testi için ilk olarak ADF ve KPSS birim kök testleri ikinci olarak Shimotsu ve Philips tarafından geliştirilen ELW kesirli bütünleşme tahmin edicisi kullanılmıştır. Uygulama sonucunda İMKB'nin zayıf etkin bir piyasa olduğu sonucuna ulaşılmıştır⁵⁴.

Çevik çalışmasında, İMKB'de zayıf formda etkinliğin geçerli olup olmadığı sektörel bazda ele alınmış ve 10 sektöre ait endeks getirisinin oynaklığında uzun hafızanın varlığını parametrik ve yarıparametrik yöntemler kullanarak araştırmıştır. Sektörlere ait getiri serilerinin bütünleşme derecelerini belirleyebilmek amacıyla KPSS ve diğer

⁵¹David Karemera, Kalu Ojah, John A. Cole, "Random Walks and Market Efficiency Tests: Evidence from Emerging Equity Markets", **Review of Quantitative Finance and Accounting**, C.13, No:2, 1999, ss. 171-188.

⁵² Nilgün Çil Yavuz, "Durağanlığın Belirlenmesinde KPSS ve ADF Testleri", **İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Mecmuası**, Sayı 54(1), 2004, ss.239-247.

⁵³Hamid Seddighim, Nian Ward, "The Chinese stock exchange market: operations and efficiency", **Applied Financial Economics**, C.14, No:11, 2004, ss. 785-797.

⁵⁴ Sibel Atan, Zeynel Özdemir, Murat Atan, "Hisse Senedi Piyasasında Zayıf Formda Etkinlik: İMKB Üzerine Ampirik Bir Çalışma", **Dokuz Eylül Üniversitesi İİBF Dergisi**, C.24, No:2, 2009, ss.33-48.

birim kök testleri uygulanmış ve elde edilen sonuçlar birbirlerini destekler niteliktedir. KPSS testi sonuçlarına göre, seri birim kök içermemektedir sıfır hipotezi %1 önem düzeyinde kabul edilmiştir. Bu sonuçlar, sektörlere ait endeks getirilerinin durağan olduğunu göstermektedir. Bu nedenle söz konusu bu bulgular İMKB'nin zayıf formda etkin bir piyasa olmadığını belirtmektedir⁵⁵.

Shaker çalışmasında 2003-2012 dönemi OMX Helsinki ve OMX Stockholm endeks verileri kullanarak, İsveç ve Finlanda borsalarının pay piyasasının zayıf form etkinliğini serisel korelasyon testi, Genişletilmiş Dickey-Fuller testi, Lo ve Mackinlay'in önerdiği varyans oranı testleri ile araştırmıştır. Orokorelasyon testleri ilgili dönemde her iki endeks günlük getiri serisinde rassal süreç olduğunu reddediyor, birim kök test sonuçları getiri serilerinde birim kök olmadığını, dolayısıyla her iki endeksin durağan olduğunu göstermiştir. Değişken dağılım varsayımı altında uygulanmış varyans oranı testi de serilerde rassal sürecin olduğunu reddetmiştir. Çalışmanın sonucu ilgili dönemde Finlanda ve İsveç pay piyasasının zayıf formda etkin olmadığını göstermektedir⁵⁶.

Ananzeh çalışmasında Ocak 2000 – Aralık 2013 arasında günlük getirileri üzerinden Amman Borsasının (Ürdün) zayıf formda etkinliğini araştırmıştır. Piyasada hisse hareketlerinin rassal süreç izleyip izlemediğini belirlemek parametrik ve parametrik olmayan yöntemler, ADF ve PP birim kök testler uygulanmıştır. Test sonuçları fiyat serilerinin durağan olduğunu, dolayısıyla Amman Borsasının zayıf formda etkin olmadığını göstermiştir⁵⁷.

⁵⁵Emrah İ. Çevik, "İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda Etkin Piyasa Hipotezinin Uzun Hafıza Modelleri ile Analizi: Sektörel Bazda bir İnceleme", **Journal of Yasar University**, No. 26, 2012, ss. 4437-4454.

⁵⁶ Muhammad Shaker, "Testing the Weak-Form Efficiency of the Finnish and Swedish Stock Markets", **European Journal of Business and Social Sciences**, 2013, C. 2, No.9, ss. 176-185.

⁵⁷ Izzeddin Ananzeh, "Testing the Weak Form of Efficient Market Hypothesis: Empirical Evidence from Jordan", **International Business and Management**, C. 9, No. 2, 2014, ss. 119-123.

1.2.2 Yarı Güçlü Formda Etkin Piyasa

Yukarıda zayıf formda etkinlik ve testlerini irdeledik. Özetle, fiyat serisi geçmiş dönem bilgilerini tümüyle yansıtıyorsa, geçmiş dönem bilgilerini araştırarak normal üstü getiri elde edilemiyorsa piyasa zayıf formda etkindir kabul edilir.

Daha öncede tanımladığımız gibi, yarı güçlü piyasa etkinliği, kamuya açık tüm bilgilerin hisse senedi fiyatına doğrudan yansıdığını ifade etmektedir. Zayıf etkinlikteki bir piyasada sözkonusu olan geçmiş dönem piyasa verilerine ilişkin bilgilere ilave olarak hisse başına gelir, temettü, sermaye artırımları, hisse senedi bölünmeleri, muhasebe sistemindeki değişiklikler gibi kamuya duyurulmuş olan tüm bilgiler doğrudan ve hızla, hisse senetlerinin fiyatlarına yansımaktadır⁵⁸. Yani, yarı güçlü formda etkin piyasa hipotezi, zayıf formda etkinliği de içine almaktadır. Zayıf formda etkin piyasa hipotezi, menkul kıymete ait tüm geçmiş piyasa bilgilerini (hisse senedi fiyatları, getiri oranları, işlem hacmi) içerirken; yarı güçlü formda etkin piyasa bu bilgilerin yanında piyasa dışı kamuya açık tüm bilgileri (hisse senedi bölünmeleri, sermaye artırımları, opsiyon çkarma, kazanç ve kâr payı duyuruları, defter değeri/piyasa değeri oranları, temettü verimi oranları, ekonomi ile ilgili yeni haberler ve politik haberler) içermektedir⁵⁹. Bahsi geçen bilgi seti sermaye piyasasına ilişkin günlük yayınlar, kamuyu aydınlatma platformu veya diğer haber portallarında (web sitelerde) yer alan şirket haberleri, yatırım uzmanlarının değerlendirmelerinden oluşmaktadır. Etkin piyasanın yarı güçlü etkin formu, yukarıda bahsettiğimiz bilgi setinin yatırımcı açısından herhangi bir değeri olmadığını öne sürmektedir. Bir başka ifadeyle, bu bilgiler artık finansal varlık fiyatlarına yansımıştır. Bu verilerle normalüstü getiri elde etmek mümkün değildir. Ama günümüzde temel analiz (fundamental analysis) uygulayan yatırımcılar, piyasa fiyatının finansal varlığın gerçek değerini (fair value) her zaman için iyi ölçmediğini, yani piyasanın bazen etkin olmadığını iddia ederler. Fakat zamanla piyasa fiyatının beklenti ve ekonomik nedenler (arz-talep) sonucu gerçek değere geldiğini her kes kabul ediyor.

⁵⁸Eugene F. Fama “Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Works” **Journal of Finance**, May 1970, s.404

⁵⁹Frank K. Reilly, Keith C. Brown, **Investment Analysis and Portfolio Management**, Cengage Learning, 10.Baskı, 2011, s. 198.

Samuelson'a göre hisse fiyatı kamuya açık tüm bilgileri içeriyorsa, o zaman martingale süreç izlemesi gerekmektedir. Bunun sonucu olarak da etkin fiyat serisi ne pozitif (momentum) ne de negatif (ortalamaya dönen) otokorelasyon içermez⁶⁰.

Yarı güçlü piyasa etkinliği, temel analiz (şirket bilgileri) kullanılarak ortalamanın üstünde bir getiri elde edip etmeme ile test edilmektedir. Bu testler kamuya açık bilgilerin finansal varlık fiyatlarını ne kadar iyi ve hızlı etkilediğini ölçmek amacıyla yapılır. Eğer yatırımcılar ortalamanın üzerinde bir getiri elde ediyorsa, piyasa yarı güçlü formda etkin değildir⁶¹. Örneğin, bir piyasadaki hisse senetleri temettü dağıtımını duyurusundan sonra aşırı getiri sağlıyorsa o piyasa temettü dağıtımını duyurusuna göre yarı güçlü formda etkin değildir. Burada önemli olan bilginin yatırımcıya ulaşma süresidir. Piyasada bilginin piyasa katılımcılarına ulaşma süresinde farklılıklar varsa, bilgiyi daha önce elde eden yatırımcı diğerlerinden daha büyük bir getiri elde edecektir. Burada bilginin olumlu veya olumsuz olması farketmemektedir. Bir hisse hakkında olumlu bilgi gelirse yatırımcı o hisseyi alacaktır, olumsuz bilgi gelirse açığa satış yapacaktır. Bu da ilgili piyasanın yarı güçlü formda etkin olmadığını gösterir. Ama modern dünyada gözlemlenen iletişim teknolojilerindeki gelişmeler ve yasal düzenlemeler bilgilerin piyasa katılımcılarına aynı anda gecikmesiz yayıldığını sağlamaktadır.

Yarı güçlü form etkinlik testleri, finansal varlık bilgilerinin piyasa katılımcılarına ulaştıktan sonra onlara normalüstü bir kazanç sağlama imkanının olup olmadığını test etmektedir. Daha önce açıkladığımız gibi yarı güçlü form etkinlik testleri,

“hisse senedi fiyatlarının kamuya açıklanan bilgiye göre nasıl ayarlandığı ve kamuya açıklanan herhangi bir bilgiye bağlı bir alım satım sistemi ile aşırı bir kâr elde edilip edilemeyeceğini irdeler. Bununla ilgili geliştirilmiş birçok test yöntemi olmakla beraber en yaygın kullanılan yöntem olay çalışması (event studies) yöntemidir. Burada haberin, yeni ulaşan bilginin, hisse senedi fiyatında yarattığı normalüstü değişim ölçülür. Bilginin, haberin baş verdiği nokta bir milat kabul edilip, bilgiden önceki belirli bir dönemde hisse senedinin toplam

⁶⁰Paul A. Samuelson, “Proof that Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly”, **Industrial Management Review**, Cilt 6, No: 2, 1965, s. 41

⁶¹Robert Coates, **Investment Strategy**, Mcgraw-Hill College, 1978, s. 125.

performans ortalaması, bilgiden sonraki belirli dönemde gösterdiği performans ortalaması ile karşılaştırılmaktadır”⁶².

Yarı güçlü formda piyasa etkinliğini ölçmek için kullanılan testler; yıllık kazanç ve kârpayı duyuruları testi, hisse senedi bölünmeleri testi, aracı kurum önerileri testi ve diğer şirket haberlerine ilişkin testler olarak sıralanabilir⁶³.

1.2.2.1 Kazanç ve kâr payı dağıtım duyuruları

Yıllık kazanç duyuruları (net kâr açıklamaları) testinde, şirketin açıkladığı kâr duyurusundan sonra yatırımcının normalüstü getiri sağlayıp sağlamadığı araştırılır ve bu durumda yatırımcı ortalama üstü getiri sağlıyorsa, o piyasanın yarı güçlü formda etkin olmadığı belirtilir.

Şirketlerin kâr duyurusu bilgilerinin fiyat üzerinde etkisini araştıran çalışmalardan bilineni Ball ve Brown’ın 1969 yılında yaptığı çalışmadır. Bu çalışmada 261 şirketin 1946-1966 tarihleri arasında açıklanmış hisse başına kâr bilgileri incelenerek şirketlerin sonraki dönemlerdeki hisse başına kâr değişimleri tahmin etmeye çalışılmıştır⁶⁴. Ball ve Brown tahminlenen değerleri gerçekleşmiş değerlerle karşılaştırarak, şirketleri tahmini değerlerin üzerinde ve altında değişim gösteren şirketler olarak 2 gruba bölmüşler. Yıl sonu karını yüksek açıklayan firmanın açıklamayı yapmadan önceki dönemde, yüksek kâr beklentisinin fiyata yansımını belirtmişlerdir. Yüksek kar oranı açıklandıktan sonraki dönemde ise yatırımcının normalden daha fazla getiri sağlamasının güç olduğu gözlemlenmiştir. Bunun nedeni yüksek kâr beklentisinin yıl içinde zaten fiyatlara yansımış olduğudur. Bu sonuç yarı etkin piyasa hipotezini desteklemektedir.

Rendleman, Jones ve Latane 1982 yılında yaptıkları çalışmada üç aylık kar açıklamaları ile ilgili şirketleri onar gruba ayırmışlardır. “Grublara ayrılırken şirketlerin geçmiş dönem kârları kullanılarak sonraki dönemde beklenen hisse başına

⁶²Eugene F. Fama, Lawrence Fischer, Michael C. Jensen and Robert Roll, “The Adjustment of Stock Prices to New Information”, **International Economic Review**, C. 10, No.1, 1969, ss. 1- 21.

⁶³Mehmet B. Karan, **Yatırım Analizi ve Portföy Yönetimi**, Gazi Kitapevi, Ankara, 2004, s. 277.

⁶⁴R. Ball ve P. Brown, “An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers”, **Journal of Accounting Research**, C.6, No: 2, 1969, ss.159-178.

kârları öngörülmeğe çalışılmıştır. Kamuya açıklanan raporlar ile tahminler mukayese edilerek ondan bire kadar gruplar oluşturulmuştur. Sonuçta raporlar halka açıklanmadan 20 gün önce fiyat değışikliđinin başladığı gözlemlenmiştir. Ayrıca hisse fiyatlarının kamuya açık bilgilere ilgili bilgi açıklandıktan 90 gün sonrasına kadar tam tepki göstermediđi kararına da varılmıştır. Bu ise yarı güçlü form ile çelişmektedir. Bu çalışmada şirket bilgileri açıklamalarında piyasanın tam etkin olmadığı ifade edilmektedir”⁶⁵.

Wolfson ve Patel 1984 yılında yaptığı çalışmasında Borsa ekranında (Broad Tape) geçen kazanç ve temettü duyurularının, günüçi hisse fiyatı hareketlerine; ortalama getiri, getiri varyansı ve ardışık fiyat değışikliklerinde serisel korelasyon olmakla 3 taraflı (aspektli) etkisini araştırmışlar. İlk fiyat tepkisi, duyuru açıklanandan hemen sonra (bir kaç dakikada) fiyat hareketlerinin ilk çiftinde gözlemlenmiştir. Basit işlem kuralları ile kazanılmış getiriler 5 ila 10 dakika arasında kaybolmaktadır. Varyansdaki ve serisel korelasyondaki dağılım (dalgalanma) bir kaç saat devam etmekte ve sonraki işlem gününe geçmektedir. Ama bu etkinin uzun süre devam etmediđini dolayısıyla piyasanın yarı güçlü formda etkin sayılabileceđi sonucuna varmışlar⁶⁶.

Iqbal ve Mallikarjunappa 2007 yılında yaptığı çalışmada, Bombay Borsasında işlem gören 149 şirketin çeyrek kazanç duyurularına piyasanın tepkisini test etmişler. Bulgular piyasanın tepkisinin geciktiđini, dolayısıyla normal üstü getiri fırsatları olduđunu, ve sonuç olarak Hindistan pay piyasasının yarı güçlü formda etkin olmadığı göstermektedir⁶⁷.

1.2.2.2 Hisse senedi bölünmeleri

Hisse fiyatları çok fazla artmış olduđu durumlarda, daha fazla yatırımcıyı cezb etmek için şirketler hisse bölünmesine (*stock split*) gidebilir. Piyasa etkinliđi bakımından,

⁶⁵Robert A. Haugen, **Modern Investment Theory**, Prentice Hall, Beşinci Baskı, May 2001, s.596.

⁶⁶Mark A. Wolfson, James Patell, “The Intraday Speed of Adjustment of Stock Prices to Earnings and Dividend Announcements” **Journal of Financial Economics**, C. 13, No: 2, 1984, ss. 223–252.

⁶⁷Iqbal ve Mallikarjunappa, “Market Reaction to Earnings Information: An Empirical Study”, **AIMS International**, C. 1, No: 2, Mayıs 2007, ss.153-167.

hisse bölünmesi haberi kamuya açıklandıktan sonra bu bilgiyi değerlendirmekle yatırımcının ekonomik bir kazanç elde edip edememesi araştırılmaktadır.

Hisse senedi bölünmesi, hisse senedinin piyasada işlem gördüğü reel fiyat değiştirilmeden, sayısının artırılmasıdır. Başka bir ifadeyle hisse senedi bölünmesi ile hisse senedinin temsil ettiği sermaye üzerinde herhangi bir değişim meydana gelmemektedir. Yani hisse senedinin bölünmesinin ekonomik bir değeri yoktur. Hisse senedi sayısının bölünerek artırılmasının temel nedeni, hisse senedinin piyasa fiyatını düşürmektir. Başka bir ifadeyle bölünmeye gitmenin temel nedeni, hisse senedinin işlem fiyatlarının zamanla yatırımcı tarafından yüksek karşılanması olabilir. Bu durumda yatırımcılar işlem fiyatının yüksekliği nedeniyle sözkonusu hisse senetlerine yönelmemektedirler⁶⁸.

Hisse senedi bölünmeleri testini, metodolojik olarak böyle bir hipotetik örnekle açıklayabiliriz. Belli tarih aralığındaki bölünen hisse senetleri kullanılarak bir veri seti oluşturulur. Bölünme tarihini milat kabul edip, bölünme tarihinin 23 ay öncesi ve 24 ay sonrası getirileri hesaplanır (toplam 48 ay). Eğer bölünme tarihinden sonra normalüstü getiri elde edilmişse, kamuya açık bilgiyi kullanan yatırımcılar piyasadaki daha yüksek oranda getiri elde etmişlerdir. Bu da yarı-güçlü etkin piyasanın olmadığını gösterir. Eğer bölünme tarihinden sonraki getiriler, piyasa getirisinden anlamlı olarak yüksek değilse, yarı-güçlü etkinlik var demektir.

Hisse senedi bölünmelerine ilişkin bilgilerin kamuya ulaşmasıyla birlikte bu bilgiyi kullanarak herhangi bir avantajdan yararlanmak için artık çok geçtir. Bilgi hisse senedi fiyatına, duyuruya kadar yansımış olmaktadır. Bu sonuç yarı güçlü etkin piyasa hipotezini desteklemektedir⁶⁹. Ama eğer bir firma hisse senetlerinin bölüneceği haberini ilan ettiğinde yatırımcılar normalüstü getiri elde edebiliyorsa o piyasanın yarı güçlü formdaki etkinliği reddedilebilir.

Yarı güçlü etkinliğin hisse senedi bölünmeleri ile testi detaylı olarak ilk Fama, Fisher, Jensen ve Roll (FFJR) tarafından araştırılmıştır. Ocak 1927-Aralık 1959

⁶⁸Michael J. Brennan, Thomas E. Copeland, "Stock Splits, Stock Prices, and Transaction Costs", **Journal of Financial Economics**, C. 22, No: 1, October 1988, ss. 83-101.

⁶⁹Murat Kıyılar, "Etkin Pazar Kuramı ve Etkin Pazar Kuramının İMKB'de İrdelenmesi-Test Edilmesi" **SPK Yayınları**, Yayın No:86, Ağustos 1997, s.46.

dönemini kapsayan çalışmada NYSE borsasında hisse senedi bölünmelerinin fiyat üzerinde olası etkilerini araştırılmıştır. Metodoloji olarak, FFJR 940 hisse senedinin karakteristik doğrularını oluşturmakla, bu hisselerin beklenen getirilerini tahmin etmişler, daha sonra tahminlenen değerlerle gerçek değerler arasındaki farkı hisse bölünmesinden 30 ay önce ve sonraki dönemlerde incelemişler. Araştırma neticesinde bölünmeden önceki 29.cu aydan başlayan fiyat yükselmesi bölünme gerçekleşikten sonra değişmez kalmıştır. Bölünmüş hisse senedinin bölünme gerçekleşikten sonra aşağıya veya yukarıya gitme meyli, aşırı tepki yoktur⁷⁰. Yani sonuç olarak hisse senedi bölünmesi bilgisinin ekonomik bir değerinin olmadığı bulunmuştur.

Bar ve Brown 1977 yılındaki çalışmalarında 1945-1965 tarihlerini kapsayan 219 hisse bölünmesini araştırmışlar. Hisse senetlerinin normal üstü getirisinin alınan riskden kaynaklandığını, kümülatif aşırı getirinin bölünme olmadan 30 ay önce artmakta ve bu artış trendinin bölünme tarihinde durduğunu bulmuşlar⁷¹. Dolayısıyla bu bölünmeler piyasa etkinliğine zarar vermemektedir.

Dhar ve Sweta 2008 yılında yaptıkları çalışmalarında, Hindistan Ulusal Borsasında (NSE) işlem gören 90 şirketin 2001-2007 tarihleri arasında hisse bölünmesi duyurularının etkisini araştırmışlar. İlgili dönemde yatırımcıların bu duyurulara dayanarak sadece %8 normalüstü getiri elde ettiği, dolayısıyla bu piyasanın yarı güçlü formda etkili olduğu sonucuna varmışlar⁷².

1.2.2.3. Kamuya açıklanan diğer bilgiler

Buraya aracı kurumların, uzman portföy yöneticilerinin yayınlanan tavsiyelerinin, piyasa raporlarının, vb bilgilerin yarı güçlü etkinlik testleri ait edilebilir. Bir çok aracı kurumların, yatırım bankalarının piyasa ve şirketler hakkında araştırma yapan birimleri vardır. Burda piyasa, şirket bilgileri analiz edilip raporlar halinde

⁷⁰ Eugene F. Fama, Lawrence Fischer, Michael C. Jensen ve Robert Roll , “The Adjustment of Stock Prices to New Information”, **International Economic Review**, C. 10, No.1, Şubat 1969, s. 1- 21.

⁷¹ Kıyılar, **a.g.e.**, s.57.

⁷² S. Dhar ve C. Sweta. “Market Reaction Around the Stock Splits and Bonus No:s: Some Indian Evidence”. **Working Paper Series**, Ocak 24, 2008.

sunulmaktadır. Bu rapor veya yayınlarla yatırımcılar normalüstü getiri elde edebiliyorlarsa, bunların ekonomik bir değerinin varolduğu kabul edilir.

Basu 1977 çalışmasında, “F/K oranları ile hisse senetlerinin yatırım performansları arasındaki ilişkiyi incelemektedir. Nisan 1957 – Mart 1971 dönemi boyunca NYSE’de işlem gören 750 sanayi şirketlerinin Fiyat/Kazanç (F/K) oranları araştırılmıştır. Çalışmanın sonucunda analizin gerçekleştiği dönemde düşük F/K oranına sahip hisse senetlerinden oluşan portföylerin yüksek F/K oranlı hisse senetlerinden oluşan portföylerden ortalama olarak daha yüksek mutlak ve riske göre düzeltilmiş getiri oranlarına sahip olduğu görülmüştür. Bu bulgular yarı zayıf etkinliğin geçersizliğini ortaya koymaktadır”⁷³.

Bidwell 1977 yılında yaptığı çalışmasında aracı kurumlar tarafından tavsiye edilen NYSE’de işlem gören 99 hisse senedinin verimini regresyon denklemiyle ölçmüştür. Çalışmanın sonucuna göre, aracı kurumun tavsiye ettiği hisselerle yatırım yapanlar borsadaki diğer hisselerin yatırımcılarından daha yüksek getiri elde etmemişler. Bu sonuç piyasanın yarı güçlü formda etkin olduğunu göstermektedir⁷⁴.

Busse ve Green 2001 yılında yaptıkları çalışmasında, CNBC televizyonunun Midday Call programında yayınlanan piyasa ve şirket bilgilerinin hisse senedi fiyatlarına yansıma hızını ölçmüşler. Çalışmada pozitif ve negatif bilgilerin piyasaya yansıma hızının farklı olduğunu bulmuşlar. Şirket hakkında haber-bilgi pozitif ise açıklandıktan bir kaç saniye içinde hisse fiyatında hareket başlamış ve yaklaşık bir dakika içinde bitmiştir. Haberin negatif olması durumunda ise tepki onbeş dakikada gerçekleşmiştir. Tepki daha küçük oranda ve yavaş gerçekleşmiştir. Bu bilgileri kullanarak normal üstü getiri imkanı çok kısıtlıdır⁷⁵.

Mandacı çalışmasında, hisse senetleri İMKB’de işlem gören şirketlerin, 1998-2003 yılları arasındaki birleşme ve satın alma kararlarının halka duyurulmasından önceki ve sonraki on günlük dönem içerisinde, hissedarlarına normalüstü getiri sağlayıp

⁷³ Sanjoy Basu “Investment Performance of Common Stocks in Relation to their Price-Earnings Ratios: A Test of the Efficient Market Hypothesis”, **The Journal of Finance**, XXXII(3), ss. 663-682

⁷⁴Clinton M. Bidwell, “How Good is Institutional Brokerage Research?” **The Journal of Portfolio Management**, C. 3, Sayı 2, 1977, ss. 26-31

⁷⁵ Jeffrey A. Busse, T. Clifton Green, “Market Efficiency in Real Time”, **Journal of Financial Economics**, 65, 2002, ss. 415-437

sağlamadığını test etmiştir. Çalışmanın sonunda, birleşme duyurusundan önceki birinci ve ikinci günler ile sonraki ilk günde istatistiksel anlamlılığa sahip anormal getiri elde edilirken; farklı dönemler için hesaplanan kümülatif anormal getiriler incelendiğinde oldukça anlamlı sonuçlar elde edilmiş ve özellikle birleşmeden önceki dönemler için istatistiksel anlamlılığı yüksek kümülatif anormal getirilere rastlanmıştır. Ele alınan hisse senetlerinin özellikle birleşme ve satın alma duyurularından önce sahiplerine anormal getiri sağladığı sonucuna varılmış olması, piyasada içeriden öğrenenlerin olduğunu göstermektedir. Bu da, İMKB' nin yarı güçlü etkin bir piyasa olmadığını açıkça vurgulamaktadır⁷⁶.

Pichardo, ve Bacon 2009 yılındaki çalışmasında Lehman Borthers'ın iflasının piyasaya etkisini seçilmiş 15 aracı kurumun hisselerinin riske göre düzeltilmiş getiri oranı ile araştırmışlardır. Uygulanan istatistiksel testler ile iflasın bu 15 kurumun hisselerini olumsuz etkilediği, dolayısıyla piyasanın yarı güçlü formda etkin olduğu sonucuna varılmıştır⁷⁷.

Yarı güçlü form etkinlik test çalışmaları bunlarla sınırlı kalmayıp, şirketlerin diğer kamuya açık bilgileri ile de yapılmaktadır.

1.2.3. Güçlü Formda Etkin Piyasa Testleri

Güçlü formda etkin piyasalar geçmiş bilgilerin, kamuya açıklanmış ve şirkete özgün özel bilgiler de dâhil olmakla bütün bilgilerin hisse senedi fiyatlarına yansıdığı piyasalardır. Yani güçlü formda etkin bir piyasa kendinden önceki bütün etkinlik formlarını da kapsamaktadır. Bu formda kamuya açık olmayan içsel bilgiler ön plandadır. Ancak bu bilgileri ve bu bilgilere erişim imkânı olan yatırımcıları tanımlamak kolay değildir. Bu gruptaki yatırımcılar genellikle şirketin ortakları ve yöneticileridir. Yönettikleri veya alakadar oldukları şirket içinden bilgiye ulaşabilen bu yatırımcılar bu özel bilgileri (insider information) aldıklarında, şirket hisselerini fiyatlar yükselmeden alacaklar veya olumsuz bilgiler var ise fiyatlar düşmeden önce

⁷⁶Pınar Evrim Mandacı, “Şirketlerin Birleşme Ve Satın Alma Duyurularının Hisse Senedi Fiyatları Üzerine Etkileri”, **İktisat İşletme ve Finans**, Cilt 19, Sayı 225 (Aralık), 2004, ss. 118-124.

⁷⁷Christine Pichardo, Frank Bacon, “The Lehman Brother’s Bankruptcy: A test of Market Efficiency”, **Academy of Accounting and Financial Studies**, C.14, No.1, 2009, ss. 43-48.

hisseleri ellerinden çıkaracaklar. Bu işlemle ilgili yatırımcılar normalüstü bir getiri elde edebiliyorlarsa piyasanın güçlü formda etkin olmadığı sonucuna varılır. Piyasa güçlü formda etkindirse, içeriden alınan bilginin ekonomik bir değeri olmayacak ve bu bilgilere sahip olanların (*insider trader*) piyasada normalüstü getiri elde etmesi mümkün olmayacaktır. Bu durumda “şirket içinden alınan bilginin herhangi bir değeri olmadığı sonucuna varılır. Piyasa etkin ise yeni bilgiler fiyatlara büyük bir hızla yansiyacak ve bu yeni bilgilere sahip olmak hiçbir yatırımcıya ek avantaj sağlamayacak”⁷⁸. Özel bilgilere sahip yöneticiler/yatırımcılar diğer yatırımcılara göre daha yüksek işlem karları beklentisi içinde olamayacaktır.

Güçlü form etkinliği kapsamlı test edecek genel bir test tekniği henüz yoktur. Bununla birlikte, yarı güçlü form testlerinde olduğu gibi oluşan anormal getirinin izlenmesi bir yöntem olarak kullanılmaktadır. “Kamuya açıklanan herhangi bir bilgi olmadığında getirilerde gözlemlenen aşırı bir artış, piyasaya henüz açıklanmamış özel bir bilgi ile işlem yapıldığının göstergesi olabilir”⁷⁹.

Güçlü formda etkinlik ile ilgili çalışmaların amacı, henüz fiyatlara yansımamış bilgileri kullanarak piyasada sürekli olarak normalüstü getiri sağlayabilen herhangi bir ayrıcalıklı grup olup olmadığını araştırmaktır. Bu çalışmalarda güçlü etkinlik özellikle şu üç grup üzerinde test edilmiştir: içerden öğrenenler, yatırım fonları ve profesyonel portföy yöneticileri.

1.2.3.1 İçeriden Öğrenenlerin Performansı

Şirket içi çalışanların (corporate insiders) şirketle ilgili bir takım özel (kamuya açıklanmamış) bilgiye sahip olması kaçınılmazdır. Buradaki özel bilgiyi kamuya açıklandığı zaman hisse fiyatlarını etkileyebilecek veriler ve bilgiler olarak tanımlayabiliriz. Bu tür bilgilere; şirketin başka bir şirketi alma veya birleşme kararı, kârpayı ödemeleri, sermaye arttırma kararları, vb. örnek verebiliriz. Insider Trading ile ilgili ilk düzenleme ABD’de 1934 tarihli Menkul Kıymetler Kanunu’nda

⁷⁸ Murat Kıyılar, “Etkin Pazar Kuramı ve Etkin Pazar Kuramının İMKB’de İrdelenmesi-Test Edilmesi”, **SPK Yayın No:86**, 1997 s.55

⁷⁹ Yavuz Tezeller “Türkiye Sermaye Piyasalarında Pazar Etkinliği”, Doktora Tezi, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2004

(*Securities Exchange Act of 1934*) yer almıştır. Bu kavramın Türkçe karşılığı olarak Sermaye Piyasası Kanunu'nda "içerden/içeriden öğrenenlerin ticareti" terimi kullanılmıştır ve böyle tanımlanmıştır:

*"sermaye piyasası araçlarının değerini etkileyebilecek, henüz kamuya açıklanmamış bilgileri kendisine veya üçüncü kişilere menfaat sağlamak amacıyla kullanarak, sermaye piyasasında işlem yapanlar arasındaki fırsat eşitliğini bozacak şekilde mameleki yarar sağlamak veya bir zararı bertaraf etmek içerden öğrenenlerin ticaretidir.."*⁸⁰

İçerden öğrenenlerle ilgili olarak yapılan çeşitli çalışmalarda, içerden öğrenenlerin bu bilgilerle normalüstü getiri elde edip etmedikleri araştırılmış ve güçlü form etkinliği test edilmiştir.

Jaffe 1974 yılında yaptığı çalışmasında içten öğrenenlerin kendi hesaplarına yaptıkları işlemlerle kazandıkları getiriyi araştırmıştır. İçerdekilerin, 8 aylık dönemdeki işlemlerdeki getirilerinin, aynı risk şartlarında benzer hisse alıp satan yatırımcılardan yalnız %1.4 daha fazla olduğu bulunmuştur ve bulgular içtencilerin normal üstü getiri elde ettiği yönündedir. Ama bu fark çok küçüktür ve şirket içindekilerin bile normal şartlarda normal-üstü getiri elde edemeyeceklerini göstermektedir⁸¹.

Finnerty çalışmasında 1969-1972 tarihleri arasında NYSE'de yapılmış 9602 alım, 21487satım işlemi olmakla toplam 31089 ferdi işlemi araştırmıştır. Çalışma verileri; şirket ve içerden işlem yapan bilgilerini, alınıp-satılan hisse sayı, hisselerin elde tutulma süresi, kapanış fiyatlarını içermektedir. Her ay için içten alım portföyü ve satım portföyü oluşturularak getiriler hesaplanmıştır. Daha sonra bu hisselerden oluşan portföylerden beklenen getiriyi (CAPM uygulayarak) hesaplamış ve içerdekilerin elde ettikleri getirilerle karşılaştırmıştır. Bulgular, içerdekilerin piyasayı yenebileceğini; kısa dönemde içerdekilerin kendi şirketlerinin hisse

⁸⁰2499 Numaralı Sermaye Piyasası Kanunu, Madde 47

⁸¹Kıyılar, a.g.e., s.73

senetlerindeki kârlı ve zararlı durumları farkettiğini ve ona göre pozisyon alabildiğini göstermiştir. Bu bulgu, güçlü form etkinliği reddedit niteliktedir⁸².

Roseff ve Zaman 1988 yılında yaptıkları çalışmada içerden işlem yapanlarla (insider) beraber, bazen outsider'lerin de normalüstü getiri elde edebileceğini göstermişler. İçerden öğrenenlerin işlemleri SEC'in aylık yayınında ifşa ediliyor. Halka açıklanan bu içerden işlem bilgilerini kullanarak normalüstü getiri elde eden yatırımcılara *outsider* deniliyor. Yazarlar outsider'lerin normalüstü getirilerinin sebebini şirket büyüklüğü ve Fiyat/Kazanç oranı etkisinin dışa vurması olarak görüyorlar. Bu etkenlerin kontrolü ve %2'lik işlem maliyeti outsider getirilerini yarıya kadar azaltmaktadır. İçerden öğrenenlerin işlemleri için varsayılan %2'lik işlem maliyetinden sonra yıllık %3 getiri elde ettikleri görülmüştür. Bulgular, araştırılan dönemde piyasanın güçlü formda etkinlik izlemediği yönündedir⁸³.

Cheuk, Fan ve So 2004 yılında Hong Kong borsasında 1993-1998 dönemi için içerden bilgiyle işlem imkânları ve piyasa etkinliğine etkisini araştırmışlar. Bulgular ilgili dönemde içerden öğrenenlerin kısa dönemde alım işlemlerinde daha yüksek getiri elde ettiği yönündedir. ABD'de yapılan yukarıda bahsettiğimiz çalışmalarda içerden öğrenenler satış işleminden daha çok getiri sağlaya biliyordu. İlgili dönemde içerden öğrenenlerin satış işlemlerini tekrarlayan outsider'lerin de normalüstü getiri sağladığı bulunmuştur. Bulgular piyasanın güçlü form etkinliğinin aleyhindedir⁸⁴.

Denis ve Xu 2013 yılında yayınladıkları çalışmalarında teşvik primi olarak hisse senedinin verilmesinin içten öğrenenlerin yasadışı işlemlerini önemli ölçüde önlediğini bulmuşlar⁸⁵.

⁸² Joseph E. Finnerty, "Insiders and Market Efficiency", **The Journal of Finance**, C. 31, No:4, Eylül 1976, ss. 1141-1148

⁸³Michael S. Rozeff, Mir A. Zaman, "Market Efficiency and Insider Trading: New Evidence", **The Journal of Business**, C. 61, No. 1, Ocak 1988, ss. 25-44

⁸⁴Man-Yin Cheuk, Dennis K. Fan, Raymond W. So, "Insider Trading in Hong Kong: Some Stylized Facts", **Pacific-Basin Finance Journal**, C. 14, No: 1, Ocak 2006, ss. 73-90

⁸⁵David J. Denis, Jin Xu, "Insider Trading Restrictions and Top Executive Compensation", **Journal of Accounting and Economics**, C. 56, No: 1, Temmuz 2013, ss. 91-112

1.2.3.2 Yatırım Fonlarının Performansı

Piyasanın güçlü formda etkinliğini ölçmek için daha çok kullanılan yöntem yatırım fonlarının getirisinin ortalama piyasa getirisi ile mukayese edilmesidir. İncelenen yatırım fonu devamlı piyasa getirisinin üstünde getiri sağlıyorsa bu piyasanın etkin olmadığını söyleyebiliriz.

Jensen 1968 yılında yayınladığı çalışmasında 1955-64 döneminde 115 yatırım fonunun performansının değerlendirilmesinde risk-getiri yapısını ve piyasa portföyü olarak S&P500 endeksini kullanmıştır. Çalışma neticesinde; yatırımcıların net getirileri dikkate alındığında, 115 yatırım fonunun 89'unda risk-getiri kombinasyonu 10 yıllık süreç için piyasa doğrusunun altında olduğu, piyasa doğrusundan ortalama olarak sapmanın %14,6 olduğu belirlenmiştir. Diğer bir ifadeyle 10 yıllık bir periyot sonrasında yatırım fonlarına yatırım yapan yatırımcının serveti, piyasa doğrusuna karşılık gelen portföylere yatırım yapmasına nazaran yaklaşık olarak %15 civarında daha azdır. Yatırım fonlarına yatırım yapılması aşamasında ödenen ve fonlara gitmeyen komisyonlar dikkate alındığında da sonuç değişmemektedir. 115 fonun 72'sinde risk getiri kombinasyonu piyasa doğrusunun altındadır ve on yıllık getirinin piyasa doğrusundan ortalama sapması %8,9'dur. Yatırım fonlarının tüm harcamaları (aracı kurum komisyonları hariç) getirilerin hesaplanmasında dikkate alınsa dahi 115 fonun 58'inin risk getiri kombinasyonu piyasa doğrusunun altındadır ve on yıllık getirinin piyasa doğrusundan ortalama sapması %2,5'tir. Aracı kurum komisyonları dikkate alındığında ise piyasa doğrusundan ortalama sapma %0,09 olmaktadır. Bu bulgular yatırım fonu yöneticilerinin ekonomik bir değeri olan özel bilgilere sahip olmadıklarını göstermektedir⁸⁶.

Jensen her ne kadar ulaşılan sonuçların yatırımcı grubunun sadece belirli bir bölümüne yönelik olsa da bu sonuçların etkin piyasa modelinin lehinde önemli sonuçlar olduğunu ifade etmiştir. Diğer bir ifadeyle bu sonuçlar, güçlü formda etkinliğin tüm yatırımcılar ve tüm zaman için geçerli olduğunu idda etmese de, güçlü formda etkinliği destekleyen kanıtlar sunmaktadır. Zira çalışmaya konu olan

⁸⁶ Jensen C. Michael, "The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964", **Journal of Finance**, 1968, C. 23, No. 2, ss. 389-416.

analistler iyi donanıma sahip olup her gün hisse senedi piyasalarında işlem gerçekleştirmekte ve gerek iş dünyası gerekse finans kesimi ile sürekli bir etkileşim içindedirler. Bu analistlerin işlem ve araştırma maliyetlerini telafi edecek düzeyde getiriyi tam olarak doğru tahmin edememesi gerçeği, güçlü formda etkinliği destekleyen önemli bir kanıttır.

Cumby ve Glen 15 Amerikan yatırım fonunun 1982-1988 performanslarını Jensen'in metodunu kullanarak incelemiştir. Sonuç olarak, yatırım fonlarının hiçbirisi piyasa getirisinin üstünde bir performans sergileyememişlerdir⁸⁷.

Otten ve Bams Fransa, İtalya, İngiltere, İspanya, Almanya ve Hollanda yatırım fonlarını 1991-1998 dönemi için incelemiştir. Fransa, İngiltere ve Hollanda için düşük sermayeli fonlar, yönetim ücretleri düştükten sonra bile piyasaya göre daha yüksek getiri elde etmişlerdir. İngiliz yatırım fonları da hem brüt getiride hem de net getiride pozitif Jensen α 'sı elde etmişlerdir. Ancak, Almanya ve İtalya için, elde ettikleri bulgular güçlü etkin piyasa hipotezini destekler mahiyettedir⁸⁸.

Gören ve Umutlu çalışmasında, Borsa İstanbul'da işlem gören onar adet A ve B tipi yatırım fonu gruplarının ve Emeklilik fonu grubunun günlük ve aylık frekansta performansları ölçülmüştür. Fon gruplarının riskleri ile orantılı bir getiriye sahip olup olmadığı, sermaye varlıklarını fiyatlama modeli (CAPM) ve Fama - French üç faktör modeli kullanılarak test edilmiştir. Riske karşı düzeltilmiş performans ölçütü olan Jensen Alfa ölçütü, yukarıda bahsedilen varlık fiyatlama modellerin tahminlenmesinden elde edilmiş ve fon gruplarının normalüstü bir getiriye sahip olup olmadıkları test etmek için kullanılmıştır. Sonuç olarak, giderleri hesaba katılarak değerlendirilen fonların büyük çoğunluğu beklenenin aksine yüksek performans göstermemiştir⁸⁹.

⁸⁷Robert E. Cumby, Jack D. Glen, "Evaluating the Performance of International Mutual Funds", **Journal of Finance**, 45.2, 1990, ss. 497-521

⁸⁸Rogér Otten, Dennis Bams, "European Mutual Fund Performance", **European Financial Management**, C. 8, No: 1, Mart 2002, ss.75-101

⁸⁹ Seher Gören, Mehmet Umutlu, "Performance Evaluation of Mutual and Pension Funds Traded on Borsa Istanbul under the Control of Fund Costs", **Journal of Economics, Finance & Accounting**, C.2, No:4, 2015, ss. 603-623.

1.2.3.3 Portföy Yöneticilerinin (Danışmanlarının) Performansı

Bir çok fertler yatırım yapmadan önce profesyonel portföy yöneticilerinden, yatırım danışmanlığı hizmeti alırlar. Etkin bir piyasada bu bilgilerin zaten hisse fiyatına yansıdığı beklenmekte, dolayısıyla daha fazla kazanç elde edilmesi mümkün değildir. Yapılan çalışmalar yatırım danışmanlarının verdiği (sattığı) bilgilerle normalüstü getiri elde edilmediğini inceleme yönündedir.

Bu konuda yapılan en eski araştırmalardan biri Cowles'in çalışmasıdır. Çalışmada 1928 Ocak 1932 Temmuz tarihleri arasında 16 finansal hizmet kurumlarının verdiği 7500 farklı hisse senedi tavsiyesini incelenmiş ve her bir hissenin getiri ve zararını karşılaştırılmıştır. Tavsiye edilen hisse senetlerine eşit miktarda para yatıran finansal kurum müşterilerinin komisyon ve vergiler hariç, tüm piyasanın getirisinden %1.4 daha az gelir elde ettikleri saptanmıştır. Cowles daha sonra hisse senedi tahminleme başarısı gösteren, 18 profesyonel finansal danışmanlık kurumu, 4 haftalık finans yayını, 1 banka mektubu ve 1 yatırım kurumu mektubu olmakla, 24 yayını araştırmış ve bunların pozitif tahminlerinin (gerçekleşen değerlerden yüksek) sadece şans eseri olduğunu istatistiksel olarak (süreklilik analizi) ortaya koymuştur. Sonuçta profesyonellerin amotörlerden daha başarılı olmadığı ortaya çıkmıştır⁹⁰.

Dimson ve Marsh 35 farklı yatırım uzmanı/broker tarafından önerilen 206 büyük İngiliz şirketlerinin hisseleri için 1980-1981 yıllarında verilmiş 4187 adet getiri tahminlerini araştırmışlar. Tahminleri izleyen birinci ayın sonuna doğru hisse fiyatlarının tahmin bilgisine uygun tepki verdiği gözlemlenmiştir. Tahmin için belirtilen tarih geldiğinde gerçekleşen getirilerle tahmin getirileri arasında önemli korelasyon olduğu saptanmıştır. Bu bulgular güçlü etkin formun aleyhinde olmaktadır. Ama bahsi geçen profesyonel yatırım danışmanları hizmetlerini belli bir komisyonla/ücretle satıyorlar. Bu ücretler de hesaba katıldığında broker/danışman önerilerinin çok fazla getiri sağlamadığı da dikkate alınmalıdır⁹¹.

Womack 1996 yılında yayınladığı çalışmasında 14 büyük Amerikan broker şirketlerinde çalışan yatırım danışmanları tarafından verilen "al" ve "sat" önerilerini

⁹⁰ Kiyılar, a.g.e., s.61

⁹¹ Elroy Dimson, Paul Marsh, "An Analysis of Brokers' and Analysts' Unpublished Forecasts of UK Stock Returns" **Journal of Finance**, C. 39, No: 5, 1984, ss.1257-1291

araştırmış ve öneri öncesi fiyatlarla gerçekleşen değerler arasında sistematik uyumsuzluklar bulmuştur. Ayrıca, çalışmada danışmanın önerisinde yaptığı değişikliğinde hisse fiyatını etkilediği görülmüştür. Daha ilginç bulgu ise, hisselerin danışman yayınlarına tepki vermesiyle beraber, bu tepkiler duyuru sonrası önemli sürçmeler sergilemektedir. Yani olumlu bir tahminin fiyat arttıracağını beklerken, ya hareketsiz olmuş veya biraz azalma olmuştur. Bu da bilgi akışında eksiklikler veya engeller olduğunu akla getirmektedir. Sonuç olarak bulgular güçlü formda etkinliği tam desteklememektedir⁹².

Casarin, Pelizzon ve Piva çalışmalarında 1988-1999 dönemine ait İtalyan yatırım fonlarını getiri performansı ve performans sürekliliği açısından incelemiştir. Elde edilen sonuç, genel olarak fon yöneticilerinin ekstra getiri elde edemedikleri ve çok azının seçme veya zamanlama yeteneğine sahip oldukları yönündedir⁹³.

Potocki ve Świst Ocak 2005 – Mart 2010 arasında 63 finansal kurum tarafından WIG20 (Polonya, Warsaw Borsası) endeksinde yer alan şirketlerle ilgili verilmiş 3270 öneriyi araştırmışlar. Bulgular bu önerilerin piyasayı yenmeye (beat the market) yeterli olmadığını, dolayısıyla Warsaw Borsasında kote olunmuş WIG20 hisseleri için güçlü form etkinliğinin geçerli olduğunu göstermiştir⁹⁴.

Özetle güçlü form etkinliği araştırmak için yapılan çalışmaların sonuçları farklıdır, ama elde edilen bulguların büyük kısmı güçlü form etkinliği destekleme yönündedir. İçerden öğrenenlerin, portföy yöneticilerinin önerileriyle normal üstü getiri elde etme durumları güçlü form etkinliği kesinlikle reddeder. Yatırım fonlarının performansı üzerine yapılan çalışmalarda fonların normalüstü getiri elde etmediği için güçlü formda etkinliği destekler biçimdedir.

⁹² Kent L. Womack, "Do Brokerage Analysts' Recommendations Have Investment Value?", **Journal of Finance**, C. 51, No:1, 1996, ss. 137-167

⁹³ Roberto Casarin, Andrea Piva, Lorian Pelizzon, "Italian Equity Funds: Efficiency and Performance Persistence", Università degli Studi di Brescia, Dipartimento di Scienze Economiche, Discussion Paper No: 0817, 2008

⁹⁴ Potocki, Tomasz, Tomasz Swist, "Empirical Test of the Strong form Efficiency of the Warsaw Stock Exchange: The Analysis of WIG 20 Index Shares" **South-Eastern Europe Journal of Economics**, Sayı 2, 2012, ss. 155-172

1.3 Etkin Piyasa Hipotezine getirilen Eleştiriler

EPH bir kavram olarak yaygınlaştığından bu yana finans literatüründe en çok araştırılan ve tartışılan ve konulardan birisi olmuştur. Bu çalışmalarda hipotezi teorik ve ampirik ve olarak destekleyen çok sayıda kanıt elde edilmesinin yanısıra, hipotez aleyhinde birçok görüş de ortaya çıkmış, teorik ve deneysel olarak literatürde yer almıştır. Piyasa etkinliğine yapılan eleştiriler fiyat veya getiri serisinin rassal yürüş izlemediği, hareketlerde belli bir seyir (*pattern*) bulunduğu, şirket değerlerinin hisse fiyatı hakkında bazı bilgiler verdiği ve yatırımcıların da bazen rasyonel davranmadığı yönündedir.

Önceki bölümlerde açıkladığımız gibi Etkin Piyasa Hipotezini savunanlar, bilginin tüm yatırımcılara aynı anda ulaştığını ve fiyatların hemen bu bilgiye adapte olduğunu söylediklerinden, finansal piyasalarda uzun vadeli ve istikrarlı olarak normalüstü getiri sağlanamayacağını iddia etmekte, teknik ve temel analistlerin boşa zaman harcadığını düşünmektedirler. Ama Fama'nın makalesi yaylandıktan bir süre sonra, piyasa etkinliğine ilişkin eleştiriler gelmeğe başladı. Grossman ve Stiglitz 1980 yılında yayınladığı çalışmada etkin piyasa hipotezinin önkoşulu olan fiyatların tüm bilgileri yansıtmasının, bilgi edinme ve işlem maliyetlerinin üzerinde durmuşlar. Bulgulara göre, bilgisel anlamda etkin işleyen piyasaların bulunması mümkün değildir. Çünkü eğer fiyatlar bütün bilgiyi taşırsa herkes buna maliyetsiz olarak sahip olabileceğinden, piyasada bilgi üretmenin getirisi kalmayacaktır. Bilgi üretilmeyince de fiyatların bilgi taşıma fonksiyonu sona erecektir. Bilgi maliyetli olduğu için, fiyatlar ulaşılabilir bilgileri tamamen yansıtmaz, nitekim yansıtırsa bile bilgilere ulaşmak için resurs (para, zaman, vb.) harcayanlar ek kazanç elde edemeyecekler⁹⁵.

EPH'in eleştirileri arasında, esas dayanağı olan Rassal yürüş modelinin eleştirileri de yer almaktadır. Fiyatları tüm bilgiyi tam olarak yansıttığı bir piyasalarda bile, rassal yürüş modelinin çok gerekli şart olmadığını öne sürülmektedir. Bu konuda ilk kapsamlı çalışma Lo ve MacKinlay tarafından 1988'de yayımlandı. 1962-1985 dönemi NYSE haftalık hisse senedi getirileri üzerinde yapılan bu çalışmada, incelenen dönemde Rassal yürüş modelinin geçerli olmadığı ortaya çıkmıştı. Hisse

⁹⁵Sanford Grossman, Joseph E. Stiglitz, "On the Impossibility of Informationally Efficient Markets" **The American Economic Review**, 1980, 70.3, ss. 393-408.

senedi fiyatları için öngörülebilir bulunmanın bir şekilde mümkün olduğu, ancak bunun piyasanın etkin olmadığı anlamına gelmemesi öne sürülmüştür⁹⁶. Bu çalışmanın literatüre yaptığı en önemli katkı, EPH'in temel dayanağı olan Rassal yürüş hipotezini reddetmiş olmasının ötesinde, getirilerden oluşan zaman serilerinin ortalama ve varyansının zaman içinde sabit (homoskedastik) olduğunu varsayan EPH'in test edilmesinde varyansın da incelenmesi gerektiğini öne çıkarmasıdır.⁹⁷

Eleştirilerin bir kısmı da yatırımcı davranışlarıyla ilgilidir. EPH'in temel varsayımlarından birisinin yatırımcıların rasyonel olmasına rağmen, araştırma sonuçları yatırımcıların her zaman rasyonel güdülerle davranmadıklarını ortaya koymaktadır. Yatırımcıların bu irrasyonel hareketleri Davranışsal Finans bilim dalının ortaya çıkmasına neden olmuştur. Bu yaklaşıma göre piyasada yer alan yatırımcıların gelecekle ilgili beklentileri birbirinden farklı (heterojen) ve rasyonellikten uzak olmakta, yatırımcıların davranışlarında sosyal ve psikolojik faktörlerin önemi artmaktadır. Sürü psikolojisi, rasyonel davranmayan yatırımcıların tamamen içgüdülerine dayalı davranışlar geliştirdiğini ortaya koymuştur. Bu psikolojiye göre birbirinden etkilenerek genelin davranış kalıplarına uyma eğilimi ve rasyonel davranıştan uzaklaşma eğilimi ağır basmaktadır. Bu psikolojiye dayanarak alınan kararların da ekonomiyi etkinlikten uzaklaştırdığı ve ekonominin içinde bulunduğu duruma ilişkin yanlış yönlendirmelere neden olduğu bilinmektedir. Bu nedenle yakın zamanlarda yapılan çalışmalarda artık piyasada rasyonel beklentiler yaklaşımının yerini “zaman içinde beklentilerin değişkenliği ihtimali” (*possibility of time varying expectations*) düşüncesi almaktadır. Bu yaklaşım farklı beklentilere sahip yatırımcılardan oluşan, bugünkü içinde bulunduğumuz piyasa yapısını en iyi ifade eden yaklaşım olabilir⁹⁸.

Hisse senedi getirilerinin normal bir dağılım izlediği varsayımı da, EPH'ne yapılan eleştirilere neden olmaktadır. Çalışmalar, getirilerin tam normal dağılmadığını,

⁹⁶Andrew Lo, Craig MacKinlay, “Stock Market Prices do not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test” **Review of Financial Studies**, 1.1, 1988, ss. 41-66.

⁹⁷ Yavuz Tezeller “Türkiye Sermaye Piyasalarında Pazar Etkinliği”, Doktora Tezi, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2004.

⁹⁸Erhan Demireli, “Etkin Pazar Kuramından Sapmalar ve Ekonomik Faktörlere Dayalı Anomalilerin Hisse Senedi Getirilerine Etkileri”, Doktora tezi, Dokuz Eylül Üniversitesi, 2007.

genelde dağılım eğrisinin kuyruklarının normalden daha kalın olmakta ve dağılım ortalamaları normal dağılımdan daha yüksek (kurtosis) olmaktadır.

21. yüzyılın başlarından itibaren önceki dönemlerde yaşanan finansal krizlerin etkisiyle, piyasada fiyatların tüm bilgiyi yansıtamaması, teknolojik gelişmelerin finansal piyasalarda uygulanmasıyla normalüstü getiri elde edildiğinin gözlenmesi, vb. gelişmelerle Etkin Piyasa Hipotezini destekleyen çalışmaların azaldığı görülmektedir. Bir çok finansal iktisatçılar ve istatistikçiler hisse fiyatlarının kısmen tahmin edilebilir olduğuna inanmaya başlamışlar. Yeni nesil iktisatçılar, hisse senedi fiyatının belirlenmesinde psikolojik ve davranışsal unsurlara vurgu yapmakta ve hisse fiyatlarının geçmiş hareketleriyle benzerlikleriyle ve temel değerlendirme ölçekleriyle tahminlene bileceğine inanmaktadırlar. Malkiel 2003’de yayınladığı çalışmasında piyasa hisse fiyatlarının belli bir seyir (pattern) izlediğini ortaya koyan çalışmaları özetlemiştir. Bulgulara göre, hisse fiyatları; yeni bilgilere yeterli tepki vermemekle, mevsimsellik ve haftanın günü özelliği, hisse fiyatlarının temettü getirilerinden tahmin edilmesi, getirilerin fiyat-kazanç oranlarından tahmin edilmesi, firma büyüklüğü etkisi, vb. gibi anomaliler sergilemektedir⁹⁹.

Etkin piyasalar hipotezine karşı en güçlü kanıtlardan birisi de açıklanması bu hipotezin varsayımlarına ters düşen ve sürekli tekrar ettiği öne sürülen fiyat davranışlarıdır. Bunlara da genel olarak anomaliler denir. Yapılan bazı çalışmalarda elde edilen bulgulara göre, hipotezin aksine hisse senedi getirilerinin takvimsel, mevsimsel, politik ve makroekonomik faktörlere dayalı olarak trendler gösterdiği, bazı zaman dilimlerinin diğerlerine göre belirgin ve sürekli olarak pozitif ya da negatif getiriler sağladığı sonucuna varılmış, getirilerin öngörülebilirliği kanıtlanmıştır. Anomalileri genel olarak zamana bağlı anomaliler ve şirket bilgilerine ilişkin anomaliler olarak 2 grupta toplaya biliriz.

1.3.1 Zamana bağlı anomaliler

Zamana bağlı anomaliler, belirli bir zaman diliminde veya dönemde, hisse senedi getirilerinin normal zamanlara göre sürekli olarak farklı hareket etmesi şeklinde

⁹⁹ Burton G. Malkiel, “The Efficient Market Hypothesis and Its Critics” **Journal of Economic Perspectives**, C. 17, No: 1, 2003, ss. 59 – 82

tanımlanabilir. Bu etkin piyasalar hipotezine aykırı olarak, yatırımcılara geçmiş verilere dayanarak oluşturduğu stratejiler ile normalüstü getiriler elde etme imkânı verir. Finansal piyasalarda gözlemlenen dönemsel davranışlar yıllardan beri kapsamlı olarak analiz edilmiştir. Çünkü gözlemlenen bu takvimsel davranışlar piyasa etkinliği uygulamaları için önem taşımaktadır.¹⁰⁰ Çeşitli çalışmalarda, etkin piyasa hipotezine aykırı olarak piyasalarda Ocak ayı etkisi, haftanın günü etkisi, ay dönümü etkisi, tatil dönemlerinin başlangıcı, vb. zamanlarda ortalama getirilerin veya getiri dağılımlarının aynı olmadığı ileri sürülmektedir.

1.3.1.1 Günlere ilişkin anomaliler

Günlere ilişkin anomaliler, hisse senedinin yatırımcılara, haftanın belirli günlerinde diğer günlere göre sürekli olarak normalüstü getiri sağladığı durumlardır. Başka bir ifadeyle etkin pazar hipotezinin geçerli ve haftanın bütün günlerinin ortalama getirilerinin veya getiri dağılımlarının aynı olduğu, günler arası getiri farklılıklarının istatistiksel olarak sifıra yakın olduğu varsayımının test edilmesidir¹⁰¹.

Haftanın hangi gününde getirilerin normal günlerden farklılık gösterdiğinin araştırıldığı çalışmaların çoğunda, Pazartesi günlerinde gerçekleşen sistematik negatif getiri kaydedilmiştir. Bu etki bazı durumlarda Salı günü de olabilmektedir. Yapılan ampirik çalışmalar bu anomalinin bir çok piyasalarda geçerli olduğunu göstermektedir. Haftanın günü anomalisinde, Pazartesi menkul kıymet fiyatlarının bir önceki güne göre düştüğü, Cuma günü ise fiyatların bir önceki güne göre önemli oranda yükseldiği gözlemlenmektedir¹⁰².

Finansal piyasalarda günlük getiriler arasında farklılıklar olabileceğini ilk olarak 1931 yılında Fields ortaya koymuştur. Fields bu çalışmasında geleneksel Wall Street yaklaşımı, hafta sonlarında belirsizlikler dolayısıyla riskin artacağı varsayımıyla, yatırımcıların elde hisse tutmayı portföylerini boşaltacaklarını ve bunun sonucu

¹⁰⁰Chin-Chen Chien, Cheng-few Lee, Andrew Wang, “A Note on Stock Market Seasonality: The Impact of Stock Price Volatility on the Application of Dummy Variable Regression Model”, **The Quarterly Review of Economics and Finance**, C. 42, No: 1, 2002, s.155.

¹⁰¹Feride Baştürk, “F/K oranı ve Firma Büyüklüğü Anomalilerinin Bir Arada Ele Alınarak Portföy Oluşturulması ve bir Uygulama Örneği”, **Anadolu Üniversitesi Yayınları**, No: 1564, 2004, s.54.

¹⁰²Richard Thaler, “Anomalies: Seasonal Movements in Security Prices II: Weekend, Holiday, Turn of the Month, and Intraday Effects”, **The Journal of Economic Perspectives**, 1.2, 1987, ss.169–177.

olarak da Cumartesi günü fiyatlarının düşeceğini araştırmıştır. 1915-1930 dönemi DJIA sanayi endeksinde bu etkinin geçerliliğini araştırmıştır. Çalışmaya konu olan 717 haftalık fiyatlarda, Cumartesi fiyatlarının Pazartesi-Cuma fiyatlarının ortalamasından yükselme eğilimde olduğunu bulmuştur (372 defa yüksek, 257 defa aşağı olmuştur)¹⁰³.

French 1980 yılındaki makalesinde, 1953-1977 yılları arasında S&P Bileşik endeksi günlük getirilerini ayırdığı beş dönemde Pazartesi gününe ait ortalama getirilerin anlamlı derecede negatif, haftanın diğer dört gününe ait ortalama getirilerin pozitif olduğunu saptamıştır. French çalışmasında gün etkisini açıklarken iki model kullanmıştır. Takvim zamanı hipotezi (*calendar time hypothesis*) ve İşlem zamanı hipotezi (*trading time hypothesis*). Takvim hipotezine göre, getiriler takvim gününe göre oluşmaktadır, yani Pazartesi getirileri Cuma günü kapanıştan Pazartesi günü kapanışa kadar üç takvim günü yapılan yatırımdan kaynaklanırken, haftanın diğer günlerinde oluşan getiriler bir takvim gününde yapılan yatırımın sonucu ortaya çıkmaktadır. Dolayısıyla bu hipoteze göre, eğer beklenen getiri yatırım döneminin doğrusal bir fonksiyonu ise Pazartesi gününün ortalama getirisi, diğer günlerin ortalama getirisinin üç katı olmalıdır. İşlem zamanı hipotezine göre ise getiriler sadece borsanın işlem yapıldığı zamanlarında oluşmaktadır, yani haftanın beş gününe ait getiriler bir günlük yatırım sonucu oluşmaktadır¹⁰⁴.

Jaffe ve Westerfield 1985 yılı çalışmasında, ABD, İngiltere, Kanada, Avustralya ve Japonya borsalarında haftanın günü anomalisinin var olduğunu saptamışlardır.

“Japonya’da Salı günü, diğer ülkelerde ise Pazartesi günü en düşük getirili gün olurken, Cuma günü ise en yüksek getirili gün olarak bulunmuştur. Ayrıca, Japonya ve Amerika borsalarındaki haftanın günü etkisinin neden farklı günlerde ortaya çıktığı sorusuna yanıt aranmıştır. Bu ülkelerin farklı zaman dilimlerinde olması ve New York ile Tokyo arasındaki on dört saat gibi oldukça

¹⁰³Michael Fields, “Stock Prices: A Problem in Verification”, **The Journal of Business of the University of Chicago**, 4.4, 1931, ss. 415-418.

¹⁰⁴Kenneth R. French, “Stock Returns and the Weekend Effect”, **Journal of Financial Economics**, C.8, 1980, ss. 55-56.

büyük bir saat farkı, bahsedilen anomalinin farklı günlerde gerçekleşmesinin sebebi olarak bulunmuştur”¹⁰⁵.

Haftanın günü anomalisiyle ilgili çalışmalarda rastlanan diğer bir özellik de, ABD ve diğer bazı gelişmiş ülke borsalarında görülen haftanın günü etkisinin Pazartesi yerine Salıya kaymış olmasıdır.

O’Hanlon ve Ward çalışmasında 1969 – 1984 arasında Fransa ve Singapur borsalarında günlük getirileri araştırmış ve bu borsalarda Pazartesi yerine negatif Salı etkisini bulmuşlardır. Buna sebep olarak, bu etkinin saptandığı ülkelerin ABD’den zaman olarak ileri olması ve ABD’deki negatif Pazartesi etkisinin Avrupa ve Uzak Doğu piyasalarına ertesi gün etki edebileceği öne sürülmüştür¹⁰⁶.

Lyrودي, Komisopoulos ve Subeniotis Atina Borsasının günlük endeks getirilerinde Ocak 1994-Aralık 1999 dönemi için haftanın günü etkisini araştırmışlardır. Bulgular önceki çalışmalardan farklı olarak, Perşembe hariç haftanın diğer günlerinde pozitif getiri elde edildiği yönündedir. Perşembe günü ise, haftanın negatif getiri sağlayan tek gündür. İlgili dönemde %0,25 ile Pazartesi haftanın en yüksek getirisini sağlamaktadır. Cuma günü %0,20 ile Pazartesi gününü izlemektedir. Çalışmanın sonuçlarına göre, haftanın günlerinin ortalama getirileri, istatistikî olarak sıfırdan farklı bulunmuştur. Netice olarak, ilgili dönemde Atina Borsası’nda haftanın günü etkisinin bulunduğunu ancak bu etkinin, dünyanın gelişmiş borsalarında gözlemlenenden farklı olduğu saptanmıştır¹⁰⁷.

Doyle ve Chen haftanın belli günü anomalisini daha da genişleterek haftanın değişen günü (wandering weekday) anomalisi olarak haftanın tüm günlerini araştırmışlar. ABD, Japonya, İngiltere, Almanya, Fransa ve Hong Kong’dan borsalarının günlük kapanış fiyatı endeksini 1993-2007 döneminde incelemişler. Bulgular sabit bir gün anomalisinden daha çok piyasada değişen gün anomalisi olduğu ve ilgili piyasalarda

¹⁰⁵ Jeffrey Jaffe, Randolph Westerfield, “Patterns in Japanese Common Stock Returns: Day of the Week and Turn of the Year Effects”, **Journal of Financial Quantitative Analysis**, 20, 261-272.

¹⁰⁶ Condoyanni, John O’Hanlon, Charles Ward, “Day Of The Week Effects On Stock Returns: International Evidence” **Journal Of Business Finance & Accounting**, 14.2, 1987, ss.159-174

¹⁰⁷ Lyrودي Katerina, Subeniotis Demetres, Komisopoulos George, “Market Anomalies in the A.S.E: The Day of the Week Effect”, 2002, EFMA 2002 London Meetings

Pazartesi ve Cuma günü etkisi olmadığının, tam tersine normalüstü fiyat artışının hafta içi günlerde değiştiği yönündedir¹⁰⁸.

İMKB’de haftanın günü etkisinin araştırılmasına yönelik birçok çalışma bulunmaktadır. Metin, Muradoğlu ve Yazıcı çalışmasında Ocak 1988 – Aralık 1996 tarihleri arasında İMKB Bileşik endeksinin günlük değerlerini kullanarak zayıf form etkinliği rassal yürüyüş testi ve haftanın günleri etkisi ile araştırmışlar. Araştırmaya dahil olan tüm dönemler için rassal yürüyüş modeli reddedilmiş, dolayısıyla zayıf form etkinlik de reddedilmiştir. Haftanın günleri incelemesinde Cuma ve Pazartesi günlerinde anlamlı farklılıklar bulunmuş, dolayısıyla günlük getirilerin haftanın günlerine bağlı olduğu önermesi desteklenmiştir¹⁰⁹.

Seler İMKB bileşik endeksinin 1991-1995 dönemi verilerini kullanarak yaptığı çalışmasında, gün getirilerinin özellikle hafta başında, Pazartesi ve Salı günlerinde ve hafta sonunda; Cuma gününde farklılaştığına (daha düşük olduğuna) yönelik bulgular elde etmiştir. Diğer taraftan hafta ortası günleri; Çarşamba ve Perşembe günü ile haftasonu; Cuma günü getirileri için anlamlı bir ilişki bulunmamıştır. Netice olarak ilgili dönemde Pazartesi ve Salı günü getirileri, Perşembe ve Cuma günü getirilerinden daha düşük seyrettiği gözlemlenmiştir¹¹⁰.

İnamlık, Berument ve Kıymaz çalışmasında İMKB’de haftanın günü etkisinin olup olmadığını GARCH modellemesiyle araştırmışlar. Günlük getiriler alınarak yapılan hesaplamalarda Pazartesi en dalgalı gün çıkarken Cuma günü en az dalgalı gün olarak bulunmuştur. Getirilere bakıldığı zaman ise Cuma en çok getiri kazandıran gün, Pazartesi en az getiri sağlayan gün (negatif etki) olarak belirlenmiştir¹¹¹.

¹⁰⁸ John Doyle, Catherine Chen, “The Wandering Weekday Effect in Major Stock Markets” **Journal of Banking & Finance**, C. 33, No: 8, Ağustos 2009, ss. 1388–1399.

¹⁰⁹ Kıvılcım Metin, Gülnur Muradoğlu, Bigehan Yazıcı, “İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Gün Etkilerinin İncelenmesi” **İMKB Dergisi**, Cilt 1, No: 4, 1997, ss.15-25.

¹¹⁰ İhsan T. Seler, “Haftanın Günleri: İMKB’ye Etkileri Üzerine Bir İnceleme”, **İktisat, İşletme ve Finans Yayınları**, Kasım 1996, Yayın no: 4, ss. 147-168.

¹¹¹ Ali İnamlık, Hakan Berument, Halil Kıymaz, “Borsa değişkenliğinde haftanın gün etkisi: İstanbul Menkul Kıymetler Borsası”, **İktisat İşletme ve Finans**, Cilt: 19, Sayı: 223, 2004, ss.91-102

1.3.1.2 Aylara ilişkin Anomaliler

Aylara ilişkin anomaliler, piyasalarda yılın belirli aylarında ya da ayların belirli dönemlerinde diğer dönemlere göre farklı (normalüstü veya düşük) getiri sağlanması olarak tanımlanabilir. Diğer bir ifadeyle, yılın herhangi bir ayında hisse senedi fiyatlarının diğer aylara göre devamlı olarak farklı hareket etmesi ve getirilerin sürekli yüksek ya da düşük olması piyasada aylara ilişkin anomali olduğunu ifade etmektedir.

Finans literatüründe yılın ayı etkisine ilişkin yapılan çalışmalarda, yüksek hisse senedi getirileri, fiyat artışları özellikle Ocak ayında görülmektedir. Çalışmalarda bu aydaki hisse senedi fiyatlarının yılın diğer aylarına göre yüksek oluşması “Ocak ayı etkisi” olarak ifade edilmektedir. Ocak ayı etkisinin nedenleri konusunda değişik fikirler olmasına rağmen en yaygın açıklama bu anomalinin vergi ile ilişkilendirilmesidir. Bu açıklamaya göre yatırımcılar yılsonunda vergilendirilebilir gelirden düşmek amacıyla zarar ettikleri hisse senetlerini Aralık ayında satarak (*tax-loss selling*) zararlarını realize etmektedirler. Dolayısıyla bu artan satışlar Aralık ayında fiyatların düşmesine neden olmaktadır. Tatilden sonra Ocak ayında ise portföye tekrar hisse alınması ile hisse senedi fiyatlarında aşırı bir yükseliş gözlemlenmektedir¹¹². Bazı çalışmalarda ise Ocak etkisinin nedeni olarak, yatırımcıların yılsonunda portföy ayarlaması, vitrin süslemesi (*window dressing*) gösterilmektedir. Bu yaklaşıma göre portföy yöneticileri yılsonu raporlarını daha cazip göstermek için kötü performans göstermiş, riskli hisseleri ve küçük firmaların hisselerini satarlar. Ocak ayında ise yeniden alışlara ve özellikle de spekülatif küçük şirketlerin hisselerini yüksek hacimlerde almaya başlayınca fiyatlar yükselmeye başlar. Bu da Ocak ayı etkisini ortaya çıkarır¹¹³.

Ocak ayı etkisi ilk olarak Rozeff ve Kinlay’in çalışmasında incelenmiştir. New York Borsasında işlem gören hisselerin 1904 – 1974 dönemini kapsayan çalışmada Ocak ayının ortalama getirisinin %3,5 iken diğer ayların ortalamasının %0,5 olduğunu,

¹¹² Murat Kıyılar, Cem Karakaş, “İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Zamana Dayalı Anomalilere yönelik bir İnceleme”, *Yönetim Dergisi, İ.Ü., İşletme İktisadi Enstitüsü*, Ekim 2005, Sayı 52, s.19

¹¹³Tahsin Özmen, “Dünya Borsalarında Gözlemlenen Dönemsel Anomaliler ve İMKB Üzerine Bir Deneme”, *SPK Yayınları*, Yayın No:61, 1997, s. 54.

yani Ocak ayının geriye kalan diğer aylara nispeten daha yüksek getiri sağladığı görülmüştür¹¹⁴.

Kohers ve Kohli 1991 yılında yaptığı çalışmada Ocak 1930 – Aralık 1988 dönemi S&P500 endeksi getirilerinde Ocak etkisini incelemişler. Küçük istisnalar olmakla, diğer aylara kıyasla Ocak getirisinin en yüksek olmakla beraber, getiri varyansı da bu ayda en küçük olmuştur. Endekste yer alan şirketlerin büyük şirketler olduğunu göz önünde bulundurursak, Ocak etkisinin sadece küçük şirketler için geçerli olmadığı da saptanmıştır¹¹⁵.

Ocak Ayı etkisi İstanbul Borsasında (eski adıyla İMKB) da geniş araştırılmıştır. Balaban çalışmasında, İMKB’de 1988-1993 döneminde Ocak, Haziran ve Eylül ayları için, yüksek pozitif getiriler bulmuştur. Ocak ayı getirisinin Haziran ve Eylül aylarından iki kat daha yüksek olduğu ama bunun istatistikî olarak anlamlı olmadığı belirtilmiştir. Yazara göre Ocak ayı etkisinin yukarıda da bahsedildiği gibi, vergiden kaçınma nedeni Türk piyasasında geçerli olamaz, çünkü bu dönemde sermaye kazançları ve kar payı getirileri vergiden muaftır¹¹⁶.

Atakan 2008 yılı çalışmasında İMKB’de haftanın günü ve Ocak ayı anomalilerini araştırmıştır. İMKB Bileşik 100 Endeksi’nin 1987-2008 dönemini kapsayan 5157 günlük veri setinde GARCH (1,1) modelinin kullanıldığı bu çalışmanın sonucunda,

“İMKB’nin Ocak ayı getirilerinde, diğer aylara göre istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde herhangi bir farklılaşmanın olmadığı tespit edilmiştir. Bununla beraber, Cuma günleri İMKB endeksinin getirisinin diğer günlere oranla ortalamadan yüksek, Pazartesi günü ise düşük olduğu saptanmıştır”¹¹⁷.

¹¹⁴Michael Rozeff, William Kinney, “Capital Market Seasonality: The Case of Stock Returns” **Journal of Financial Economics**, 3.4, 1976, ss.379-402.

¹¹⁵Kohers Theodor, Raj K. Kohli, “The Anomalous Stock Market Behavior of Large Firms in January: The Evidence from the S&P Composite and Component Indexes”, **Quarterly Journal Of Business & Economics**, C. 30, No. 3, 1991, ss.14-32.

¹¹⁶Ercan Balaban “İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Ocak Ayı Etkisi, Ömer Hayyam Etkisi ve Ümit Yaşar Etkisi” **İktisat İşletme ve Finans**, Cilt 10, Sayı 113, 1995, ss.75-88.

¹¹⁷Tülin Atakan, “İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’nda haftanın günü etkisi ve Ocak ayı anomalilerinin ARCH-GARCH modelleri ile test edilmesi”, **İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi**, Cilt 37, Sayı 2, 2008, ss.98-110.

Aytekin ve Sakarya 2014 yılında yaptığı çalışmada 1999-2013 dönemini kapsayan 15 yıllık dönemde Borsa İstanbul (BIST)'da işlem gören payların oluşturduğu 10 ayrı endekste (BIST 100, BIST 30, BIST Sanayi, BIST Gıda, vb.) Ocak ayı anomalisinin varlığını araştırmışlar. Güç oranı (*power ratio*) yöntemi ve tek yönlü varyans analizi kullanılarak yapılan çalışma sonucunda incelenen dönemde endekslerin aylık getirilerinin birbirinden farklı olduğu ve ilgili endekslerde Ocak ayı anomalisinin görüldüğü saptanmıştır. Bu sonuç incelenen dönem açısından BIST'de Ocak ayı anomalisi yaşandığı şeklinde yorumlanabilir¹¹⁸.

Piyasada Ocak ayı etkisinin varlığına rağmen, küçük firmaların hisselerinin alınıp satılmasında ortaya çıkan işlem maliyetleri, bu etkinin getirisini büyük ölçüde azaltabilmektedir. Ancak büyük fon yöneticileri işlem maliyetlerini düşürmek için küçük şirket hisse senetleri üzerine yazılmış future kontratlarını kullanmakla bu fırsattan getiri elde edebilmektedirler. Genel olarak bu anomali kar elde edilebilen herhangi bir stratejiye olanak sağlamaz ancak sınırlı da olsa ekonomik öneme sahiptir. Dolayısıyla, Ocak ayı etkisi piyasanın zayıf formda etkinliğine zarar vermektedir¹¹⁹.

1.3.1.3 Diğer Mevsimsel Anomaliler

Akademik çalışmalar piyasalarda Ocak ayı etkisinin yanısıra, ay dönümü etkisi, ay içi anomalisi, yıl dönümü etkisi ve tatil etkisinin olduğunu ortaya koymuştur.

Ay içi anomalisi kısaca, yılın bir ayına ait 30 günün ikiye bölünmesi ile hisse senetlerinin ayın ilk on beş günü ile ikinci on beş günlük dönemleri arasında oluşan getiri farklılıklarıdır. Bu konuda en kapsamlı çalışma Ariel'in 1987 tarihli araştırmasıdır. Ariel bu çalışmada, NYSE'in 1963-1981 dönemindeki her ayın ilk dokuz gününün ortalama getirilerini o ayın son dokuz gününün ortalama getirileri ile karşılaştırmış ve takvim ayının ilk yarısı ortalama getirilerin, ikinci yarısındaki ortalama getirilerden yüksek olduğunu gözlemlemiştir. Toplam getirinin büyük

¹¹⁸ Sinan Aytekin, Şakir Sakarya, "Ocak Ayı Anomalisi: Borsa İstanbul Endeksleri üzerine bir Uygulama", *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, Cilt 10, Sayı 23, 2014, ss.137-155.

¹¹⁹Baştürk, a.g.e., s.48

kısımının ayın ilk yarısında olduğu, ayın ikinci yarısının ise toplam getiriye katkısının sıfıra yakın olduğu sonucuna varmıştır¹²⁰.

Piyasada yılın herhangi bir ayının son günü ve sonraki ayın ilk birkaç gününde ayın diğer günlerine göre hisse senetlerinden daha yüksek getiri elde edilmesi “ay dönümü etkisi” olarak adlandırılır. Araştırmaların çoğunda, ayların birinci günü ile dördüncü günü arasında ve sonuncu günü ile sonraki ayın dördüncü günü arasındaki dönemde elde edilen getirilerin diğer zamanlardan daha fazla olduğu belirtilmiştir.

Lakonishok ve Smidt 1897 – 1986 dönemi için DJIA Sanayi endeksi’inde, her bir ay için günlük ortalama getiriler hesaplamışlardır. Önceki ayın son işlem günü ile sonraki ayın ilk işlem gününü kapsayan 4 günlük süreçte, büyük oranda pozitif ortalama getiriler bulunmuştur. İlgili dönemde ay sonundaki fiyat artışı toplam aylık fiyat artışını üstelemektedir. Çalışmada hem de tatil anomalisinin varlığı tespit edilmiştir¹²¹.

Tatillere ilişkin anomaliler, hisse senedi getirilerinin, tatillerden önce ve sonra olağanüstü hareket etmesi durumudur. Gözlem sonuçlarına göre tatil dönemlerinden önceki günlerde hisse senetleri, normalin üzerinde getiri sağlamaktadır. Bu etkiyi de araştıran birçok çalışma bulunmaktadır. Rogalski, resmi tatil sonrası getirilerle hafta sonu tatilleri getirileri arasında önemli farklılıklar bulmuş ve bunun sebebinin haftanın günleri ve firma büyüklüklerinden kaynaklandığını bildirmiştir. Pettengill ve Jordan ise, küçük firmalar için tatil öncesi getirilerin, büyük firmalar içinse tatil sonrası getirilerin önemli olduğunu ve tatil sonrası getirilerin, haftanın belirli bir gününe bağlı olmaksızın oldukça yüksek gerçekleştiğini belirtmişlerdir¹²².

Abdioğlu ve Değirmenci çalışmasında İMKB’de hisse senedi getirilerinde aylara ve tatillere ilişkin anomalilerin etkisi 2003-2012 ve alt dönemler itibariyle ampirik olarak araştırmıştır. Dönemsel anomalilerin araştırılmasında her bir anomaliyi test etmeye yönelik kukla değişkenler oluşturularak regresyon modellerine açıklayıcı

¹²⁰Robert A. Ariel, “A Monthly Effect in Stock Returns”, **Journal of Financial Economics**, C. 18, No.1, 1987, ss. 161-174.

¹²¹Lakonishok Josef, Seymour Smidt. “Are Seasonal Anomalies Real? A Ninety-year Perspective” **Review of Financial Studies**, 1.4, 1988, ss.403-425.

¹²²Güngör Bener, “Finans Literatüründe Anomali Kavramı ve Etkin Piyasalar Hipotezi”, **Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi**, 17, 1-2, 2003, s.116

değişken olarak ilave edilmiştir. Elde edilen ampirik bulgulara göre İMKB 100 endeksinde getiriler bakımından ay dönümü etkisi geçerli değildir. Ayrıca piyasada ilgili dönemde ay içi etkisinin, yıl dönümü etkisinin, dini ve resmi tatillerin de İMKB 100 endeksi getirileri üzerindeki etkisinin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır¹²³.

1.3.2 Şirket Bilgilerine ilişkin Anomaliler

Hisse getirilerinin mevsimsel anomalilerin yanısıra şirketin açıklanan bazı parametreleri de piyasa etkinliği ile uyuşmamaktadır. Bu anomalilere firma büyüklüğü etkisi, fiyat/kazanç oranı etkisi, piyasa değeri/defter değeri oranı etkisini, vb. ait edebiliriz.

1.3.2.1 Firma Büyüklüğü Etkisi

Firma büyüklüğü etkisi, düşük piyasa değerli (kapitalizasyonlu) şirket hisse senetlerinin, yüksek piyasa değerli şirket hisselerine göre piyasa ortalamasından daha yüksek getiri sağlaması durumudur (küçük firma primi). Diğer bir ifadeyle, yatırımcıların piyasa değeri küçük hisselerle yatırım yaparak piyasada normalüstü getiri elde etmesidir. Bu anomaliye ilişkin yapılan çalışmalar küçük şirketlerin büyük şirketlerden anlamlı düzeyde farklı getiri sağlayıp sağlamadığını belirleme yönündedir.

Reinganum yapmış olduğu çalışmada 1964-1978 dönemi günlük verilerinden şirket büyüklüğüne göre 10 ayrı portföy oluşturmuştur.

“Bu araştırmayı yapmanın amacı, küçük firma etkisinin şirketlerin beta katsayılarını yanlış tahmin etmekten kaynaklanabileceğine dair Roll’un görüşleridir. Reinganum portföy betalarını en küçük kareler ve toplam katsayılar yöntemleri ile hesaplamıştır. Analizler sonucunda küçük pazar değerine sahip hisse senetlerinden oluşan portföylerin getirilerinin diğerlerinden daha yüksek olduğu görülmüştür. Portföylerin betaları küçükten büyüğe doğru sıralandığında küçük pazar değerine sahip portföylerin betaları yüksek, dolayısıyla Sermaye Varlıkları Fiyatlama Modeli (CAPM) ile

¹²³Zehra Abdioglu, Nurdan Degirmenci, “İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Mevsimsel Anomaliler”, **Business and Economics Research Journal**, Cilt 4, Sayı 3, 2013, ss. 55-73

*hesaplandığında yüksek betalı hisselerin getirisi de yüksek (yıllık %20'nin üstünde) çıkmıştır*¹²⁴.

Classens, Dasgupta ve Glen çalışmalarında getiri anomalilerini test etmek amacıyla IFC'nin Gelişen Piyasalar Veri Tabanından (EMDB) alınmış 20 piyasanın hisse getirilerindeki hareketleri araştırmışlardır. Veri seti her ülke için farklı tarihlerden (bilgi ulaşımı imkanlarına göre) başlasa da bitiş tarihi olarak Aralık 1992, hisse senedi getirilerini etkileyen faktörler olarak firma büyüklüğü, işlem hacmi, kâr payı, fiyat/kazanç ve çapraz kur oranları alınmıştır. Bulgular, gelişen piyasalarda mevsimsel ve firma büyüklüğü anomalisinin bulunduğu ve piyasanın tahmin edilebilir olduğu yönündedir¹²⁵.

Fama ve French 1998 yılındaki çalışmasında, firma büyüklüğü etkisinin gelişmiş ekonomilerde olduğu gibi gelişen (emerging) ekonomilerde de geçerli olduğu yönünde sonuca ulaştılar. Yazarların incelediği 16 gelişen ülkenin büyük kısmında (on birinde) 1987-1995 döneminde küçük hisse senetleri büyüklerden daha yüksek getiri elde etmiştir. Dolar cinsinden hesaplanan ortalama getiri farkı eşit-ağırlıklı portföylerde yıllık %8.70, değer-ağırlıklı portföylerde %14.89, büyüklüğünde bulunmuştur¹²⁶.

Bu konuda Türkiye'de yapılan çalışmalarda ise, Gönenç ve Karan 1993–1998 döneminde 60 aylık bir süreyi ele aldıkları çalışmalarında İMKB'de işlem gören büyük ve küçük firma portföyleri arasındaki getirileri karşılaştırmışlardır. Bulgular diğer piyasalarda yapılmış çalışma sonuçlarından farklı çıkmıştır, büyük firma portföyleri küçük firma portföylerinden daha üstün performans göstermişlerdir¹²⁷.

Horasan yaptığı çalışmada 2000-2006 döneminde İMKB'de işlem görmüş 118 şirketin hisse fiyatlarında Ocak etkisi ve firma büyüklüğü etkisini araştırmıştır. Firma

¹²⁴Marc R. Reinganum, "A Direct Test of Roll's Conjecture on the Firm Size Effect", **The Journal of Finance**, Cilt 37, Sayı 1, Mart 1982, ss. 27-35.

¹²⁵Claessens Stijn, Dasgupta Susmita, Glen Jack, "Return behavior in emerging stock markets", **The World Bank Economic Review**, Cilt 9, Sayı 1, Ocak 1995, ss.131-151.

¹²⁶ Eugene F. Fama, Kenneth R. French, "Value Versus Growth: The International Evidence", **The Journal of Finance**, C. 53, 1998, ss.1975-1999.

¹²⁷Mehmet Baha Karan, Halit Gonenc, "Do Value Stocks Earn Higher Returns than Growth Stocks in an Emerging Market? Evidence from the Istanbul Stock Exchange", **Journal of International Financial Management and Accounting**, Cilt 14, 2003, ss.1-25

büyükliğünün getiri üzerindeki etkisini incelemek üzere firmalar küçük-orta ve büyük olarak ölçeklere ayrılmıştır. Yapılan regresyon analizlerinde önceki çalışmaları destekler nitelikte bir sonuca ulaşılmıştır. Bu çalışma sonucunda küçük firmalar büyük firmalara oranla daha fazla açıklayıcı güce sahip olduğu ortaya çıkmıştır¹²⁸.

1.3.2.2 Fiyat/Kazanç (F/K) Oranı Etkisi

F/K oranı etkisi; piyasada yüksek F/K oranına sahip hisse senetlerinin düşük F/K oranına sahip hisse senetlerinden daha az getiri sağlaması anomalisidir. Bu ilişki sistematik bir biçimde 1977 yılında Basu tarafından araştırılmıştır. Nisan 1957 – Mart 1971 tarihleri arasında New-York Borsasında işlem gören 1400’den fazla endüstri şirketinden oluşan bir veri seti ile yapılan çalışmada hisse senetlerinin yatırım performansları ile F/K oranları arasındaki ilişki incelenmiştir. Çalışmanın sonucunda “analizin gerçekleştiği dönemde düşük F/K oranına sahip hisse senetlerinden oluşan portföylerin yüksek F/K oranlı hisse senetlerinden oluşan portföylerden ortalama olarak daha yüksek mutlak ve riske göre düzeltilmiş getiri sağladığı görülmüştür”¹²⁹.

Cook ve Rozeff da “hisse senedi getirilerinin büyüklük ve F/K oranıyla ilişkili olup olmadığını araştırmışlardır. Çalışmada 1964 – 1981 döneminde NYSE’de işlem gören hisse senetleri verileri kullanılmıştır. Ampirik sonuçlar riske göre düzeltilmiş getirileri açıklayan üç temel etkinin varlığını ortaya koymaktadır. Bunlar F/K Oranı Etkisi, Ocak Ayı Etkisi ve Büyüklük Etkisi’dir. Çalışmada büyüklük ve F/K oranı etkilerinin arasında herhangi bir etkileşimin olmadığı, bu etkilerin ayrı olarak var olduğu sonucuna ulaşılmıştır”¹³⁰.

Goodman ve Peavy çalışmasında “S&P 400’den rastgele seçtikleri 125 firmanın hisselerini Ocak 1970 – Haziran 1980 dönemi için incelemişlerdir. İlgili dönemde en düşük F/K’ya sahip portföylerin ortalama çeyrek dönem aşırı getirileri sistematik

¹²⁸Mukadder Horasan, “Firma Büyüklüğünün Hisse Senedi Getirilerine Etkisi”, **Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi**, Cilt:11, Sayı:1, 2008, ss.327-339

¹²⁹ Sanjoy Basu, “Investment Performance of Common Stocks In Relation to Their Price-Earnings Ratios: A Test of The Efficient Market Hypothesis”, **The Journal of Finance**, 1977, 32.3, ss.663-682

¹³⁰Thomas J. Cook, Michael S. Rozeff “Size and Earnings/Price Ratio Anomalies: One Effect or Two?” **The Journal of Financial and Quantitative Analysis**, C.19, No:4, Aralık 1984, ss.449-466.

riske göre hesaplanan ortalama getiriden anlamlı olarak %2,8 daha yüksek sonuçlandığı görülmektedir. En yüksek F/K oranına sahip portföyün çeyrek dönem aşırı getirisi sistematik riske göre hesaplanan getiriden %2,42 oranında daha az bulunmuştur”¹³¹.

Stanley ve Kinsman, 31 Aralık 2007 tarihinde sona eren 5 yıllık bir dönem için Alman hisse senedleri piyasasında cari F/K, Fiyat/Normalleştirilmiş kazanç ve PD/DD oranlarına göre belirlenmiş düşük değerli portföyleri yüksek değerli portföyler ve endeks portföyle mukayese etmişler. Bunun yanında aynı fiyat oranlarına göre belirlenmiş vadeli portföylere ait riske göre düzeltilmiş getirilerin pozitif olup olmadığı da test edilmiştir. Çalışma sonucunda düşük PD/DD ve fiyat/normalleştirilmiş kazanç oranlarına göre oluşturulan portföyler, endeks portföye göre mutlak getiri açısından daha iyi performans gösterdiği gözlemlenmiştir. Ancak düşük F/K, Fiyat/Normalleştirilmiş Kazanç ve PD/DD oranlarına göre oluşturulan her üç portföyün Sharpe performans ölçütleri endeks portföyüne göre daha düşük bulunmuştur¹³².

F/K oranı anomalisi Türkiye sermaye piyasalarında da araştırılmıştır. Karan, Basu'nun uyguladığı yöntemini kullanarak İMKB'de F/K oranı etkisini araştırmıştır.

“Çalışmada CAPM'e uygun olarak portföylerin getirileri arttığında risklerinin de arttığı gözlenmiş, çeşitli F/K oranlarına sahip portföylere Sharpe, Treynor ve Jensen kriterleri uygulanmış ve F/K oranı anomalisi araştırılmıştır. Çalışma neticesinde İMKB'de istatistiksel olarak anlamlı bir düzeyde F/K oranı etkisinin olduğu saptanmıştır. Buna göre İMKB'de en düşük F/K oranına sahip portföylere yatırım yapıldığında uzun vadede yüksek getiri elde edilebilmektedir”¹³³.

¹³¹David A. Goodman, John W. Peavy, “The Interaction of Firm Size and Price-Earnings Ratio on Portfolio Performance”, **Financial Analysts Journal**, Cilt 42, No: 1, 1986, ss. 9-12.

¹³²Darrol J. Stanley, Michael D. Kinsman, “The Efficient Market Hypothesis, Price Multiples, And The German Stock Market”, **International Business & Economics Research Journal (IBER)**, C.8, No:1, 2009, ss.31-40.

¹³³Mehmet B. Karan, “Hisse Senetlerine Yapılan Yatırımların Performanslarının Fiyat/Kazanç Oranına Göre Değerlendirilmesi: İMKB üzerine Ampirik bir Çalışma”, **İktisat İşletme ve Finans**, Cilt 11, Sayı 119, 1996, ss.26-35

İçke ve Aytürk çalışmasında ise İMKB gelişmiş ve gelişen hisse senedi piyasalarında Nisan 2001 – Mart 2009 döneminde F/K oranı anomalisini araştırarak farklı sonuçlar varmışlar. Çalışmada F/K oranı etkisinin test edilmesinde Black, Jensen ve Scholes'un 1972 yılındaki çalışmalarında öne sürdükleri ve literatürde yaygın olarak kullanılan zaman serisi regresyon analizi kullanılmıştır. Çalışma sonucunda, F/K oranına dayanan yatırım stratejisinin istatistiksel olarak anlamlı normalüstü getiri sağlamadığı ve ilgili dönemde İMKB'de F/K oranı anomalisinin geçerli olmadığı tespit edilmiştir. Bu sonuç, İMKB'nin zayıf formda etkin bir piyasa olduğuna ilişkin bir kanıt niteliği taşımaktadır¹³⁴.

1.3.2.3 Piyasa Değeri/Defter Değeri (PD/DD) Oranı Etkisi

PD/DD oranı, bir şirketin hisse senedi piyasa değerinin (fiyatının), hisse senedi başına öz sermaye değerine bölünmesiyle elde edilir. Ampirik çalışmalarda bu oranın düşük olduğu hisse senetlerine yatırım yapıldığında normalüstü getiri elde edilebileceği belirlenmiştir.

Piyasa Değeri/Defter Değeri etkisi, küçük PD/DD oranına sahip şirketlerin hisse senetlerinin (değer-value hisseleri) yüksek PD/DD oranına sahip şirketlerin hisse senetlerinden (büyüme-growth hisseleri) daha fazla getiri sağlaması durumudur. PD/DD etkisinin var olup olmadığını test etmek için başvurulan geleneksel bir yöntem PD/DD oranlarına göre farklı portföyler oluşturup bu portföylerin getirilerinin sistematik farklılıklar gösterip göstermediğine bakmaktır.

PD/DD oranını kullanarak hisse senedi getirilerinin tahmin edilebileceği görüşünü ilk defa detaylı Rosenberg, Reid ve Lanstein araştırmıştır. “Çalışmada 1973 – 1984 dönemi 1400 şirketin verileri kullanılmış, PD/DD oranı ile gelecekteki hisse senedi getirileri arasında önemli bir pozitif korelasyon olduğu görülmüştür. Araştırma sonunda yüksek düzeyde anlamlı sonuçlar elde edilmiş ve düşük PD/DD oranına göre portföy oluşturmanın gerçekte iyi bir yatırım stratejisi olduğu öne sürülmüştür

¹³⁴Başak T. İçke, Yusuf Aytürk, “Fiyat – Kazanç Oranı Etkisinin Değer Yatırım Stratejileri Kapsamında analizi: İMKB için Ampirik bir uygulama”, **Öneri dergisi**, Cilt 9, Sayı 35, ss.103-115

ve bunun etkin piyasalar kuramını reddeden bir bulgu olduğu ifade edilmiştir¹³⁵. Fama ve French 1992 yılında yapmış oldukları çalışmada pazar portföyünün getirisinin yanı sıra, şirket büyüklüğü ve PD/DD oranının hisse senedi getirilerindeki değişimin önemli bir kısmını açıklama kabiliyetine sahip olduğunu belirlemişlerdir. 1998 yılı çalışmasında ise bu etkiyi detaylı incelemişlerdir. Fama ve French araştırdıkları bu çalışmada 13 gelişmiş ülke borsalarından 12 tanesinde, 1975-1995 döneminde, değer hisse senetlerinden (düşük PD/DD) oluşan küresel portföyler büyüme hisse senetleri (yüksek PD/DD) portföylerinden ortalama olarak yıllık % 7.68 oranında daha yüksek getiri sağladığını saptamışlardır¹³⁶.

Lam çalışmasında Fama ve French'in yaklaşımını kullanarak hisse getirilerinin DD/PD oranı, F/K oranı, kaldıraç ve şirket büyüklüğü arasındaki ilişkisini araştırmıştır. 1980-1997 dönemi için Hong Kong borsasında (SEHK) işlem gören 100 şirketin hisse senetlerinin ortalama aylık getirilerinin kesitlerarası (cross-sectional) dağılımını açıklamada hisse senedi betalarının etkisiz olduğunu, ama buna karşılık DD/PD, firma büyüklüğü ve fiyat/kazanç oranlarının istatistiksel olarak anlamlı sonuçlar verdiğini bulmuştur¹³⁷.

Yıldırım çalışmasında 1990-2002 döneminde İMKB de firma büyüklüğü ve defter değeri-piyasa değeri (DD/PD) etkilerini araştırmıştır:

“Bu iki etkiyi birbirinden ayırarak inceleyebilmek için hisse senetleri, firma büyüklüğü ve PD/DD oranlarının ortanca değerlerine göre sınıflandırılarak özgün portföyler oluşturmuştur. Her yıl sonu yeniden oluşturulan bu portföylerin ele alınan 12 yıllık dönem sonundaki getirilerine bakıldığında İMKB de firma büyüklüğü etkisi (küçük firma primi) ve DD/PD etkisi (değer-value hisseleri primi) olduğu bulunmuştur”¹³⁸.

¹³⁵Barr Rosenberg, Kenneth Reid, Ronald Lanstein, “Persuasive Evidence of Market Inefficiency”, **The Journal of Portfolio Management**, Cilt 11, Sayı 3, 1985, ss.9-16

¹³⁶Eugene F. Fama ve Kenneth French, “Value Versus Growth: The International Evidence”, **The Journal of Finance**, Cilt 53, Sıra 6, 1998, ss.1975-1979

¹³⁷Keith Lam, “The Relationship Between Size, Book-to-Market Ratio, Earnings-Price Ratio, and Return for the Hong Kong Stock Market”, **Global Finance Journal**, C.13, No:2, 2002, ss.163-179

¹³⁸Nuri Yıldırım, “Firma Büyüklüğü ve Defter Değeri-Piyasa Değeri Etkileri: İMKB Örneği”, **İMKB Dergisi**, Cilt:8, Sayı:31, 2004, ss. 12-13.

1.3.2.4 Şirket Bilgilerine ilişkin diğer Anomaliler

Piyasalarda yukarıda belirtilen anomalilerden başka ihmal edilmiş hisse senedi etkisi, aşırı ve yetersiz tepki anomalisi ve diğer teknik anomaliler gözlemlene bilmektedir. İhmal edilmiş firma etkisi, analistler tarafından ihmal edilerek daha az tavsiye edilmiş (işlem görmüş) hisse senetlerinin diğer hisse senetlerine kıyasla daha yüksek getiri sağlaması olarak tanımlana bilir¹³⁹. Bu etki ile ilgili çalışmalarda, popüler olmayan hisse senetlerinin popüler hisse senetlerine oranla daha yüksek performans gösterdiği sonucuna varılmıştır.

Arbel, Carvell ve Strebel yaptıkları çalışmada S&P500 Endeksi'nin 1971-1980 döneminde ihmal edilmiş şirket getirilerini incelenmişler. Bunun için S&P'in yayınladığı kurumsal yatırımcıların hisse senetlerini elde tutma verilerini kullanarak 510 hisse senedine ait kurumsal yoğunluk sıralamasını oluşturmuş ve hisse senetlerini yoğunluk sıralamasına göre üç alt gruba ayırıp araştırmışlar. Netice olarak S&P500 endeksinde 10 yıllık bir dönem boyunca uzmanların ilgisini çekmeyen ihmal edilmiş hisse senetleri yatırımcılarına daha yüksek bir risk altında yıllık ortalama %20.84 getiri sağlarken, yakından izlenen ve çokça tercih edilen hisse senetleri yıllık ortalama %10.36 getiri sağlamışlardır. Araştırmacılar, ihmal edilmiş hisse senedi etkisinin sağladığı bu aşırı getirinin bilgi eksikliği primi (*Information Deficiency Premium*) olarak açıklanabileceğini belirtmişlerdir¹⁴⁰.

Karan Ocak 1996-Aralık 1998 dönemi verilerini kullanarak İMKB'de ihmal edilmiş firma etkisini, ihmal edilmiş senetlere yatırım yapan yatırımcıların diğerlerine göre daha fazla getiri sağlayıp sağlamadığını araştırmıştır:

“İhmal edilmiş ya da popüler hisse senetlerinin seçimi, İMKB aracı kurumlarının o hisse senedine ilişkin yaptığı ortalama işlem hacmine esasen belirlenmiştir. İMKB’de en çok işlem yapan 10 aracı kurumun yaptığı tüm işlemler incelenmiş ve aylık alış ve satış ortalamalarına göre hisse senetleri sınıflandırılmıştır. Aracı kurumların en çok işlem yaptıkları hisse senetleri

¹³⁹Craig G. Beard, Richard W. Sias, “Is There a Neglected-Firm Effect?”, **Financial Analysts Journal**, Cilt 53, Sayı 5, 1997, ss.19-23.

¹⁴⁰Arbel Avner, Steven Carvell, Strebel Paul, “Giraffes, Institutions and Neglected Firms”, **Financial Analysts Journal**, Cilt 39, Sayı 3, ss. 57-63.

popüler, çok az işlem yaptıkları ise ihmal olarak adlandırılmıştır. Çalışma sonucunda ilgili dönemde İMKB’de ihmal edilen şirket etkisinin var olduğu, yani ihmal edilmiş hisselerin diğer gruplara göre normalüstü getiri sağlarken, en kötü performansı popüler hisse senetlerinin gösterdiği bulunmuştur”¹⁴¹.

Aşırı tepki anomalisi, hisse senedi hakkında ulaşan bilgilere yatırımcıların aşırı tepki göstermesidir. Şirket hakkında olumlu bir bilgi (haber) fiyatları çok yükseltebilecek bir bilgi olmamasına rağmen, yatırımcılar tarafından çok yüksek değerlendirilir ve hisse fiyatı aniden yükselir (hisse değerlenir). Veya şirket hakkında olan olumsuz bilgiye yatırımcılar aşırı tepkiyle işlem yapıp fiyatları düşürebilirler. Piyasanın aşırı tepki verdiği zaman, bunun geriye normal fiyatlara dönüşmesi ortalama üç yıl gibi bir sürede gerçekleştiği için fiyat hareketleri öngörülebilir. Bu durumu kullanan yatırımcılar EPH’e aykırı olarak, piyasada ortalamanın üstünde getiri elde edebilirler. Genellikle aşırı tepki anomalisi gözlemlenen bir piyasada, önceki dönemde kaybettiren hisse senetlerini satın almak, kazandıran hisse senetlerini satmak şeklinde yatırım stratejisi (ters yönlü yatırım stratejisi) belirlenebilir. Bununla piyasanın ortalamasının üstünde getiri sağlanabilecektir ve bu yukarıda belirttiğimiz gibi, piyasa etkinliğinden bir sapmadır¹⁴².

Aşırı tepki anomalisi ilk olarak De Bondt ve Thaler’in çalışmasıyla literatüre kazandırılmıştır. De Bondt ve Thaler NYSE’da Ocak 1933 – Aralık 1980 dönemini ele aldıkları çalışmalarında “etkin piyasalar hipotezine aykırı olarak yeni bir anomalinin varlığından bahs etmişler. Bulgular, yatırımcıların hisse senedi fiyatlarını, aldıkları yeni bilgi çerçevesinde değerlendirirken şirketlerin nakit akışı ve kazançları ile ilgili beklentilerinde büyük bir değişme yaratan çok iyi ya da çok kötü haberlere aşırı tepki vermekte olduklarını, bu aşırı tepkiyi ise, 3-5 yıl gibi çok uzun bir sürede düzelttiklerini ortaya koymaktadır”¹⁴³.

¹⁴¹Mehmet B. Karan, “İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Anomalisi”, **Ege Ekonomik Bakış Dergisi**, Cilt: 1, Sayı: 2, 2001, s. 86.

¹⁴²Şerafettin Sevim, Birol Yıldız, Soner Akkoç, “Aşırı Tepki Verme Hipotezi ve İMKB Üzerine Ampirik Bir Çalışma”, **İMKB Dergisi**, Cilt:9, Sayı:35, 2007, s. 25

¹⁴³Werner De Bondt, Richard Thaler, “Does the Stock Market Overreact?”, **The Journal of Finance**, Cilt 40, Sayı 3, Temmuz 1985, ss.793-805.

Literatürde, aşırı tepki anomalisine ilişkin birçok çalışma vardır. Barak çalışmasında aşırı tepki anomalisinin Türkiye piyasasında da geçerliliğini araştırmış ve elde edilen bulguları davranışsal finans modelleri kapsamında değerlendirmiştir. Ocak 1992-Aralık 2004 dönemi İMKB'nin fiyat davranışı, oluşturulan hipotez testleri ile ampirik olarak analiz edilmiştir. Araştırmada, uzun dönem aşırı tepki anomalisini ölçmek üzere, 5 yıllık kazanan/kaybettiren portföyler oluşturulmuş ve bu portföylerin takip eden 5 yıldaki performansları gözlenmiştir. Elde edilen sonuçlarla, geçmişte kazandıran hisse senetlerinden oluşan portföylerin takip eden dönemde kaybettirdiği ya da daha az kazandırdığı, kaybettiren portföylerin ise takip eden dönemde kazandırdığı saptanmıştır¹⁴⁴.

Yetersiz (eksik) tepki anomalisi, yatırımcıların hisse senetleri fiyatları ile ilgili bazı bilgi ya da haberlere (kazanç açıklamaları gibi), 1-12 aylık dönemde yetersiz ilgi göstermesi durumudur. Bu hata takip eden dönemlerde düzeltiliyor ancak bu süreçte yatırımcılar daha yüksek kar sağlayabilirler. Yani, yeni bilgilerin fiyata yavaş yansımaya süreci modellenabilir (öngörülebilir) ve normalüstü getiri elde etme imkânı doğa bilir.

Yatırımcıların yeni bilgiye geç tepki vermesi, geçmişte kazanan (kaybeden) hisse senetlerinin gelecekte de kazanmaya (kaybetmeye) devam etmesine neden olmaktadır. Dolayısı ile kazanan hisselerin alınması ve kaybedenlerin satılması ile oluşturulacak portföy stratejisiyle (momentum stratejisiyle) kısa vadede yüksek getiri sağlamak mümkün olmaktadır¹⁴⁵.

Yatırımcıların bazen cari kazançların içerdiği gelecek kazançlara ilişkin bilgiye düşük reaksiyon gösterdiği ilk olarak Bal ve Brown tarafından ortaya konulmuş, Bernard ve Thomas'ın araştırması da kazanç duyurularına ilişkin düşük tepki etkisini doğrulamıştır¹⁴⁶.

¹⁴⁴ Osman Barak, "İMKB'de Aşırı Reaksiyon Anomalisi ve Davranışsal Finans Modelleri Kapsamında Değerlendirilmesi", **Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, Cilt 10, Sayı 1, 2008, ss.207-229.

¹⁴⁵ Osman Barak, "Hisse Senedi Piyasasında Fiyat Anomalileri; Eksik Reaksiyon ve Aşırı Reaksiyon", **World of Accounting Science**, Cilt 10, Sayı 2, 2008, s.146

¹⁴⁶Barak, **a.g.e.**, s.147

Jegadeesh ve Titman çalışmasında, 1965–1989 yılları arasındaki 6 aylık dönemlerde hisse senetlerinin getirilerinde pozitif otokorelasyon olduğunu belirtmişlerdir. Çalışmada hisse senetlerinin son 6-12 aylık getirilerine göre sıralandığında, kazandıranların (kaybettirenlerin) sonraki 6-12 aylık dönemde de kazandırmaya (kaybettirmeye) devam ettiğini, kazandıran ve kaybettiren portföy arasındaki getiri farkının %12.01 olduğunu bulmuşlardır. Diğer bir ifadeyle, bu hisse senetlerine verilen tepki, anında verilmemekte, zamana yayılmaktadır. Yani yetersiz tepki verilmektedir¹⁴⁷.

1.3.3 Yüksek Frekanslı İşlemler (High Frequency Trade)

Yüksek Frekanslı İşlem (YFİ), her işlemden küçük miktar – bir kaç baz puan kazanan işlemleri yüksek hacimde yaparak kazanç sağlama stratejisidir. ABD Menkul Kıymetler Borsa Komisyonu (SEC) yüksek frekanslı işlemleri, günlük bazda yüksek işlem hacmi türeten stratejiler olarak tarif etmektedir¹⁴⁸. Bu işlemlerin aşağıdaki özellikleri vardır¹⁴⁹:

- Emirlerin türetilmesi, takibi ve uygulanması için olağandışı yüksek hızlı ve gelişmiş (s sofistike) bilgisayar yazılımlarının kullanılması,
- Şebekeden (ağdan) veya diğer sebeplerden kaynaklı bilecek gecikmeleri azaltmak için borsalar tarafından verilen kolokasyon hizmetlerinin kullanılması,
- İşlem gününü mümkün kadar düz pozisyonda yani, askıda, hedge edilmemiş, uygulanmamış emir kalmadan bitirmek
- Çok küçük zaman biriminde pozisyon alma ve uygulama,
- İptal edilen emirlerin anında işleme alınması

Yapılan çalışmalar, YFİ'nin düşük spread'ler dolayısıyla piyasaya likidite ve derinlik kazandırdığını ortaya koymuştur. Ama bu likiditenin yanı sıra bazı yatırımcıların bu işlemlerle arbitraj imkânlarını kolladıkları ve kurulan stratejilerle, özellikle foreks piyasasında, normalüstü getiri elde ettikleri de bilinmektedir.

¹⁴⁷Narasimhan Jegadeesh, Sheridan Titman, "Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency", **The Journal of Finance**, Cilt 48, Sayı 1, 1993, ss.65-91.

¹⁴⁸ SEC Concept Release on Equity Market Structure, 75 Fed. Reg. 3603, January 21, 2010, s.45

¹⁴⁹ Charles M. Jones, "What do We Know about High-Frequency Trading?", Columbia Business School **Research Paper** No. 13-11, Mart 2013, s.5

Manahov, Hudson ve Gebka 2013 yılı çalışmasında yüksek frekanslı işlemlerin döviz (foreks) piyasasında piyasa etkinliğine ve teknik analize etkisini araştırmışlar. Piyasada en çok işlem gören döviz çiftlerinin (EUR/USD, USD/JPY, GBP/USD, vb.) bir dakika frekanslı işlemleri STGP (Strongly Typed Genetic Programming) algoritmasıyla, parametrik ve parametrik olmayan modeller ile araştırılmıştır. Daha sonra bu modellerin tahminleri ile gerçekleşmiş değerler karşılaştırılmıştır. Ampirik bulgular, yüksek frekanslı işlemlerde STGP tahmin tekniğinin geleneksel ekonometrik modellerden daha iyi tahminleme gücüne ve normalüstü getiri imkânlarını sahip olduğunu ortaya koymuştur. Normalüstü getiriler istatistiksel olarak ve işlem maliyetleri dahi hesaba katıldığında ekonomik olarak anlamlı bulunmuştur¹⁵⁰.

Zhang çalışmasında, yüksek frekanslı işlemlerin hisse volatilitesinin tahminine ve hisse fiyatının bilinmesine (price discovery) etkisini araştırmıştır. Bulgular YFİ'lerin hisse volatilitesini arttırdığını, özellikle, büyük kurumsal yatırımcıların elinde olan, yatırım yapılabilir hisselerde yapılan YFİ ile hisse volatilitesi arasında pozitif korelasyon bulunmuştur. Fiyat öngörüsü ile ilgili, YFİ'lerin hisse kazançları bilgilerine tepki gösterdiği, dolayısıyla tahminlemede belirleyici olabileceği saptanmıştır¹⁵¹.

Yukarıda incelenen piyasa etkinliği eleştirileri ve anomaliler Etkin Piyasa Hipotezini geçersiz kılmamış, aksine katkılarla zenginleştirmiştir. Fama 1991 yılında yayınladığı “Etkin Sermaye Piyasaları 2” çalışmasında etkin piyasa hipotezine karşı o zamana kadar yapılmış eleştirilere cevap niteliğinde bazı düzeltmeler ve eklemeler yapmıştır. Zayıf formda etkinlik testlerinin yerine temettü getirileri ve faiz oranları gibi değişkenlerle getirilerin tahmin edilmesini ihate eden “getirilerin tahmin edilebilirliği testleri”ni, fiyatların kamuyu bilgilendirici duyurulara göre ayarlanmasını inceleyen yarı güçlü form testleri yerine “olay çalışmalarını”, bazı yatırımcıların menkul kıymetin piyasa fiyatı dışındaki bilgileriyle ilgilenen güçlü

¹⁵⁰Viktor Manahov, Robert Hudson, Bartosz Gebka, “Does high frequency trading affect technical analysis and market efficiency? And if so, how?”, **Journal of International Financial Markets, Institutions & Money**, Cilt 28, Ocak 2014, ss.131–157

¹⁵¹ Frank Zhang, “High-Frequency Trading, Stock Volatility, and Price Discovery”, Working Paper, 2010, SSRN 1691679

form testleri yerine “özel bilgi testler”ini kullanmayı önermiştir. Ayrıca çalışmada Fama eleştirilerin etkin piyasa hipotezini zaafa uğratmadığını aksine katkılarla güçlendirdiğini, anomalilerin her kes tarafından bilindiği için normalüstü getiri imkânı sağlamayacağı için piyasa etkinliğini desteklediğini belirtmiştir.

EPH ile ilgili tartışmalar daha uzun yıllar devam edebilir. Modern ekonometrik tekniklerle ulaşılan fiyatların rassal yürüyüş izlediğine dair sayısız örnek ve kısa vadeli otokorelasyonun düşük olması EPH lehindeki en önemli kanıtlardır. Teknik altyapı gelişmelerinin finansal piyasaları güçlendirerek daha da etkin hale getirmesi beklenmektedir.



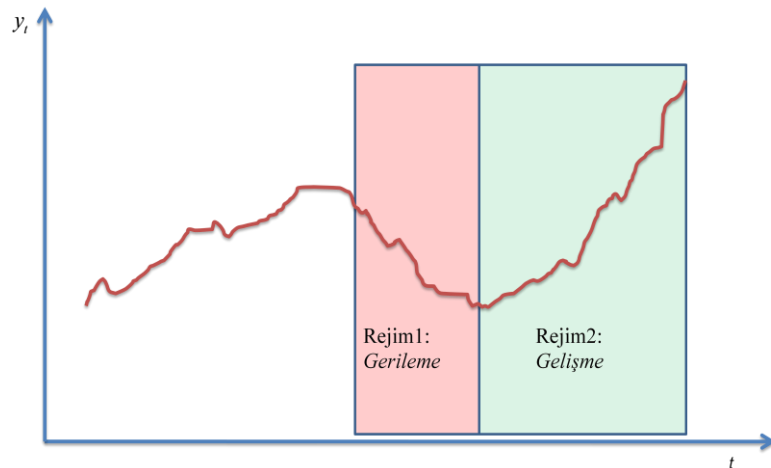
2. BÖLÜM

FİNANSTA UYGULANAN DOĞRUSAL OLMAYAN ZAMAN SERİSİ YÖNTEMLERİ

Ekonomik hayatta göstergelerin veya genel ekonominin dalgalanması kaçınılmazdır. Bu dalgalanmaların inişleri, durgunluk veya küçülme olup, “resesyon rejimi”ni, çıkışları ise gelişme süreci olup, “büyüme rejimi”ni oluşturmaktadır. Böyle dalgalanmaları analiz ederken önemli olan ekonominin büyüme veya küçülme süreçlerinin hangi noktasında olduğudur. Bununla sonraki adımı planlamak mümkün olacaktır. Klasik doğrusal zaman serisi yöntemleri bu konuda yetersiz kaldığından böyle süreçlerin analizinde daha kompleks doğrusal olmayan (*nonlinear*) zaman serisi yöntemleri kullanılmaktadır.

Finansal zaman serileri (hisse getirileri, endeksler, vb.) piyasa sürçmeleri, işlem maliyetleri, açığa satış ve borçlanma kısıtları, vb. sebepler, piyasa oyuncularının davranışları ve varsayımlardan sapmalar dolayısıyla asimetrik ve doğrusal olmayan (*nonlinear*) yapı sergilemektedir. Mesela, bazı ekonomik ve finansal değişkenler düştüğü şekilde (oranda) yükselmez. Borsada hisse senetlerinin fiyatlarında inişler ani olurken, çıkışlar daha uzun bir zamana yayılır. Böyle asimetrik durumların doğrusal olarak modellenmesi zordur ve tahmin edilenden daha büyük yanılgılara yol açabilir.

Şekil 1: Ekonomide gözlemlenen rejimler



Geliştirilen yeni istatistiksel ve ekonometrik metodlar bu alanda yapılan araştırmalarda sıklıkla uygulanmaktadır. Doğrusal olmayan zaman serisi yöntemlerine de son dönemlerde iktisat ve finans çalışmalarında çok sık raslanmaktadır.

Bir zaman serisi değişkeninin doğrusal olmaması (*nonlinearity*) ya koşullu ortalamadan, ya koşullu varyansdan veya her ikisinden kaynaklanmaktadır. Eğer doğrusal olmama durumu sadece koşullu varyans'tan kaynaklanıyorsa, bu süreçler Engel tarafından geliştirilmiş otoregresif koşullu heteroskedastisite (ARCH) modelleri ile modellenirler¹⁵². Ortalamada doğrusal olmayan zaman serileri ise, eşik modelleri (TAR), Markov rejim değişim, vb. modellerle modellenirler.

Doğrusal ve doğrusal olmayan zaman serileri için böyle ayırım yapılabilir: Doğrusal zaman serilerinde tahmin hatalarının arasında korelasyon olmadığı varsayılır ama hataların bağımsız ve özdeş dağılmış (iid) olmaları şart değildir. Doğrusal olmayan zaman serilerinde de tahmin hataları iid varsayılır, ama tahmin hatalarıyla gözlemlenen zaman serileri arasında doğrusal olmayan bir ilişki olabileceği kabul edilir¹⁵³.

Son yıllarda farklı rejimler içeren parametrik zaman serisi modelleri hızla gelişmeye başlamıştır. Kavramsal olarak bu rejim değişim modelleri, her biri bir rejime denk gelen doğrusal modeller kümesi olarak düşünülebilir. Rejim değişim modelleri rejimin zamanla değişmesi sürecine göre farklılık göstermektedir. Modelleri kabaca iki sınıfta gruplandırabiliriz. Birinci grup modeller rejimlerin gözlemlenebilir x_t değişkeni ile karakterize edilir. Bu modeller aşağıdaki denklem gibi yazılabilir, ama burda $\phi_j(x_t)$ ($j=0, 1, \dots, p$) değişkeni x_t değişkeninin parametrik fonksiyonudur:

$$y_t = \phi_0(x_t) + \phi_1(x_t)y_{t-1} + \dots + \phi_p(x_t)y_{t-p} + \varepsilon_t$$

Burda belirtmek gerekir ki, geçmişte ve şimdi gözlemlenen rejimler bu durumda kesin bilinmektedir.

¹⁵²Mubariz Hasanov, Tolga Omay, "Nonlinearities in Emerging Stock Markets: Evidence from Europe's Two Largest Emerging Markets", **Applied Economics**, 40, 2008, s.2645

¹⁵³John Campbell, Andrew Lo, Craig MacKinlay, **The Econometrics of Financial Markets**, Princeton NJ, Princeton University Press, 1997, s. 469

İkinci grupta olan modeller rejimin kesin gözlemlenemediğini, ama gözlemlenemeyen s_t stokastik süreç ile belirlendiğini varsayar. Bu o demektir ki, belli bir zamanda her hangi bir rejimin olmasından emin değiliz ama sadece farklı rejimlerin olması olasılıklarını belirleyebiliriz. Bu grup modellerin önemli üyelerinden biri Hamilton tarafından popülerize edilen, s_t 'nin küçük sayıda olası durumlarla aşağı derece Markov zinciri sürecini izlediğini varsayan Markov değişim (Markov-Switching) modelidir¹⁵⁴.

Bu çalışmada birinci sınıf modellerinden olan eşik geçiş modelleri incelenmiştir.

2.1 Eşik Otoregresif Modeller (*Threshold Autoregressive Models-TAR*)

Eşik otoregresif modeller (TAR) ilk defa Tong ve Lim tarafından finans literatürüne kazandırılmış olup daha sonra ise Tsay, Chan ve Hansen'in farklı yıllardaki teorik ve ampirik çalışmalarıyla geliştirilmiştir.

Bu modeller belli bir eşik değer (threshold) belirleyerek, finansal zaman serilerinde rejim/durum değişimlerini belirlemektedir. Eşik parametresinin kuramsal ya da mantıksal gerekçelere dayanarak önceden bilinmesi, tahmin edilmesi mümkündür. Eşiğin ayırdığı her bir rejim kendi içinde doğrusal kalırken, serinin bütünü doğrusal olmayan özellikler sergileyebilmektedir. TAR modeller, eşik değer aşıldığında rejim değişikliklerinin aniden gerçekleştiğini varsaymaktadır.

İki rejimli bir TAR modeli aşağıdaki gibi tanımlanabilir:

$$y_t = \begin{cases} \varphi_{0,1} + \varphi_{1,1}y_{t-1} + \varepsilon_t & \text{eğer } y_{t-1} \leq c \\ \varphi_{0,2} + \varphi_{1,2}y_{t-1} + \varepsilon_t & \text{eğer } y_{t-1} > c \end{cases}$$

Bu denklem sisteminde $\varphi_{0,1}$ ve $\varphi_{1,1}$ birinci rejimin parametrelerini; $\varphi_{0,2}$ ve $\varphi_{1,2}$ ise ikinci rejimin parametrelerini, c ise eşik değerini göstermektedir. Her iki rejimde de

¹⁵⁴ Dick van Dijk, **Smooth Transition Models: Extensions and Outlier Robust Inference**, Tinbergen Institute Research Series, Book No: 200, 1999, s.3

ε_t hata terimlerinin bağımsız ve özdeş dağıldığı (*iid*) ve beyaz gürültü (white noise) özelliklerine sahip stokastik seri olduğu varsayılmaktadır¹⁵⁵.

$$x_t = (1 \ y_{t-1} \ \dots \ y_{t-p})', \text{ ve } x_t(c) = (x_t' I(y_{t-1} \leq c) \ x_t' I(y_{t-1} > c))'$$

olsun, bu zaman yukarıdaki denklem bu şekilde yazılabilir:

$$y_t = x_t' \varphi_1 I(y_{t-1} \leq c) + x_t' \varphi_2 I(y_{t-1} > c) + \varepsilon_t$$

Bu fonksiyonda $\alpha = (\varphi_1' \ \varphi_2)'$ yazarsak, denklem aşağıdaki şekilde olacaktır¹⁵⁶:

$$y_t = x_t(c)' \alpha + \varepsilon_t$$

TAR modelini tahmin ederken öncelikle eşik parametresi ve eşik değişkeninin belirlenmesi gerekmektedir. İkisi belirlendikten sonra TAR modelini doğrusal en küçük kareler yöntemiyle tahmin etmek mümkün olmaktadır. Modelin tahmini aşağıdaki adımlarla özetlenebilir:

- Seri için uygun otoregresif modelin (AR(p)) kurulması
- Doğrusallık testinin yapılması
- Seçilen TAR modelindeki parametrelerin tahmin edilmesi
- Tanılama testleri aracılığıyla TAR modelinin değerlendirilmesi
- Gerekğinde modelin değiştirilmesi ve yeniden tahmin edilmesi
- Ulaşılan modelin öngörü için kullanılması

TAR modeli için ilk adım otoregresif modelin (AR) belirlenmesidir. AR modelde, sürecin bugünkü değeri (y_t) bir sabit terimin (φ_0), sürecin önceki değerlerinin (y_{t-p}), ve hata teriminin (ε_t) doğrusal bir fonksiyonudur:

$$y_t = \varphi_0 + \varphi_1 y_{t-1} + \varphi_2 y_{t-2} + \dots + \varphi_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

Sürecin bugünkü değeri “ p ” dönem önceki değerlerle ilişkili olduğu için, model p 'inci dereceden otoregresif süreç olarak tanımlanır ve AR(p) olarak gösterilir. Bu

¹⁵⁵ Franses P. Hans ve Van Dijk Dick, **Non-Linear Time Series Models in Empirical Finance**, Cambridge University Press, 2000, s.715

¹⁵⁶Elçin A. Alp, “Türkiye’de Reel Ücretlerin TAR Modeli ile Analizi ve Birim Kök Sınaması” **Türkiye Ekonomi Kurumu**, Tartışma Metni 2008/10, Temmuz 2008, s.5

dereceyi belirlemek için bilgi kriterleri (AIC, SBC, vb.) veya kısmi otokorelasyon fonksiyonları (PACF) kullanılabilir¹⁵⁷.

Uygun AR model belirlendikten sonraki adım, doğrusaldışıılık (nonlinearity) testlerinin yapılması ve doğrusallık bulunursa, eşik değışkeninin seçilmesidir. Bu adımlar temel olarak sıralanmış otoregresyon (arranged autoregression) prosedürüne esaslanmaktadır. Eşik değeri Tsay metodu, Chan metodu veya Bruce Hansen metodlarından biriyle belirlenir. Bundan sonra her dönem ve model ayrı ayrı en küçük kareler (OLS) yöntemiyle tahmin edilir. TAR modelleri tek tek ayrılıkta doğrusal modeller olduğu için, OLS kullanmakta bir problem yoktur.

2.1.1 Tsay'ın Sıralanmış Otoregresyon Yöntemi

Tsay TAR modellerinde model parametrelerinin ve eşik değeri(ler)inin tahminlenmesi için sıralanmış otoregresyona dayanan bir yöntem geliştirmiştir¹⁵⁸. Modelimiz basitçe aşağıdaki gibi olsun:

$$\begin{cases} y_t = \varphi_1 y_{t-1} & y_{t-1} \geq 0 \\ y_t = \varphi_2 y_{t-1} & y_{t-1} < 0 \end{cases}$$

Modelde eşik değeri 0 varsayılmış, geçiş değışkeni y_{t-1} 'dir. Bu yöntemde serideki veriler, y_{t-1} 'lere göre, küçükten büyüğe sıralanır ve karşılıklarına y_t 'in değeri yazılır. Eşik değeri çok uçlarda bulunur ise (outlier), dönemlerden birinde gözlem sayısı çok az olur. Bunu önlemek için, eşik değeri bulmadan önce uçlardaki değeri bir kırpmaya yapılır.

Tablo 1: Sıralanmış Otoregresyon Yöntemi

Veriler		Sıralanmış Veriler	
y_t	y_{t-1}	y_{t-1}	y_t
3			
6	3	-3	2
4	6	-2	-3
-2	4	3	6
-3	-2	4	-2
2	-3	6	4

¹⁵⁷ Ruey Tsay, "Detecting and Modelling Nonlinearity in Univariate Time Series Analysis", **Statistica Sinica**, Cilt 1, 1991, s. 431-451

¹⁵⁸ Ruey Tsay, "Testing and Modelling Threshold Autoregressive Process", **Journal of American Statistical Association**, Cilt 84, Sayı 405, 1989, ss.231-240

Modelin parametreleri, eşik değerinden (sıfırdan) küçük y_{t-1} 'ler için ayrı, eşik değerinden büyük değerler için ayrı olmakla tahmin edilir. Eşik değerinin bilindiği durumda her iki model için de tutarlı parametre tahminleri yapılabilir. Eşik değerinin tahmin aşamaları şu şekilde sıralanabilir:

Birinci aşama: p dereceli Otoregresif model AR(p) ve eşik değişkeninin gecikmesi (d) belirlenir. Yukarıda bahsettiğimiz gibi bu dereceyi belirlemek için bilgi kriterleri (AIC, Schwartz) veya kısmi otokorelasyon fonksiyonları (PACF) kullanılabilir. d 'nin p 'den küçük ya da eşit olduğu varsayılmaktadır.

İkinci aşama: gözlemler sıralandıktan sonra $d=1$ için p 'ninci dereceden sıralanmış otoregresyonu kurulur. Elde edilen kalıntıların (residuals) ve t -değerleri kaydedilir. Kalıntıların, sabit terim ve gecikmeli değişkenlerle tekrar regresyonu yapılır ve gecikmeli değişkenlerin anlamlılığı F -testi ile sınanıp doğrusallık test edilir.

Üçüncü aşama: ikinci aşama $d=p$ 'ye kadar tekrar edilir ve her d için F -testi değerleri hesaplanır, minimumu aranır. Eğer doğrusallık birden fazla d için reddedilirse, F -testinin olasılığını minimize eden d değeri geçiş değişkeni olarak belirlenir.

2.1.2 Chan Yöntemi

Chan, doğru eşik değeri ve geçiş değişkeni seçildiğinde hataların karelerinin toplamının (SSR) minimum olacağı varsayımını esas almıştır¹⁵⁹. Eşik(leri) bulmak için tarama araştırması (grid search) kullanmıştır. Bu yöntemin aşamalarını aşağıdaki gibi özetleyebiliriz:

Birinci aşama: AR(p) p otoregresiflik derecesi ve olası gecikme değişkenleri belirlenir.

İkinci aşama: bulunmuş eşik ve gecikme değeri için TAR modeli tahmin edilir ve hataların karesi toplamları (SSR) kaydedilir.

Üçüncü aşama: olası her gecikme ve eşik değeri için yukarıdaki aşamalar tekrar uygulanır.

¹⁵⁹Kung-Sik Chan, "Consistency and Limiting Distributions of the Least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive Model", **The Annals of Statistics**, Cilt 21, Sayı 1, 1993, ss.520-533.

Dördüncü aşama: hataların karesi toplamını (SSR) minimize eden eşik ve gecikme değişkenleri seçilir. Eşik değerinin bulunması için genellikle sıralanmış otoregresyon yöntemi kullanılır.

Hataların karesi toplamında bir minimum olarsa tek eşik değerli ve 2 rejimli model; 2 tane yerel minimum olarsa 2 eşik değerli ve 3 rejimli ve bir TAR modeli uygun olabilir.

2.1.3 Bruce Hansen Yöntemi

Hansen 1997 yılı çalışmasında, TAR modellerinde eşik bilinmediği zaman standart F -testi kullanılamayacağı için eşik değerini bulmak için bootstrap yöntemi uygulamıştır¹⁶⁰. Bu tahmin yönteminin aşamalarını böyle sıralayabiliriz:

Birinci aşama: Bütün olası eşik değerleri için en iyi (en düşük varyanslı olan) TAR modeli tahmin edilir ve bu modelin hatalarının varyansı hesaplanır

$$y_t = \phi_{11}I_t y_{t-1} + \phi_{21}(1-I_t)y_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad I_t = 0, 1 \quad \text{varyans} \rightarrow \sigma_{\varepsilon 1}^2$$

İkinci aşama: Doğrusal model tahmin edilir ve bu modelin de hatalarının varyansı hesaplanır

$$y_t = \phi y_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad \text{varyans} \rightarrow \sigma_{\varepsilon 2}^2$$

Üçüncü aşama: F -istatistiği hesaplanır.

$$F = T \left(\frac{\sigma_{\varepsilon 2}^2 - \sigma_{\varepsilon 1}^2}{\sigma_{\varepsilon 1}^2} \right)$$

Dördüncü aşama: Hesaplanan F -istatistiği standart F -tablosundaki kritik değerlerle karşılaştırılmadığı için (doğrusal olmayan ilişki dolayısıyla), rassal olarak t adet ortalaması 0, varyansı 1 olan normal dağılımlı değişken üretilir (θ_t).

Beşinci aşama: üretilen θ_t serisi bağımlı değişken kabul edilip y_{t-1} bağımsız değişkeni ile regresyon yapılır, bu regresyonun hatalarının varyansı hesaplanır.

$$\theta_t = \phi y_{t-1} + e_t \quad \text{varyans} \rightarrow \sigma_e^2$$

¹⁶⁰ Bruce E. Hansen, "Inference in TAR Models", **Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics**, No:2(1), 1997, ss.1-14

Altıncı aşama: θ_t serisinin her olası eşik değeri için doğrusal olmayan (TAR) regresyonu kurulur. Bu denklemlerin hatalarının varyansları hesaplanır.

$$\theta_t = \phi_{11}I_t y_{t-1} + \phi_{21}(1-I_t)y_{t-1} + \delta_t \quad \text{varyans} \rightarrow \sigma_\delta^2$$

Yedinci aşama: türetilen yeni varyanslar kullanılarak yeni F -değeri hesaplanır.

$$F_y = T \left(\frac{\sigma_e^2 - \sigma_\delta^2}{\sigma_\delta^2} \right)$$

Sekizinci aşama: dörd-yedinci aşamalar yeni bir F dağılımı elde etmek için birçok kez tekrar edilir. Yukarıda hesaplanan F değeri bootstrapping ile elde edilmiş F_y dağılımı ile karşılaştırılır.

Dokuzuncu aşama: doğrusallık H_0 (boş) hipotezi reddedilirse TAR modeli tahmin edilir.

2.2 Yumuşak Geçişli Otoregresif (STAR) Modeller

TAR modellerin koşullu ortalama fonksiyonu sürekli (continuous) değil, dolayısıyla rejim değişikliği bidenbire olmaktadır. Geçiş değişkeni eşik değerinin altında veya üstünde olmasına göre rejim değişir. Bu sorunu gidermek için Chan, Tong ve Terasvirta yumuşak geçişli TAR modelini geliştirmişlerdir¹⁶¹. Yumuşak geçişli modellerde geçiş değişkeni eşik değerini aştığı zaman tepki birdenbire değil, tadrîcen olur. Modelin adı da rejimlerin (durumların) yumuşak (smooth) değişmesiyle ilgilidir. STAR modellerinde geçiş fonksiyonu lojistik, üstel ya da herhangi bir kümülatif dağılım fonksiyonu olabilir.

İki rejimli bir STAR model aşağıdaki gibi gösterilir:

$$y_t = (\phi_{1,0} + \phi_{1,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{1,p}y_{t-p})(1 - G(s_t; \gamma, c)) + (\phi_{2,0} + \phi_{2,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{2,p}y_{t-p})G(s_t; \gamma, c) + \varepsilon_t$$

Burada,

ϕ_i – denklem katsayıları ($i=1,2$)

$G(s_t; \gamma, c)$ – geçiş fonksiyonu (0 ve 1 arası değerler alır)

s_t – geçiş değişkeni (gecikmeli içsel değişken veya tamamen dışsal değişken olabilir)

¹⁶¹Ruey S. Tsay, **Analysis of Financial Time Series**, Wiley-Interscience, İkinci Baskı, 2005, s.163

γ – yumuşaklık (smoothness) parametresi

c – eşik değeridir.

$\kappa_i=(y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p})'$ olsun, $x_t=(1, \kappa_i)'$ ve $\phi_i=(\phi_{i,0}, \phi_{i,1}, \dots, \phi_{i,p})'$, $i=1,2$ olmakla, yukarıdaki denklem genel olarak aşağıdaki gibi yazılabilir¹⁶²:

$$y_t = \phi_1' x_t (1 - G(s_t; \gamma, c)) + \phi_2' x_t G(s_t; \gamma, c) + \varepsilon_t$$

veya

$$y_t = \phi_1' x_t + (\phi_2 - \phi_1)' x_t G(s_t; \gamma, c) + \varepsilon_t$$

Bu modelde $G(\cdot)$ fonksiyonu sürekli bir fonksiyondur ve bir rejimden diğerine geçişi sağlamaktadır. Yukarıda bahsettiğimiz gibi bu fonksiyon geçiş fonksiyonu (*transition function*) adlandırılır ve geçiş değişkeninin (s_t), eşik değerinin (c) ve yumuşaklık parametresinin (γ) aldığı değerlere bağlı olarak 0–1 arasında değerler alır ($G(s_t; \gamma, c) \in (0,1)$), yani bir rejimden (durumdan) diğerine geçiş yumuşak bir şekilde gerçekleşir. (s_t) geçiş değişkeni içsel değişkenin gecikmeli değerleri ($s_t = y_{t-d}$) olabildiği gibi, modeli etkileyen dışsal bir değişken de olabilir ($s_t = z_t$).

“Geçiş fonksiyonu 0 ile 1 arasında değerler aldığı ve bu aralıkta sürekli olduğu için, iki uç değere karşılık gelen $G(s_t; \gamma, c) = 0$ ve $G(s_t; \gamma, c) = 1$ rejimler arasında (örneğin, ekonomik genişleme ve daralma dönemleri) tedrici bir geçiş olmakta ve geçiş fonksiyonunun aldığı her bir değer, farklı rejime denk gelmektedir. Dolayısıyla, iki uç rejim (genişleme ve daralma) arasında aslında sonsuz sayıda rejim sözü konusu olabilmektedir. t zamanında oluşan rejim, gözlemlenen s_t değişkeninin değerleri ile belirlenmektedir. $G(s_t; \gamma, c)$ fonksiyonunun aldığı şekle bağlı olarak, farklı STAR modelleri oluşturulabilir”¹⁶³.

Literatürde yaygın olarak, lojistik (logistic) ve üstel (exponential) fonksiyonlar kullanılmaktadır.

¹⁶²Melike E. Bildirici, Elçin A. Alp, Özgür Ö. Ersin ve Ümit Bozoklu, **İktisatta Kullanılan Doğrusal Olmayan Zaman Serisi Yöntemleri**, Türkmen kitabevi, 2010, s. 149

¹⁶³Tolga Omay, Mübariz Hasanov, “Türkiye için Reaksiyon Fonksiyonunun Doğrusal Olmayan Modelle Tahmin Edilmesi”, **Çankaya University Journal of Humanities and Social Sciences**, 7/2, 2010, s.406

2.2.1 Lojistik STAR modeli (LSTAR)

STAR tipi geçiş fonksiyonları arasında en çok karşılaşılan fonksiyon türü, birinci dereceden lojistik fonksiyonudur. Geçiş fonksiyonu parametrelerinden $\gamma > 0$ olmakla, aşağıdaki gibi yazılır:

$$G(s_t; \gamma, c) = (1 + \exp\{-\gamma(s_t - c)\})^{-1} = \frac{1}{1 + \exp(-\gamma(y_{t-1} - c))} \quad \gamma > 0$$

Modelde, γ parametresi fonksiyonunun hızını, yani yumuşaklığını (*smoothness*) göstermekte, c parametresi ise iki rejimin tam ortasına denk gelen değer-eşik olarak adlandırılır. γ parametresi büyüdükçe, LSTAR modeli TAR modellerine benzemekte ve sonsuza yaklaştığında ($\gamma \rightarrow \infty$), c noktası civarında rejimler arasındaki değişim TAR modellerinde olduğu gibi ani, birdenbire olmaktadır. $\gamma = 0$ olursa $G(s_t; \gamma, c) = 0,5$ değerini alacak ve LSTAR modeli doğrusal AR modeline dönüşecektir.

Geçiş fonksiyonu – yukarıdaki denklem, STAR modeli denkleminde yerine yazılarak p dereceli LSTAR modeli aşağıdaki şekilde yazılabilir:

$$y_t = (\phi_{1,0} + \phi_{1,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{1,p}y_{t-p})(1 - (1 + \exp\{-\gamma(s_t - c)\})^{-1}) \\ + (\phi_{2,0} + \phi_{2,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{2,p}y_{t-p})(1 + \exp\{-\gamma(s_t - c)\})^{-1} + \varepsilon_t$$

LSTAR modelinde $G(\cdot)$ geçiş fonksiyonu s_t , γ ve c 'nin aldığı değerlere göre 0'dan 1'e hareket ederken birinci rejim parametreleri (ϕ_1) yumuşak bir şekilde ikinci rejim parametrelerine (ϕ_2) hareket etmektedir. Bu modellerde geçişin yapısını 2 temel özellik belirlemektedir. Birincisi, s_t geçiş değişkeninin c eşik değerine uzaklığıdır. Geçiş değişkeni eşik değerine doğru büyüdükçe ($s_t > c$) $G(\cdot) = 1$ 'e doğru gitmekte, ikinci rejimin ağırlığı artmaktadır. Diğer yandan, geçiş değişkeni eşik değerine doğru azaldıkça, $G(\cdot)$ geçiş fonksiyonu 0'a yaklaşmakta, birinci rejimin ağırlığı artmaktadır. $s_t = c$ olduğu zaman, $\gamma = 0$ olacak, yukarıda belirttiğimiz gibi bu durumda $G(\cdot) = 0,5$ ve rejimler eşit ağırlığa sahip olacaktır. Geçişin yapısını belirleyen ikinci özellik geçişin hızını-yumuşaklığını belirleyen γ parametresidir. $\gamma > 0$ olarak tanımlanmış ve G fonksiyonunun hangi hızla 0'dan 1'e hareket ettiğini belirlemektedir. $\gamma \rightarrow \infty$ 'a yaklaştığında $G(\cdot)$ fonksiyonunda geçiş sertleşmekte; $\gamma \rightarrow 0$ 'a yaklaştığında ise geçiş yumuşamaktadır. $\gamma = \infty$ ve $s_t < c$ olursa, $G(\cdot) = 0$ olacak; tersi durumda $s_t > c$ olduğunda $G(\cdot) = 1$ değerini alacak, yani $G(\cdot)$ fonksiyonu 0'dan 1'e çok hızlı bir şekilde hareket

edecektir. Geçiş sert (ani) olacağından, bu model çift rejimli (SE)TAR modeline dönüşecektir¹⁶⁴.

Modelde eşik değeri birden fazla da olabilir. Bu durumda geçiş fonksiyonlarının n'inci dereceden genelleştirilmiş hali, $c_1 \leq c_2 \leq \dots \leq c_n$ ve $\gamma > 0$ olmak üzere aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$G(s_t; \gamma, c) = \left(1 - \exp \left\{ -\gamma \prod_{i=1}^n (s_t - c_i) \right\} \right)^{-1}$$

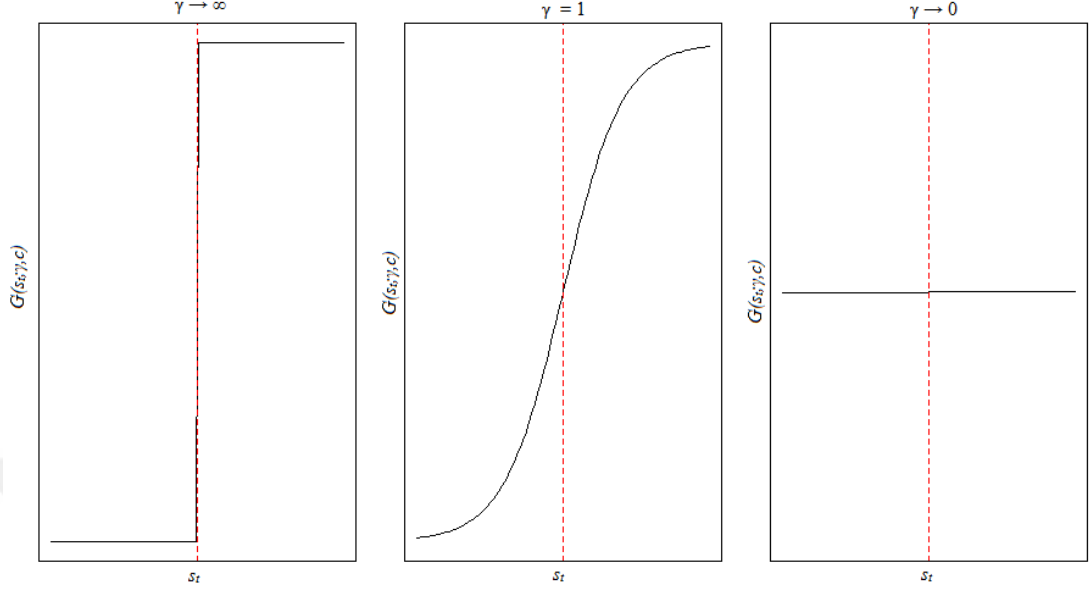
Bu fonksiyon iki rejim arasında çoklu geçişi modellemede kullanılmaktadır.

Özetle, LSTAR modelde rejimler (iki rejim) s_t geçiş değişkeninin c eşik değerine nispeten (relative) büyük ve küçük değerleri ile ilgilidir. Bu rejim değişim modelleri finansal iktisatta genişleme ve daralmayı ayırmak için döngü asimetrisini modellemede kullanılabilir. Örneğin, y_t çıktı değişkeninin (output variable) büyüme oranı, geçiş değişkeni bir önceki dönemdeki büyüme oranı ($s_t = y_{t-1}$), ve $c \approx 0$ olsun. Kurulan bu model değişkenin pozitif ve negatif büyümesini ayıracak, yani genişleme ve daralmayı modelleyecektir.

LSTAR geçiş fonksiyonunun değişik γ parametresi ve s_t geçiş değişkenine göre grafiği aşağıda gösterilmiştir.

¹⁶⁴ Dick van Dijk, Timo Teräsvirta, Philip Hans Franses, "Smooth Transition Autoregressive Models- A Survey of Recent Developments", **Econometric Reviews**, C. 21, No: 1, 2002, s.3

Şekil 2: Değişik γ yumuşaklık parametrelili $G(s_t; \gamma, c)$ lojistik fonksiyonu



2.2.2 Üstel STAR modeli (ESTAR)

İkinci sık karşılaşılan STAR modeli, geçiş fonksiyonun üstel bir fonksiyon olduğu ESTAR modelidir. Fonksiyonun yapısına göre bu model üstel yumuşak geçiş otoregresif model (ESTAR) olarak adlandırılmaktadır:

$$G(s_t; \gamma, c) = 1 - \exp\{-\gamma(s_t - c)^2\} \quad \gamma > 0$$

Bu modelde geçiş değişkeni s_t sıfıra ve artı sonsuza yaklaşırken, geçiş fonksiyonu da sırasıyla sıfır veya bir değerini almaktadır. $\gamma \rightarrow 0$ 'a giderken $G(s_t; \gamma, c) = 0$ değerini alacak ve bu zaman ESTAR(p) modeli AR(p) modeline dönüşecektir. $\gamma \rightarrow 1$ 'e giderken ise geçiş fonksiyonu $G(s_t; \gamma, c) = 1$ değerini alacak ve yine ESTAR(p) modeli AR(p) modeline dönüşecektir. γ 'nın aldığı ara ($0 < \gamma < \infty$) değerlerde geçiş değişkeninin aldığı değerlere bağlı olarak geçiş fonksiyonu 0 ile 1 arasında değerler alacaktır ($0 < G(s_t; \gamma, c) < 1$)¹⁶⁵.

Genel STAR denkleminde geçiş fonksiyonuna yukarıdaki ESTAR fonksiyonunu yazarsak, tek değişkenli iki rejimli bir ESTAR modelini aşağıdaki gibi tanımlayabiliriz:

¹⁶⁵Hasan A. Karaduman, "İktisatta Doğrusal-olmayan Zaman Serisi Modelleri: Kuram ve Türkiye Uygulaması" Doktora tezi, Yıldız Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2007, s.18

$$y_t = (\phi_{1,0} + \phi_{1,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{1,p}y_{t-p})(1 - (1 - \exp\{-\gamma(s_t - c)^2\})) + (\phi_{2,0} + \phi_{2,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{2,p}y_{t-p})(1 - \exp\{-\gamma(s_t - c)^2\}) + \varepsilon_t$$

Geçiş fonksiyonu $G(s_t; \gamma, c)$ c parametresi çevresinde asimetrik olmakta; $s_t \rightarrow \pm\infty$ giderken geçiş fonksiyonu her iki yönde 1'e gitmektedir $G(s_t; \gamma, c) \rightarrow 1$. Diğer taraftan, $\gamma \rightarrow \infty$ giderken $G(s_t; \gamma, c) \rightarrow 0$ 'a gitmektedir. Burdan da, ESTAR modelinde bir orta rejim, bu rejimin altında ve üstünde kalan iki dış rejimle toplam üç rejimin modellendiği görülmektedir. Ama bu iki dış rejimler ortak özelliklere sahip olduğundan, onlar bir rejim olarak kabul edilir ve ESTAR toplam iki rejimli model olarak değerlendirilir.

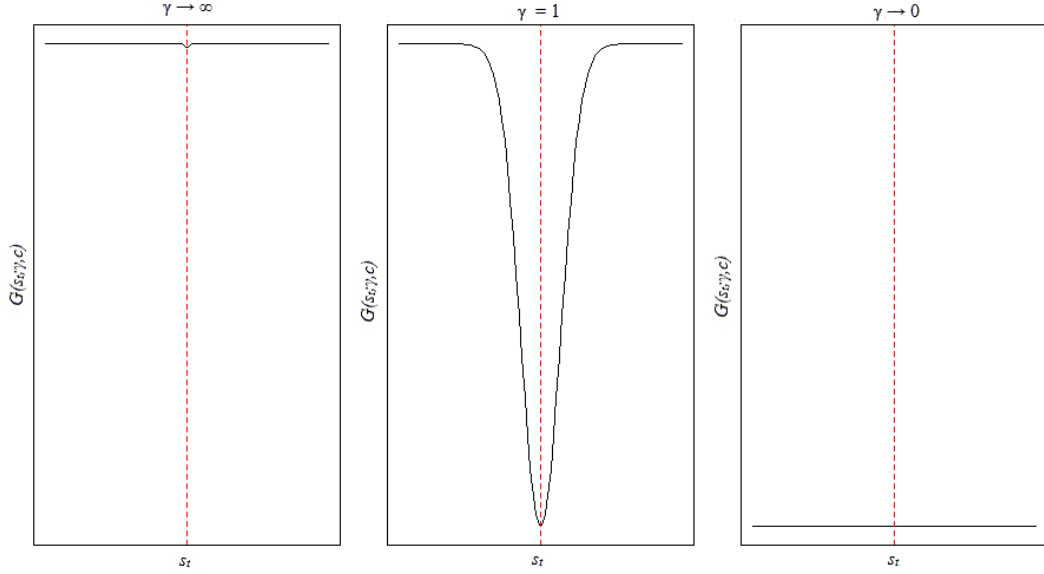
ESTAR modeli Michael, Nobay ve Peel (1997) ve Taylor, Peel ve Sarno (2000) tarafından $s_t = y_{t-d}$ yaklaşımıyla reel (efektif) döviz kurunu modellemek için kullanılmıştır. Modellemenin çıkış noktası reel döviz kurunun satın alma gücü paritesinden (PPP) sapmaların hacmi ile doğrusal olmayan ilişkiyle bağımlı (nonlinearly dependent) olmasıdır. “Döviz kurunun bu tip bir modellerle ele alınmasının sebebi, ESTAR modelinin asimetrik özellikler göstermesidir”¹⁶⁶.

Model belirlerken ilgili testlerin yanısıra geçiş fonksiyonunun geçiş değişkenine göre grafiği de modelin doğru seçilip seçilmediği hakkında bilgi verecektir.

ESTAR geçiş fonksiyonunun değişik γ parametresi ve s_t geçiş değişkenine göre grafiği aşağıda gösterilmiştir.

¹⁶⁶ Dick van Dijk, Timo Teräsvirta ve Philip Hans Franses “Smooth Transition Autoregressive Models-A Survey of Recent Developments”, **Econometric Reviews**, 2002, C. 21, No: 1, s.4

Şekil 3: $G(s_t, \gamma, c)$ üstel fonksiyonun değişik γ parametresi grafiği



2.3 STAR Modellerinin Tahmin ve Değerlendirme Aşamaları

STAR modellerinin tanımlanması, tahmini ve değerlendirmesi için izlenecek yolun aşamaları aşağıdaki gibidir:

- İncelenen zaman serisi için uygun doğrusal modelin – AR(p) seçilmesi. TAR modellerindeki gibi AIC, SBC, vb. bilgi kriterleri ile gecikme yapısının belirlenmesi,
- STAR tipi doğrusal-olmamayı içeren alternatif hipoteze karşın doğrusallık boş (null) hipotezinin farklı geçiş değişkenleri için test edilmesi. Doğrusallık boş hipotezi reddedilirse, uygun geçiş değişkeninin seçilip geçiş fonksiyonunun özelliklerine uygun modele (LSTAR ve ya ESTAR) karar verilmesi,
- Karar verilen modelin parametrelerinin herhangi bir doğrusal olmayan tahminleme yöntemi (NLLS – Doğrusal olmayan En Küçük Kareler) ile tahmin edilmesi. Bunun için hata terimlerinin (ε_t) varyansını minimum yapan veya hata terimleri karesinin toplamını minimum yapan γ ve c parametreleri seçilerek, NLLS tahmin yönteminde söz konusu değerler başlangıç değerleri olarak alınabilir,

- Modelin uygunluğunun tanılama testleri aracılığıyla test edilmesi (*diagnostic check*), STAR modelinin değerlendirilmesi,
- Gerekliyse modelde değişikliklerin yapılması ve yeniden tahmin edilmesi,
- Elde edilen nihai modelin betimleme veya öngörü için kullanılması.

Özetlediğimiz bu adımları ayrı-ayrı aşağıda incelenmiştir.

2.3.1 STAR Modelinin Doğrusallık Testleri

Bilgi kriterleri ile uygun AR(p) modelini belirledikten sonra, doğrusal olmama durumunun belirlenmesi gerekmektedir. Bunun için doğrusallık testi yapılacaktır. Doğrusallığı gösteren boş hipotez STAR modelinin rejimlerinde olan otoregresif parametrelerin (ϕ_i) eşitliğini test eder. Yani, “doğrusallık testi iki farklı rejimdeki parametrelerin birbirine eşit olup olmadığını test etmektedir”¹⁶⁷. Bir başka ifadeyle:

$$\begin{aligned} \kappa_t &= (y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p})' \\ x_t &= (1, \kappa_t)' \\ \phi_i &= (\phi_{i,0}, \phi_{i,1}, \dots, \phi_{i,p})', \quad i=1,2 \\ y_t &= \phi_1' x_t (1-G(s_t; \gamma, c)) + \phi_2' x_t G(s_t; \gamma, c) + \varepsilon_t \end{aligned}$$

modeli için

$$H_0: \phi_1 = \phi_2$$

$$H_1: \phi_{1j} \neq \phi_{2j} \quad \text{en az bir } j \text{ için,} \quad j \in \{0, \dots, p\}$$

Bunun dışında doğrusallık hipotezi, geçiş fonksiyonlarında yer alan γ parametresinin sıfıra eşit olup olmadığını test edilmesi ile de yapılabilir. Eğer $\gamma=0$ olarsa, STAR modeli doğrusal bir modele dönüşür. Bu durum için:

$$H_0: \gamma=0$$

$$H_1: \gamma \neq 0 \quad \text{olarak gösterilebilir.}$$

Bu hipotezleri test ederken karşılaşılan boş hipotezde tanımlanamayan (nuisance) parametrelerin varlığı sorunu testi komplike hale getirmektedir. Yani sıfır hipotezinin

¹⁶⁷ Dick van Dijk, Timo Teräsvirta, Philip Hans Franses, “Smooth Transition Autoregressive Models - A Survey of Recent Developments”, Stockholm School of Economics, **Econometric Institute Research Report** No: EI2000-23/A, 2000, s. 11

kabul edildiği durumda haklarında verilerden hiç bir şey öğrenilemeyen ve çıkarılamayan parametreler bulunmaktadır. Mesela, $\phi_1 = \phi_2$ sıfır hipotezi geçiş fonksiyonundaki γ ve c parametrelerini kısıtlamıyor, ama bu hipotez kabul edildiği zaman olasılık (likelihood) da γ ve c parametrelerinin değerlerinden etkilenmiyor. Böyle sorunlu parametrelerin modelde kalması neticesinde geleneksel istatistik teorisi klasik olasılık oranı, Lagrange çarpanı ve Wald istatistiğinin asimptotik boş (*null*) dağılımını elde etmede yetersiz olmaktadır.

Sorunlu parametre problemini çözmek için farklı yöntemler geliştirilmiştir. Bunlardan biri, sıfır hipotezini bu parametreleri içerecek şekilde kurmaktır. Her iki rejimde AR parametrelerinin eşitliği ile beraber $H_0: \phi_1 = \phi_2$ hipotezine alternatif olarak $H_0: \gamma=0$ hipotezi ile de doğrusal model test edilebilir. Örneğin, eğer $\gamma=0$ ise, yukarıdaki lojistik fonksiyon s_t 'nin bütün değerlerinde 0,5'e eşit olmakta ve STAR modeli $(\phi_1 + \phi_2)/2$ parametreleri ile AR modele dönüşmektedir. H_0 'ın kullanıldığı durumda, c lokasyon parametresi, ϕ_1 ve ϕ_2 parametreleri tanımlanmamıştır. Bu hipotez altında ϕ_1 ve ϕ_2 ortalaması sabit kaldığı müddetçe her hangi bir değer alabilirler¹⁶⁸.

Sorunlu parametre problemini çözmek için önerilen diğer bir yöntem geçiş fonksiyonuna uygun bir Taylor açılımı uygulamaktır. Luukkonen, Saikkonen ve Terasvirta çalışmasında tüm STAR modelleri için uygulanabilen doğrusallık testleri geliştirmişlerdir. Uygulanan Taylor açılımıyla doğrusallaştırılan geçiş fonksiyonu tanımlanamayan parametreler sorununun çözmeye yardımcı olmaktadır. Problemi çözmek için $G(s_t, \gamma, c)$ geçiş fonksiyonu uygun Taylor açılımı ile değiştirilir. Örneğin, üçüncü dereceden Taylor açılımı aşağıdaki yardımcı (*auxiliary*) regresyonu verecektir:

$$y_t = \beta_{0,0} + \beta_0'x_t + \beta_{1,0}s_t + \beta_1'x_t s_t + \beta_{2,0}s_t^2 + \beta_2'x_t s_t^2 + \beta_{3,0}s_t^3 + \beta_3'x_t s_t^3 + \varepsilon_t$$

Burada, $\beta_{i,0}$, β_i' katsayıları ($i=1, 2, 3$) ϕ_1 , ϕ_2 , γ ve c parametrelerinin fonksiyonu, ε_t ise Taylor açılımı hata payıdır. Doğrusallığın sıfır hipotezi yardımcı (*auxiliary*) regresörlerin parametrelerinin sıfıra eşit olduğu şeklindedir:

¹⁶⁸ Dijk, Teräsvirta, Franses, a.e., s. 12

$$H_0'': \beta_i' = 0, \quad i = 1, 2, 3$$

Bu sıfır hipotezi, direk standart değişken ekleme yöntemi ile test edilebilir. Bu LM test istatistiği $3(p+1)$ serbestlik derecesi ile asimptotik χ^2 dağılıma sahiptir¹⁶⁹. LM test istatistiği ile sadece sıfır hipotezi test edilmektedir. (2.12) denkleminin LM testi aşağıdaki gibidir:

$$LM = \frac{(SSR_0 - SSR)}{\hat{\sigma}^2}$$

Burada, SSR_0 doğrusal modelin tahmininden elde edilen hata kareleri toplamını, SSR yardımcı regresyonun tahmininden elde edilen hata kareleri toplamını, $\hat{\sigma}^2$ ise hata terimleri varyansını ifade etmektedir. H_0'' hipotezinin reddedilmesi, ilgili seride STAR tipi doğrusal olmayan bir modelin daha uygun olduğu anlamına gelmektedir.

2.3.2 LSTAR Testleri

Yukarıda bahsettiğimiz LSTAR modelini böyle tekrar yazabiliriz:

$$y_t = \phi_1' x_t + (\phi_2 - \phi_1)' x_t G(s_t; \gamma, c) + \varepsilon_t$$

Hata terimlerinin $\{\varepsilon_t\} \sim n.i.d.(0, \sigma^2)$ olduğu varsayılmaktadır. LSTAR modele doğrusallık testi uygulamak için Luukkonen, Saikkonen ve Teräsvirta çalışmasında $\gamma=0$ varsayımı ile birinci derece Taylor yaklaşımı ile $G(s_t; \gamma, c) = (1 + \exp\{-\gamma(s_t - c)\})^{-1}$ lojistik fonksiyonunun açılımını önermişler. Bu açılım sonucunda aşağıdaki yardımcı regresyona ulaşılır:

$$y_t = \beta_0' x_t + \beta_1' x_t s_t + \varepsilon_t$$

$\beta_i = (\beta_{i,0}, \beta_{i,1}, \dots, \beta_{i,p})'$, $i=0, 1$ ve $e_t = \varepsilon_t + (\phi_2 - \phi_1)' x_t R_1(s_t; \gamma, c)$ varsayılır. Modeldeki $R_1(s_t; \gamma, c)$ Taylor genişlemesinin kalıntı terimidir. Sıfır hipotezinde $R_1(s_t; \gamma, c) \equiv 0$ ve $e_t = \varepsilon_t$ varsayılmaktadır. Bu kalıntı terim sıfır hipotezi altında hataların özelliklerini ve asimptotik dağılım teorisini etkilememektedir. Yardımcı regresyonda $\gamma=0$, $\beta_{0,j} \neq 0$ ve $\beta_{1,j} = 0$ ($j=0, \dots, p$) kısıtları ile β_i parametreleri yukarıda belirtilen STAR modelindeki

¹⁶⁹Mübariz Hasanov ve Tolga Omay, "Nonlinearities in Emerging Stock Markets: Evidence from Europe's Two Largest Emerging Markets", **Applied Economics**, C. 40, No: 20, 2008, s.2648

parametrelerin fonksiyonudur. Bu model için $H_0: \gamma = 0$ (veya $H_0: \phi_1 = \phi_2$) sıfır hipotezini test etmek, yardımcı fonksiyon denklemi için $H_0'': \beta_1 = 0$ sıfır hipotezini test etmeğe eşdeğerdir. Bu hipotez, standart değişken ilave testi ile test edilebilir.

LM₁ olarak ifade edilen test istatistiği doğrusallığı ifade eden sıfır hipotezi altında, $(p+1)$ serbestlik derecesi ile asimptotik χ^2 dağılımına sahiptir¹⁷⁰.

Modelde sadece sabit katsayıların farklı olduğu durumlarda, yani $\phi_{1,0} \neq \phi_{2,0}$, ama $\phi_{1,j} = \phi_{2,j}$ ($j=1, \dots, p$) durumunda LM1 istatistiği geçerliliğini kaybeder. Bu durumda $G(s_t; \gamma, c)$ geçiş fonksiyonunun üçüncü dereceden Taylor açılımı uygulanır. Bu durumda yardımcı regresyon aşağıdaki şekili alır:

$$y_t = \beta_0'x_t + \beta_1'x_t s_t + \beta_2'x_t s_t^2 + \beta_3'x_t s_t^3 + \varepsilon_t$$

Burada, $e_t = \varepsilon_t + (\phi_2 - \phi_1)'x_t R_3(s_t; \gamma, c)$ olmakta, $\beta_{0,0}$ ve β_i ($i=1, 2, 3$) parametreleri ϕ_1, ϕ_2, γ ve c parametrelerinin fonksiyonudur. Ve burada, $H_0': \gamma = 0$ sıfır hipotezi $H_0'': \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ hipotezine denk gelmektedir. Bu hipotez testi için kullanılan LM test istatistiği LM₃ olarak gösterilir ve $3(p+1)$ serbestlik derecesi ile asimptotik χ^2 dağılıma sahiptir.

Yukarıdaki denklemde $\phi_{1,0}$ ve $\phi_{2,0}$ sabit katsayılarına (intercept) bağımlı olan parametreler sadece $\beta_{1,0}, \beta_{2,0}$ ve $\beta_{3,0}$ 'dır. LM₃ istatistiğinin diğer bir versiyonu yardımcı regresyona s_t^2 ve s_t^3 değişkenlerinin eklenmesi ile aşağıdaki gibi elde edilir:

$$y_t = \beta_0'x_t + \beta_1'x_t s_t + \beta_{2,0}'s_t^2 + \beta_{3,0}'s_t^3 + \varepsilon_t$$

$H_0'': \beta_1 = 0$ ve $\beta_{2,0} = \beta_{3,0} = 0$ olarak belirlenen sıfır hipotezi, $(p+3)$ serbestlik derecesi ile asimptotik χ^2 dağılımına sahip LM₃^e istatistiği ile test edilir.

2.3.3 ESTAR Testleri

Saikkonen ve Luukkonen çalışmasında doğrusallığın ESTAR modeline karşı testinin yardımcı regresyonla yapılmasını önermişler. Yardımcı regresyonu:

$$y_t = \beta_0'x_t + \beta_1'x_t s_t + \beta_2'x_t s_t^2 + \varepsilon_t$$

¹⁷⁰ Dick van Dijk, Timo Teräsvirta ve Philip Hans Franses "Smooth Transition Autoregressive Models-A Survey of Recent Developments", **Econometric Reviews**, 2002, C. 21, No: 1, s.11

şeklinde göstere biliriz. $e_t = \varepsilon_t + (\phi_2 - \phi_1)' x_t R_2(s_t; \gamma, c)$. Burada $\beta_i (i=1,2)$ ifadesi $\gamma=0$ kısıtının $\beta_1 = \beta_2 = 0$ 'a denk geldiğini göstermektedir. Sıfır hipotezini test eden LM_2 istatistiği $2(p+1)$ serbestlik derecesi ile asimptotik χ^2 dağılımına sahiptir.

2.3.4 LM İstatistiğinin Hesaplanması

Yukarıda açıkladığımız doğrusallığın LSTAR ve ESTAR karşıtı testleri için Lagrange çarpanı (LM) istatistiğinin hesaplanması gerekmektedir. Bu istatistik asimptotik χ^2 dağılımına sahiptir. Ama serinin gözlemleri sayısı az olduğunda, LM testin F versiyonunun kullanılması daha uygundur. F testi gözlem sayısı az olduğu durumlarda daha güvenilir sonuçlar vermektedir. Hem χ^2 hem F versiyonu iki doğrusal regresyonla hesaplanabilmektedir. Örneğin yukarıdaki model için LM_3 istatistiği aşağıdaki adımlarla hesaplanır:

- Doğrusallığı temsil eden sıfır hipotezi altında y_t değişkeni x_t ile regres (tahmin) edilip model kurulur. Modelin kalıntıları ($\hat{\varepsilon}_t$) ve kalıntıların kareleri toplamı (SSR_0) hesaplanır. $SSR_0 = \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2$
- y_t 'in x_t , $x_t s_t$, $x_t s_t^2$ ve $x_t s_t^3$ ile yardımcı regresyonu oluşturulur. Bu modelin de kalıntıları ($\hat{\varepsilon}_t$) ve kalıntıların kareleri toplamı (SSR_1) hesaplanır. $SSR_1 = \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2$
- LM_3 istatistiğinin χ^2 versiyonu böyle hesaplanır:

$$LM_3 = \frac{T(SSR_0 - SSR_1)}{SSR_0}$$

veya F versiyonu böyle hesaplanır:

$$LM_F = \frac{\frac{SSR_0 - SSR_1}{3(p+1)}}{\frac{SSR_1}{T-4(p+1)}}$$

Sıfır hipotezi altında, testin F versiyonu $3(p+1)$ ve $T-4(p+1)$ serbestlik dereceleriyle F dağılımı sergilemektedirler.

2.3.5 Geçiş Değişkeninin Belirlenmesi

LM_3 istatistiğinin LSTAR alternatifine karşıt test olarak geliştirilmiş olmasına rağmen, bu test ESTAR alternatifi karşıt testi için de kullanılabilir. Bunun nedeni LSTAR modelinin ESTAR modeline birinci dereceden açılımdaki bütün yardımcı

regresörleri de içermesidir. Bu o demektir ki, STAR modelde geçiş değişkeni, geçiş fonksiyonu belirlenmeden önce de belirlenebilir. Geçiş değişkenini belirlemek için çeşitli aday değişkenin $(s_{1t}, s_{2t}, \dots, s_{mt})$ LM_3 istatistiği hesaplanır ve test istatistiklerinden p -değeri en küçük olan seçilir.

LM_3 istatistiği $s_t = \sum_{i=1}^m \alpha_i s_{it}$, $\alpha_d=1$, $d \in \{1, \dots, m\}$ ve $\alpha_i=0$, $i \neq d$ ile hesaplanır. Seçilen p -değeri en küçük değişken STAR modelinin geçiş değişkeni olarak belirlenir. Aday geçiş değişkenleri içsel değişkenler $(y_{t-1}, \dots, y_{t-p})$ olabileceği gibi, dışsal değişkenler de olabilir.

2.3.6 Geçiş Fonksiyonunun Yapısının (LSTAR veya ESTAR) Belirlenmesi

Doğrusallık testleri sonucu modelin STAR tipi doğrusal olmayan model olduğu belirlendikten ve geçiş değişkeni seçildikten sonra $G(s_t; \gamma, c)$ geçiş fonksiyonunun yapısına karar vermek gerekmektedir. Pratikte fonksiyon türü ya birinci dereceli lojistik fonksiyon (LSTAR) ya da üstel fonksiyon (ESTAR) olmaktadır. Modele uygun geçiş fonksiyonu tipinin belirlenmesi için yukarıda belirttiğimiz yardımcı regresyona zincirleme F testleri uygulanır.

$$y_t = \beta_{0,0} + \beta'_0 x_t + \beta_{1,0} s_t + \beta'_1 x_t s_t + \beta_{2,0} s_t^2 + \beta'_2 x_t s_t^2 + \beta_{3,0} s_t^3 + \beta'_3 x_t s_t^3 + \varepsilon_t$$

$$H_{03}: \beta_3 = 0$$

$$H_{02}: \beta_2 = 0 \mid \beta_3 = 0$$

$$H_{01}: \beta_1 = 0 \mid \beta_2 = \beta_3 = 0$$

Model LM -tipi testlerle sınanmaktadır. Bu hipotezler F_3 , F_2 ve F_1 olarak sıralayabileceğimiz F testleri ile test edilir. Test sonucu LSTAR ve ESTAR modelleri arasından hangisine karar verileceği bu kıstaslarla belirlenmektedir:

- Eğer model LSTAR ise β_3 parametresi sıfırdan farklı olacaktır ($\beta_3 \neq 0$). Ama aksine model ESTAR'dırsa β_3 parametresi 0 olacaktır ($\beta_3 = 0$). Yani, eğer β_3 parametresi sıfırdan farklı ise lojistik fonksiyon tip (LSTAR) tercih edilmelidir.
- $\phi_{1,0} = \phi_{2,0}$ ve $c=0$ ise LSTAR modelinin geçerli olduğu durumda $\beta_2=0$ olacaktır. Eğer $\beta_2 \neq 0$ ise ESTAR modeli tercih edilmelidir.

- $\phi_{1,0} = \phi_{2,0}$ ve $c=0$ ise ESTAR modelinde $\beta_1=0$ olacaktır. Eğer $\beta_1 \neq 0$ ise LSTAR modeli tercih edilmelidir.

Tüm bu koşullar birleştirildiğinde Terasvirta, bu kıstaslar doğrultusunda böyle özet karar verme prensibi önermektedir: eğer H_{02} hipotezi testinin (F_2) p -değeri en küçük çıkarsa ESTAR modeli tercih edilmelidir. Bunun dışındaki bütün durumlarda LSTAR modeli seçilmelidir¹⁷¹.

2.3.7 STAR Modelinin Tahmini

Geçiş değişkeni ve geçiş fonksiyonunun yapısı belirlendikten sonra STAR modelinin parametrelerini tahmin etmeye geçilebilir. Parametrelerin tahmininde herhangi doğrusal-olmayan optimizasyon süreci kullanılabilir. Çoğu çalışmalarda doğrusal olmayan en küçük kareler (NLS) yöntemi kullanılmaktadır.

Yukarıda genel ifade edilmiş STAR modeli için $\theta = (\phi_1', \phi_2', \gamma, c)$ parametreleri tahmin edilecektir.

$$\hat{\theta} = \arg \min_{\theta} \sum_{t=1}^T (y_t - F(x_t; \theta))^2$$

$$F(x_t; \theta) = \phi_1' x_t (1 - G(s_t; \gamma, c)) + \phi_2' x_t G(s_t; \gamma, c) + \varepsilon_t$$

$F(x_t; \theta)$ modelin iskeleti olarak adlandırılmaktadır. θ yani kalıntıların karesinin minimize edilmesiyle parametreler tahmin edilir. Tahmin süreci herhangi bir doğrusal-olmayan optimizasyon yöntemiyle gerçekleştirilir. Optimizasyon algoritminde iyi başlangıç değerlerinin kullanılması çok önemlidir ve süreci kolaylaştırmaktadır. STAR modellerinin tahmininde özel bir ilgi gerektiren sorunları iki ana başlık altında toplayabiliriz: Uygun başlangıç değerlerini belirlemek ve geçiş fonksiyonundaki yumuşaklık parametresi olan γ 'yı tahmin etmek.

2.3.7.1 Başlangıç Değerleri

Doğrusal-olmayan optimizasyon yöntemlerinde en önemli sorun uygun başlangıç değerlerinin bulunmasıdır. Bu problemi çözmek için Terasvirta, geçiş fonksiyonu

¹⁷¹ Tolga Omay, Mübariz Hasanov, "Türkiye için Reaksiyon Fonksiyonunun Doğrusal Olmayan Modelle Tahmin Edilmesi", *Çankaya University Journal of Humanities and Social Sciences*, 7/2, 2010, s.410

geçiş değişkeninin standart sapması (LSTAR) veya varyansıyla (ESTAR) standardize edip $\gamma=1$ 'e sabitleyerek tahmin süreci başlatmayı önermiştir¹⁷². γ 'yı sabitledikten sonra bütün parametreler doğrusal olmayan en küçük kareler yöntemiyle hesaplanabilir. Bu aşamadan sonra γ serbest bırakılarak STAR modeli tahmin edilir. Bu süreçte yakınsama (*converge*) sorunuyla karşılaşılmazsa kurulan modelin yeterli olduğuna karar verilir.

Bu yöntemle beraber, başlangıç değerleri için tarama araştırması (*grid search*) yöntemi de kullanılmaktadır. STAR modelinin koşullu doğrusallığı nedeniyle başlangıç değeri sorunu γ ve c parametreleri için iki boyutlu tarama ile çözülebilmektedir. Geçiş fonksiyonundaki parametrelerin γ ve c sabit değerleri için, STAR modeli $\phi_{1,0}$, ϕ_1 , $\phi_{2,0}$ ve ϕ_2 parametrelerinde doğrusaldır ve buna göre de en küçük kareler (OLS) yöntemiyle tahmin edilebilir. Buna göre de, doğrusal olmayan optimizasyon algoritmi için başlangıç değerlerini elde etmenin yollarından biri olarak, hata terimlerin varyansını minimize eden parametrenin bulunması için iki-boyutlu tarama araştırması (γ ve c) uygulanabilir.

$G(s_t; \gamma, c) = (1 - \exp\{-\gamma \prod_{i=1}^n (s_t - c_i)\})^{-1}$ geçiş fonksiyonundaki yumuşaklık parametresini γ 'yı s_t geçiş değerinin standart sapmasına ($\hat{\sigma}_{s_t}$) bölmekle, γ büyüklük (scale) etkisinden arındırılır.

$$G(s_t; \gamma, c) = \left(1 - \exp\left\{-\frac{\gamma}{\hat{\sigma}_{s_t}^n} \prod_{i=1}^n (s_t - c_i)\right\}\right)^{-1}$$

Bu şekilde arındırma bu parametre için grid değerleri kümesini belirlemeyi kolaylaştırmaktadır. c lokasyon parametresi için anlamlı grid değerleri kümesi s_t geçiş değişkeninin örneklem yüzdebiri gibi tanımlanabilir. Bu geçiş fonksiyonu değerlerinin γ ve c 'nin her seçimi için için yeterli örnek varyasyonu içerdiğini garantilemektedir.

Grid araştırmasında doğrusal-olmayan optimizasyonu başlatmak için γ ve c için iki boyutlu bir tarama araştırması yapılır. STAR modelindeki γ ve c sabitlenmiş olası değerleri için en küçük kareler yöntemiyle birçok regresyon tahmin edilir. Bu

¹⁷²Timo Terasvirta, "Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models", **Journal of the American Statistical Association**, C. 89, No. 425, 1994, s.213

regresyonlar arasında hataları karesi (RSS) en küçük regresyonun parametreleri başlangıç parametreleri kümesi olarak alınır ve doğrusal-olmayan optimizasyon algoritması başlatılabilir¹⁷³.

2.3.7.2 γ parametresinin Tahmini

İki rejim arasında geçişin yumuşaklığını (γ) bu parametre büyük olduğu zaman standart hatası çok büyük çıkabildiği için tam mükemmel tahminlemek çok zordur. Bunun sebebi, γ 'ın büyük değerlerinde geçiş fonksiyonu ani sert değişikliğe dönüştüğü için STAR modelin eşik modeline (TAR) benzemesidir. γ 'nın doğru tahmin edilmesi için c eşik değerinin yakın komşuluğunda çok fazla gözlenen değer olması gerekmektedir. Gözlemlerin yetersiz olmasına göre γ 'ın t -istatistiği bazen anlamsız çıkmaktadır, ama bu durum STAR modelinin doğrusal-olmayan veri yaratım sürecini yakalayamadığı anlamına gelmez. Standart hatanın büyük çıkması bazen tamamen rakamsal nedenlerden kaynaklanır. Ayrıca, γ 'daki büyük değişiklikler geçiş fonksiyonunu çok az etkilemektedir, dolayısıyla γ 'ın çok dakik tahminlenmemesi büyük sorun değildir.

2.4 STAR Modelin Kontrol Testleri

STAR model tahmin edildikten sonra bu modelin geçerliliğini test etmek için kontrollerin yapılması (*misspecification tests*) gerekmektedir. Özellikle, modelin otokorelasyon içerip içermediği, parametre sabitliğine sahip olup olmadığı, zaman serisindeki doğrusal-olmayan ilişkiyi tamamen yakalayıp yakalamadığı test edilmelidir. STAR modeline özgü olan bu testler otokorelasyon testi, yakalanmamış doğrusal-olmayan ilişki (*remaining nonlinearity*) testi ve parametre sabitliği (*parameter constancy*) testidir. STAR modeline özgü olan bu üç kontrol testinin yanı sıra tahmin edilen modelin uygunluğunu değerlendirebilmek için çarpıklık (*skewness*), basıklık (*kurtosis*) ve ARCH testleri de yapılır.

¹⁷³ Nadir Öcal, Denise R. Osborn, "Business Cycle Non-Linearities in UK Consumption and Production", *Journal of Applied Econometrics*, C. 15, No. 1, 2000, s.30

Bu testlerin hipotezleri, açılımları ve test aşamaları Eitrheim ve Teräsvirta'nın STAR modellerin uygunluğunun test edilmesi çalışmasında detaylı incelenmiştir. Biz de bu kontrol testleri için Eitrheim ve Teräsvirta'nın yöntemini takip edeceğiz. İki rejimli STAR modelinde bu üç hipotez LM test ile test edilmektedir¹⁷⁴. Bu testler, tahmin edilmiş modelin geçerliliğini ölçmektedir. Tahmin edilmiş STAR modeli bu testleri başarı ile geçerse, bu model değişkenler arasındaki ilişkiyi açıklamak veya öngörü amacıyla kullanılabilir.

2.4.1 Hataların Otokorelasyon Testi

$F(x_t; \theta) = \phi_1' x_t (1 - G(s_t; \gamma, c)) + \phi_2' x_t G(s_t; \gamma, c) + \varepsilon_t$ fonksiyonunu temel STAR modelinin iskeleti adlandırmıştık. Burada STAR modelinin gradyant vektörünü (\hat{z}_t), yani parametrelere göre birinci türevini de tanımlayacağız.

$$\varepsilon_t = a' v_t + u_t$$

$$a = (a_1, \dots, a_q)'$$

$$v_t = (\varepsilon_{t-1}, \dots, \varepsilon_{t-q})'$$

$$\hat{z}_t = \frac{\partial F(x_t; \theta)}{\partial \theta}$$

$$\theta = (\phi_1', \phi_2', \gamma, c)$$

$$\hat{z}_t = \left(x_t', x_t' G(s_t; \gamma, c), g_\gamma(t), g_c(t) \right)' \text{ olarak tanımlansın.}$$

Otokorelasyon testi aşağıdaki adımlarla yapılmaktadır:

- STAR modeli tahmin edilir (kalıntılarda otokorelasyon yok varsayımı ile) ve kalıntıların (ε_t) karelerinin toplamı hesaplanır. $RSS_0 = \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2$
- ε_t 'nin v_t ve \hat{z}_t ile regres edilmesiyle yardımcı regresyon kurulur ve bu regresyonun kalıntıları (u_t) ve kalıntı karelerinin toplamı hesaplanır.

$$RSS_1 = \sum_{t=1}^T u_t^2$$

Yardımcı regresyonun açık yazılışı:

¹⁷⁴Oyvind Eitrheim, Timo Teräsvirta, "Testing the adequacy of smooth transition autoregressive models", *Journal of Econometrics*, C. 74, No: 1, September 1996, ss.59-75

$$\varepsilon_t = \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-1} + \alpha_{q+1} \frac{\partial F(x_t; \theta)}{\partial \theta} + u_t$$

Bu aşamada geçiş fonksiyonunun tipine uygun gradyant vektörü kullanılır.

- Hatalarda (kalıntılarda) otokorelasyonun sıfır hipotezi $a=(a_1, \dots, a_q)' = 0$ şeklindedir:

$$H_0 : \alpha_1 = \dots = \alpha_{q+1} = 0$$

- Test istatistiği olarak LM istatistiğinin χ^2 versiyonu:

$$LM = \frac{T(RSS_0 - RSS_1)}{RSS_1}$$

veya F versiyonu hesaplanır:

$$LM = \frac{\frac{RSS_0 - RSS_1}{q}}{\frac{RSS_1}{T-n-q}}$$

Bu denklemde n gradyant vektörünün boyutu, q ise kalıntının (yardımcı regresyonda) gecikme derecesidir¹⁷⁵.

2.4.2 Yakalanmamış Doğrusal-olmayan İlişki (*remaining nonlinearity*) Testi

Tahmin edilen STAR modelinin incelenen zaman serisinde bütün olası doğrusal olmayan ilişkileri kapsayıp kapsamadığını saptayabilmek için yakalanmamış doğrusal-olmayanlık testine başvurulmaktadır. Bu testlerde modelde ek bir rejimin daha bulunması alternatif hipotezi belirlenerek, tahmin edilmiş 2 rejimli modelin uygun olduğu sıfır hipotezi bu alternatif hipoteze karşı test edilmektedir.

Eitrheim ve Teräsvirta 2 rejimli STAR modelini, aşağıdaki formda yazdığımız eklentili (additive) 3 rejimli model alternatifine karşı test etmek için LM istatistiğini kullanmayı önermişler.

$$y_t = \phi_1' x_t + (\phi_2 - \phi_1)' x_t G_1(y_{t-1}; \gamma_1, c_1) + (\phi_3 - \phi_2)' x_t G_2(y_{t-1}; \gamma_2, c_2) + \varepsilon_t$$

$$x_t = (1, \kappa_t)'$$

$$\kappa_t = (y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p})'$$

¹⁷⁵Philip H. Franses, Dick van Dijk, **Nonlinear Time Series Models in Empirical Finance**, Cambridge University Press, 2003, s.110

Burada $G_2(y_{t-1}; \gamma_2, c_2)$ geçiş fonksiyonu, $c_1 < c_2$ olmakla tahmin edilen $G_1(y_{t-1}; \gamma_1, c_1)$ fonksiyonunun yapısından bağımsız olarak lojistik ya da üssel bir geçiş fonksiyonu olabilmektedir. Tahmin edilmiş 2 rejimli STAR modelinin uygun bir model olduğu ve eklenen 3.cü doğrusal olmayan ilişkinin geçerli olmadığı iddia eden boş hipotez $H_0: \gamma_2 = 0$ veya $G_2(y_{t-1}; \gamma_2, c_2) = 0$ şeklinde kurulur. Test istatistiğinin oluşturulma süreci doğrusallık testine benzemektedir. Bu test işlemi de doğrusallığın sıfır hipotezini 2-rejimli STAR modeline karşı test ederken karşılaştığımız tanımlanamayan parametre sorununu barındırmaktadır. Burdaki çözüm de aynıdır. $G_2(y_{t-1}; \gamma_2, c_2)$ geçiş fonksiyonunun lojistik olduğu varsayımı ile $\gamma_2=0$ civarında üçüncü dereceden Taylor açılımı uygulanır. Bu zaman aşağıdaki yardımcı model elde edilir:

$$\left\{ \begin{aligned} y_t = & \beta_0' x_t + (\phi_2 - \phi_1)' x_t G_1(y_{t-1}; \gamma_1, c_1) + \\ & + \beta_1' \kappa_t y_{t-1} + \beta_2' \kappa_t y_{t-1}^2 + \beta_3' \kappa_t y_{t-1}^3 + \eta_t \end{aligned} \right\}$$

Burada, β_j ($j=0, 1, 2, 3$) parametresi ϕ_1, ϕ_3, γ_2 ve c_2 parametrelerinin fonksiyonudur. Yakalanmamış bir doğrusal-olmayanlığı test etmeğe yönelik kurulan sıfır hipotezi $H_0: \gamma_2 = 0$ 'dan $H_0': \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ şekline dönüşür. Hipotez $3p$ serbestlik derecesiyle asimptotik χ^2 dağılımına sahip LM istatistiği ile test edilir ve yukarıda belirttiğimiz otokorelasyon testinde izlenen üç aşama bu testte de izlenmektedir¹⁷⁶.

Modelde ikinci bir geçiş fonksiyonu bulunduğunda, bu fonksiyonunun yapısını belirlemek için zincirleme F testlerine başvurulabilir veya ikinci geçiş fonksiyonunun lojistik ya da üssel yapıya sahip olduğu kabulüyle iki ayrı model tahmin edilerek en uygun olan seçilebilir.

2.4.3 Parametre Sabitliği Testi

STAR modelde tahminlenen geçiş fonksiyonundaki parametrelerin zaman içinde sabit kaldığı varsayılmaktadır. Parametre sabitliği testi tahmin edilen STAR modelindeki parametrelerin sabitliğinin, parametrelerin değiştiği alternatifine karşı test edilmesidir. Parametrelerin sabitliği, ilgili geçiş fonksiyonunda doğrusal zaman trendi geçiş değişkeni olarak kullanılarak test edilmektedir.

¹⁷⁶Eitrheim, Teräsvirta, a.e.

Geçiş fonksiyonunun parametrelerinin sabit olduğu ama ϕ_1 ve ϕ_2 parametrelerinin zamanla değişeceğini varsayarak, STAR modelini böyle yazabiliriz:

$$y_t = \phi_1(t) \tilde{w}_t + \phi_2(t) \bar{w}_t G(s_t; \gamma, c) + \varepsilon_t$$

Burada, \tilde{w}_t doğrusal kısımda sıfır olmadığı varsayılan ve w_t 'nin alt kümesi olan $k \leq p + 1$ eleman içermektedir. \bar{w}_t de modelin doğrusal-olmayan kısmında sıfır olmadığı varsayılan $l \leq p + 1$ eleman içermektedir.

$\bar{\phi}_1$, λ_1 ve $\bar{\phi}_2$, λ_2 vektörlerini uygun olarak $(k \times 1)$ ve $(l \times 1)$ boyutlu parametre vektörleri olarak tanımlarsak, zamanla değişen parametre vektörleri aşağıdaki gibi olacaktır:

$$\phi_1(t) = \bar{\phi}_1 + \lambda_1 H_j(t, \gamma_1, c_1)$$

$$\phi_2(t) = \bar{\phi}_2 + \lambda_2 H_j(t, \gamma_1, c_1)$$

Model için parametre sabitliğinin sıfır hipotezi $H_0: H_j(t, \gamma_1, c_1) \equiv 0$ (veya $H_j(t, \gamma_1, c_1) \equiv \text{sabit}$) şeklindedir.

H_j geçiş fonksiyonu aşağıdaki formlarda olabilmektedir:

$$H_1(t; \gamma_1, c_1) = (1 + \exp\{-\gamma_1(t - c_1)\})^{-1} \quad \gamma_1 > 0$$

$$H_2(t; \gamma_1, c_1) = 1 - \exp\{-\gamma_1(t - c_1)^2\} \quad \gamma_1 > 0$$

$$H_3(t; \gamma_1, c_1) = (1 + \exp\{-\gamma_1(t^3 + c_{12}t^2 + c_{11}t + c_{10})\})^{-1} \quad \gamma_1 > 0, c_1 = (c_{10}, c_{11}, c_{12})'$$

Burdan parametre sabitliğinin sıfır hipotezi $H_0: \gamma_1 = 0$ şeklinde yazılabilir. H_1 geçiş fonksiyonu yumuşak ve monoton parametre değişimine, H_2 monoton olmayan parametre değişimine, H_3 ise monoton ve monoton olmayan parametre değişimine işaret etmektedir.

Sonraki adım, H_0 'ı bu üç alternatife karşı test etmektir. Bunun için H_1 , H_2 , H_3 'e $\gamma_1 = 0$ civarında birinci dereceden Taylor açılımı uygulanır. Daha sonra otokorelasyon testindeki gibi LM testi adımları tekrarlanır.

Tahmin edilen STAR modeli bu kontrol testlerini geçtikten sonra betimleyici ve tahmin amaçları için kullanılabilir.

2.5 STAR Doğrusal olmayan Birim Kök Testleri

Önceki bölümde incelediğimiz gibi getirilerin tahmin edilemezliği hisse fiyatlarının rassal süreç izlemesi ile yani birim kök içermesi ile sağlanır. Birçok ekonomik ve finansal zaman serilerinin doğrusal olmayan süreç izlediğini biliyoruz. Dolayısıyla piyasa etkinliğini araştırırken doğrusal birim kök testlerinin yanısıra doğrusal olmayan düzeyde de serinin birim kök içerip içermediği araştırılmalıdır. Literatürde doğrusal olmayan zaman serilerinde birim kökün test edilmesi için farklı yöntemlerin kullanıldığı görülmektedir. Enders ve Granger (1998), Berben ve van Dijk (1999), Caner ve Hansen (2001), Lo ve Zivot (2001), Kapetanios, Shin ve Snell (2003) çalışmalarında doğrusal olmayan serilerde Dickey-Fuller testinin gücünün düşük olduğunu, durağan olmama, eşbütünleşme ve doğrusal olmayan serilerde birim kök testleri için yöntemler geliştirmişlerdir.

Burada Kapetanios, Shin ve Snell'in geliştirdiği¹⁷⁷ doğrusal olmayan birim kök test süreci incelenmiştir.

1 dereceli tekdeğişkenli STAR modelini aşağıdaki gibi yazabiliriz:

$$y_t = \beta y_{t-1} + \gamma y_{t-1} F(\theta; y_{t-d}) + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, T$$

$\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$ sıfır ortalamalı stokastik süreç, β ve γ bilinmeyen parametrelerdir. $F(\theta; y_{t-d})$ geçiş fonksiyonunun üstel tipli fonksiyon olduğu varsayımı ile:

$$F(\theta; y_{t-d}) = 1 - \exp(-\theta y_{t-d}^2)$$

$\theta > 0$ ve $d \geq 1$ 'in gecikme parametresi olduğu varsayılır. Yukarıda bahsettiğimiz gibi üstel fonksiyon 0 ile 1 arasında değer alır ve 0 etrafında simmetrik U şeklindedir. θ parametresi eğim katsayısıdır ve rejimler arasında değişimin hızını belirliyor. Yukarıdaki denklemi STAR modelinde yerine yazarsak, aşağıdaki üstel STAR modelini elde ederiz:

$$y_t = \beta y_{t-1} + \gamma y_{t-1} (1 - \exp(-\theta y_{t-d}^2)) + \varepsilon_t$$

¹⁷⁷George Kapetanios, Yongcheol Shin, Andy Snell, "Testing for a Unit Root in The Nonlinear STAR Framework", **Journal of Econometrics**, C. 112, No: 2, February 2003, ss.359–379.

$\phi = \beta - 1$ varsayımı ile bu denklemi yeniden parametrize edip aşağıdaki gibi yazabiliriz:

$$\Delta y_t = \phi y_{t-1} + \gamma y_{t-1} (1 - \exp(-\theta y_{t-d}^2)) + \varepsilon_t$$

ESTAR modelinin temel dengeden sapmaların boyutuna bağlı serilerin farklı dinamiklerini modellemeye olanak sağlaması gibi güzel bir yanı vardır. Dengeden sapmalar küçük boyutlarda olduğu zaman arbitrajın kârlı olmayacağı için arbitrajcılar dönüş stratejileri (*reversion trading strategy*) uygulamayacaklardır. Ama dengeden sapmalar büyük boyutlarda ise arbitrajcılar kârlı dönüşüm işlem stratejileri uygulayacak ve bu fiyatları dengeye getirecektir. ESTAR kapsamında bu, $\phi \geq 0$ mümkün olduğu zaman, sürecin mutlak durağan (*globally stationary*) olması için $\gamma < 0$ ve $\phi + \gamma < 0$ şartları sağlanmalıdır şeklinde ifade edilmektedir. Bu şartlar altında süreç, (y_{t-d}^2) 'nin küçük değerleri için birim kök sergilemekte, ama (y_{t-d}^2) 'nin büyük değerleri için durağan dinamik barındırmaktadır.

$\phi = 0$ eşitlersek, y_t orta rejimde birim kök içerecek ve bu durumda ESTAR modeli şöyle yazılabilir:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} (1 - \exp(-\theta y_{t-d}^2)) + \varepsilon_t$$

y_t sürecinin mutlak durağanlığı (global stationarity) $H_0: \theta = 0$ sıfır hipotezinin $H_1: \theta > 0$ alternatif hipotezine karşı test edilmesile temin edilebilir. Ama burada γ parametresi tanımlanmadığı için sıfır hipotezinin direk test edilmesi mümkün değildir. Bu problemi aşmak için geçiş fonksiyonuna Taylor açılımı uygulayarak t -test istatistiği türetilir. Geçiş fonksiyonu birinci derece Taylor genişletmesi ile değiştirildiğinde aşağıdaki yardımcı regresyon elde edilir:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-d}^3 + e_t$$

e_t Taylor açılımı kalıntıları ile beraber orijinal denklemin şoklarını (ε_t) da içermektedir.

$\delta = 0$ hipotezinin $\delta < 0$ 'e karşı test istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanır:

$$t_{NL} = \frac{\hat{\delta}}{s.e.(\hat{\delta})}$$

$\hat{\delta}$ en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilir, $s.e.(\hat{\delta})$ ise $\hat{\delta}$ parametresinin standart hatasıdır.

Serinin sıfır ortalamaya sahip olmaması ya da doğrusal deterministik trende sahip olması halinde ortalamadan arındırma (de-mean) yada trendden arındırma (de-trend) gerekmektedir.

Kapetanios v.d. çalışmasında t_{NL} istatistiğinin farklı güven aralıkları (%1, %5 ve %10) asimptotik kritik değerlerini de vermişlerdir.

Seride kalıcılık arttıkça (rejimler arası geçiş yavaşladıkça) Dickey-Fuller testine nazaran t_{NL} testinin gücü artmaktadır. Birçok finansal zaman serisinde de kalıcılık görülmesi nedeniyle önerilen bu testin önemi artmaktadır.

2.6 Varyansta Doğrusal Olmayan Modeller

Değişkenin veya sürecin doğrusal olmayan özelliği ya koşullu ortalamadan, ya koşullu varyanstan veya her ikisinden kaynaklanabilir. Önceki bölümde koşullu ortalamadan doğan doğrusal olmayan süreçleri modellemeyi inceledik. Doğrusal olmayan ilişki sadece koşullu varyanstan kaynaklanıyor ise, böyle süreçler otoregresif koşullu heteroskedastisite modelleri, yani ARCH modeller ile analiz edilir.

Ekonomik zaman serilerinin analizi birkaç varsayımın sağlanması durumunda sağlam sonuçlar vermektedir. Hata terimlerinin varyansının ilgili dönemde sabit olması varsayımı da bu önemli varsayımlardan biridir. Buna göre, hata terimlerinin homoskedastik olup olmadıklarının belirlenmesi ve doğrulanması gerekmektedir. Zaman serilerinde değişen varyansın olması, serinin koşullu varyansının zamana bağlı olarak değişmesi demektir. Eğer hata terimi varyansı değişken ise, parametre katsayıları olması gerekenden büyük standart hatalara sahip olacaktır. Ampirik çalışmalarda zaman serilerinin büyük kısmında bu varsayımın geçerli olmadığı gözlemlenmektedir. Engle (1982) hataların varyansının sabit olmadığını İngiltere

enflasyon verilerini inceleyerek ortaya çıkarmıştır¹⁷⁸. Engle bu makalesinde, değişen varyans durumunda, ARCH olarak adlandırdığı bu yeni modeli önermiştir. Bu model, hata teriminin t zamanındaki varyansının önceki dönem tahmin hatalarının karelerine bağımlı olduğu bir modeldir. Böylece, ARCH sıfır ortalamalı, otokorelasyon içermeyen, fakat koşullu olarak değişen varyansa sahip süreçler olarak tanımlanmıştır. ARCH modeline ulaşmak için önce

$$y_t = c + \beta_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$$

şeklinde bir otoregresif model tahmin edilir. Modelde y_{t+1} 'in koşullu tahmini

$$E_t(y_{t+1}) = c + \beta_1$$

şeklinde olacaktır. Eğer bu koşullu ortalamayı y_{t+1} 'i tahmin etmek için kullanırsak, tahmin hatası varyansı aşağıdaki gibi olacaktır:

$$E_t[(y_{t+1} - c - \beta_1 y_t)^2] = E_t(\varepsilon_{t+1}^2) = \sigma^2$$

Ayrıca, y_{t+1} 'in koşulsuz tahmini

$$E(y_{t+1}) = \frac{c}{1 - \beta_1}$$

ve varyansı

$$E\left[\left(\frac{y_{t+1} - c}{1 - \beta_1}\right)^2\right] = E[(\varepsilon_{t+1}\beta_1 + \beta_1^2\varepsilon_{t-1}^2 + \dots)^2] = \frac{\sigma^2}{1 - \beta_1^2}$$

şeklinde olacaktır.

Formülasyonlardan koşulsuz tahminin koşullu tahminden daha büyük varyansa sahip olduğu görülmektedir. Koşullu tahminin daha küçük varyansa sahip olmasının nedeni cari dönem ile bilinen geçmiş dönem gerçekleştirmelerini de hesaba katmasıdır ve buna göre de koşullu tahmin daha çok tercih edilmektedir.

¹⁷⁸ Robert Engle, "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", **Econometrica**, C.50, No:4, 1982, s.987-1007

Aynı şekilde (ε_t) serisinin varyansı değişken ise, varyanstaki belirli bir yöndeki sürekli değişikliği (hareketi) tahmin etmek için ARMA modeli kullanılmaktadır. Aşağıdaki örnek bir modelin hatalarını (ε_t) kabul edersek:

$$y_t = c + \beta_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Bu durumda y_{t+1} 'in koşullu varyansı aşağıdaki gibi olacaktır:

$$Var(y_{t+1}|y_t) = E_t[(y_{t+1} - c - \beta_1 y_t)^2] = E_t \varepsilon_{t+1}^2$$

Bu modelin koşullu varyansının sabit kalmayıp belli bir zamanla değiştiği bir yapı kurmak gerekir. Modelden tahmin edilmiş hataların karelerini kullanarak koşullu varyans bir $AR(q)$ süreci olarak belirlenecektir. Modelden tahmin edilmiş hataların karesini w_t 'ni bir beyaz gürültü (white noise) olduğunu kabulederek model:

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = c + \beta_1 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \beta_2 \hat{\varepsilon}_{t-2}^2 + \dots + \beta_q \hat{\varepsilon}_{t-q}^2 + w_t$$

şeklinde bir $AR(q)$ modeli olacaktır. Bu model $ARCH(q)$ modeli olarak adlandırılmaktadır.

Birinci dereceden $ARCH(1)$ modeli, yani değişkenin sadece 1 dönem önceki değerinin karesi t zamanındaki koşullu varyansı belirlediği model şöyle yazılır:

$$y_t = \varepsilon_t \sigma_t$$

$$\sigma_t^2 = c + \beta_1 y_{t-1}^2 \quad Var(\varepsilon_t) = 1$$

Bir regresyon modelinde ya da otopregresif modelde $ARCH$ hatalarının olması, en küçük kareler yönteminin tahminlerinin geçersiz olduğu anlamına gelmez. Bunların dışında daha etkin, doğrusal olmayan tahmincilerin de var olduğunu söyler¹⁷⁹. Model koşulsuz olarak klasik regresyon modelinin varsayımlarına (koşulsuz varyansın sabit olması) uysa da, koşullu varyans varsayımı sağlanmamaktadır. $0 \leq \beta < 1$ koşulunda en küçük kareler ile hesaplanan tahminler en etkin doğrusal tahminci olmalarına rağmen, doğrusal olmayan ve daha etkin bir tahminci $ARCH$ modelidir. $ARCH(1)$ modeli, uç değerleri olan zaman serisi verilerini modellemede kullanılabilir. Öyle ki, bu uç değerler birbirlerini takip eden bir düzendedir ve buna sebep olan serinin aldığı

¹⁷⁹ Marno Verbeek, **A Guide to Modern Econometrics**, Chichester, John Wiley&Sons, 2000, s.266

değerlerdeki otokorelasyonlar değil, varyans denklemidir ki, ARCH modeller bu özelliği modellemek içindir¹⁸⁰.

“Genel olarak ARCH modelinde koşullu ve koşulsuz ortalamanın sıfır olduğu bir hata yapısı vardır. Ayrıca, ε_t serisi içsel bağıntılı olmamasına karşın hata terimleri ikinci momentleri aracılığıyla ilişkili oldukları için birbirlerinden bağımlıdır. Koşullu varyansın kendisi koşullu heteroskedastik hatalardan meydana gelen otoregresif bir süreçtir. Bir dönem önce gerçekleşen hata terimi mutlak değer olarak sıfırdan ne kadar büyükse, ε_t 'nin koşullu varyansı da o kadar büyük olacaktır”¹⁸¹.

Zaman serisi yapısına ve çeşitli durumlara daha uygun olan, onlarca ARCH tipi modeller (GARCH, EGARCH, NGARCH, vb.) geliştirilmiştir. Bu çalışmanın konusu koşullu ortalama da doğrusal olmayan modeller olduğu için koşullu varyans modelleri kısa geçilmiştir.

2.7 Literatür Taraması

Finansal serilerin istatistiksel analizleri doğrusal modeller uygulanarak uzun süreden beri yapılmaktadır. Bazı konjüktürel ve döngüsel gerçeklikleri daha doğru modelleyebilmek için 1990'ların sonundan ekonometrik teorisi geliştirilmiş doğrusal olmayan modeller önerilmeye başlanmıştır. Gelişen ve hızlanan yazılım ve bilgisayar teknolojilerinin de etkisiyle, doğrusal olmayan zaman serisi modellerine yapılan katkılar artarak devam etmiş ve bu modeller iktisat ve finasta kullanılmaya başlanmıştır. İktisat ve finans yazınında doğrusal olmayan zaman serisi uygulamaları ile borsa getirileri değişik yöntemlerle modellenmekte ve çeşitli teoriler söz konusu yöntemler kapsamında test edilmektedir.

Perez-Quiros ve Timmermann çalışmasında Ocak 1954-Aralık 1997 dönemi seçilmiş portföyler (CRSP) üzerinde hisse senedi risk ve getirilerinde olan asimettrileri incelemişler. Çalışmada model belirlenmesi için ARCH ve Markov rejim değişim modeli kullanılmıştır. Hisse getirilerinin koşullu dağılımının gerileme ve gelişim

¹⁸⁰Philip Hans Franses, **Time Series Models for Business and Economic Forecasting**, Cambridge, Cambridge University Press 1998, s. 157.

¹⁸¹Hüseyin Songül, **Otoregresif koşullu değişen varyans modelleri: Döviz kurları üzerine uygulama**, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Araştırma ve Para Politikası Genel Müdürlüğü, 2010

dönemlerinde farklılık gösterdiği, hisselerin beklenen getirisinin faiz oranı, temerrüt primi ve parasal büyümeğe çok duyarlı olduğu ve getirilerin volatilitésinin gerileme döneminde faiz oranı deęişimlerine daha hassas olduğu gözlemlenmiştir. Bütün şirketlerin duruma (rejime) baęlılık sergilediđi, risk ve beklenen getiri oranlarının gerileme döneminden daha çok etkilendiđi saptanmıştır. Getirilerin ve riskin döngüsel asimetrisine ilişkin bu bulgular getiri modellemeye ve getirilerin tahmin edilebilirliğinin ekonomik deęerine katkı saęlamıştır ve piyasa etkinliğinin doğrusal olmayan yöntemlerle modellenmesine ilişkin çalışmalara yol açmıştır¹⁸².

Shively 2003 yılı çalışmasında hisse fiyatlarının doğrusal olmayan dinamiklerini Fransa (CAC 40), Almanya (DAX 30), İngiltere (FTSE 100), Japonya (Nikkei 225), Amerika (S&P500) ve Kanada (TSE 300) borsalarında Ocak 1970-Aralık 2000 dönemi günlük verilerle araştırmıştır. Bu altı hisse fiyatı endeksinin hepsinin eşik doğrusal olmama ile uyumlu olduğunu göstermek için Tsay'ın χ^2 testi uygulanmıştır. Daha sonra yine Tsay'ın önerdiđi eşik modelleme tekniđi uygulanarak her endeks üç (alt, orta, üst) rejime bölünmüştür. Yatırımcılar bu üç rejimin hepsinde işlem yapıyor olmasına rağmen, üst rejimde yüksek pozitif getirilerden sonra hisseleri satım eğilimi, alt rejimde yüksek negatif getirilerden sonra hisseleri alım eğimi içindedirler, yani alt ve üst rejimlerden ortadaki rejime dönülmektedir. Bu üç rejimin doğrusal olmayan rejim deęiştirme yapısı, hisse fiyatlarının deterministik, tahmin edilebilir unsurlar içerdđi anlamına gelmektedir, dolayısıyla çalışmaya konu olan dönemde bu altı piyasada doğrusal olmayan düzeyde etkin piyasa hipotezinin geçerli olmadığı saptanmıştır¹⁸³.

2.7.1 Eşik Modelleri Uygulanarak Yapılan Çalışmalar

Brooks ve Garrett 2002 yılı çalışmasında FTSE 100 endeksi ve endeks bazlı futures'ın günlük dinamiđini SETAR modeli uygulayarak incelemişler. Hisse piyasası ve hisse endeksi futures piyasası etkin olarak bir kurum (entity) gibi beraber işlev görseleler, baz dinamiđi AR(1) süreci olarak tanımlanabilir. Aksi durum olarak,

¹⁸² Gabriel Perez-Quiros, Allan Timmermann, "Firm Size and Cyclical Variations in Stock Returns", **The Journal of Finance**, C. 55, No: 3, 2000, ss.1229-1262

¹⁸³ Philip A. Shively, "The Nonlinear Dynamics of Stock Prices", **The Quarterly Review of Economics and Finance**, C. 43, No: 3, 2003, ss.505-517

günlük FTSE 100 endeksi ve endeks futures bir tüzel kişi gibi etkin işlev görmüyorlarsa baz süreci AR(3) süreci izlemektedir. Bu iki rejim arasında geçiş baz puanlarına göredir. Bu bulgunun olası açıklaması, açığa satışı uygulanan kısıtlar tam uygunlaşmanın önünü kesiyor ve gecikmeli uyuma yol açıyor. Baz puan üst rejime geçtiğinde, hisse endeks futures piyasasında açığa satış kısıtları çok az olduğu ve kısa futures pozisyonu almanın işlem maliyetleri düşük olduğu için böyle problemle karşılaşılmamaktadır. Dolayısıyla bu çalışma sonucunda ilgi etkinsizliğin nedeninin pay piyasası olduğu doğrusal olmayan modelle belirlenebimiştir¹⁸⁴.

Busetti ve Manera çalışmasında Pasifik havzası ülkelerinin finansal piyasalarını 1990-1991 Japon finansal krizinin etkileri açısından araştırmışlar. Çalışmada Nikkei225 ve S&P500'ün eşik değişkeni olduğu, günlük piyasa getirileri kullanılarak STAR-GARCH modeli uygulanmıştır. Singapur ve Malezya piyasaları için S&P500'ün, Kore, Hong Kong ve Tayvan için Nikkei225 endeksinin eşik değişkeni olduğu belirlenmiştir. İncelenen bütün zaman serilerinde volatilité, aşırı basıklık ve uç noktalar (outliers)'a rastlanmıştır. STAR-GARCH modeli istatistiksel olarak sağlam algoritmeleri seçmiş ve ilgili testlerle etkin olduğu saptanmıştır¹⁸⁵.

McMillan 2005 yılı çalışmasında 1980-2003 döneminde Fransa, Almanya, Hong Kong, Japonya, Malezya ve Singapur getiri endekslerini doğrusal otoregresif model ve doğrusal olmayan QLSTAR modellerle incelemiştir. Çalışmada doğrusal olmayan modelin gürültü ticaretçilerinin (noise traders) piyasa davranışlarını ve pozitif ve negatif getiri rejimleri arasında geçişleri daha iyi yakalayabildiği saptanmıştır¹⁸⁶.

Chung, Ho ve Wei çalışmasında ADR (American Depository Receipt) fiyatları ve ona konu olan (underlying) hisseler arasında kısa ve uzun vadeli dinamik ilişkileri vektör hata düzeltme modeli (VECM), TAR Eştümleşme yöntemiyle araştırmışlar. Çalışmada doğrusallık testleri sonucu eşik etkili doğrusal olmama ve iki rejim bulunmuştur. Uç rejimde ADR primi denge seviyesinden yüksek olduğu zaman ADR

¹⁸⁴Chris Brooks, Ian Garrett, "Can We Explain the Dynamics of the UK FTSE 100 Stock and Stock Index Futures Markets?", **Applied Financial Economics**, C. 12, No: 1, 2002, ss.25-31.

¹⁸⁵ Giorgio Busetti, Matteo Manera, "STAR-GARCH Models for Stock Market Interactions in the Pacific Basin Region, Japan and US", **FEEM Working Paper** No. 43.2003, ss.1-26.

¹⁸⁶ David G. McMillan, "Non-linear Dynamics in International Stock Market Returns", **Review of Financial Economics**, C. 14, No: 1, 2005, ss.81-91.

fiyatının düşmesi, yani ADR fiyatlarının ve konu olan hisselerin doğrusal olmayan ortalamaya dönüş (nonlinear mean reversion) hareketi sergilediği gözlemlenmiştir. Sonuç olarak dalgalı piyasada ilişkiyi yakalama açısından eşik eştümleşme modelinin doğrusal eştümleşme modellerini üstelediği saptanmıştır¹⁸⁷.

Kim, Mollick ve Nam çalışmasında G-7 pay piyasalarında yıllık getirileri kullanarak uzun dönem getirilerindeki asimetritleri ve doğrusal olmayan ilişkileri STAR modellerini kullanarak araştırmışlar. Çalışmada uzun dönem hisse getirileri dinamiğindeki zamana bağlı değişimlerin önemli kısmını açıklama gücüne sahip geniş doğrusal olmama kanıtları bulunmuştur. Sonuç olarak doğrusal olmayan modellerin doğrusal modellere kıyasla, daha iyi öngörü performansı sergilediği saptanmıştır. Doğrusal olmayan etki-tepkiler getiri dinamiklerinin güçlü istikrarını göstermektedir ve bu ampirik bulgular, uluslararası pay piyasaları için yıllık yatırım stratejileri üretmek için faydalı bilgiler içermektedir¹⁸⁸.

Hasanov ve Omay 2008 yılı çalışmasında Avrupanın iki en büyük gelişmekte olan piyasası – Yunan ve Türk pay piyasalarında hisse getirilerinde olası doğrusal olmayan durumları ve döngüsel davranışları araştırmışlar. Atina Borsası ve İstanbul Menkul Kıymetler Borsası endekslerinin aylık getirilerini modellemek için, koşullu ortalamadan olan doğrusal olmayan ilişkileri modelleyen STAR tipi modeller kullanılmıştır. Çalışmada hisse getirilerinin doğrusal olmayan davranışları belirlenmiş ve geliştirilen doğrusal olmayan modelin test istatistikleri daha güçlü çıkmış ve bu model örneklem dışı tahminlemede çok başarılı bulunmuştur. Bu bulgular ilgili piyasaların doğrusal olmayan düzeyde etkin olmadığı sonucunu ortaya koymuştur¹⁸⁹.

Karaduman çalışmasında 1980-2006 dönemi Türkiyenin büyüme hızının asimetrik davranışını STAR modelle araştırmıştır. Çalışmada büyüme hızı olarak çeyrek yıllık sanayi üretim endeksi kullanılmıştır. İlk olarak, STAR tipi doğrusallık testi yapılmış,

¹⁸⁷ Huimin Chung, Tsung-Wu Ho, Ling-Ju Wei, “The Dynamic Relationship between the Prices of ADRs and Their Underlying Stocks: Evidence from the Threshold Vector Error Correction Model”, **Applied Economics**, C. 37, No: 20, 2005, ss. 2387-2394.

¹⁸⁸ Sei-Wan Kim, André Mollick, Kiseok Nam, “Common Nonlinearities in Long-horizon Stock Returns: Evidence from G-7 Stock Markets”, **Global Finance Journal**, C. 19, No:1, 2008, ss.19-31.

¹⁸⁹Mübariz Hasanov ve Tolga Omay, “Nonlinearities in Emerging Stock Markets: Evidence From Europe's Two Largest Emerging Markets”, **Applied Economics**, C. 40, No: 20, ss.2645-2658.

doğrusallık boş hipotezinin reddedilmesinin ardından tahmin edilen LSTAR modeli tahmin edilmiştir. Daha sonra, asimetrik dinamikleri anlamlandırmak için tahmin edilen modelin ekstrapolasyon yöntemiyle elde edilen uzun dönem dengesi ve baskın karakteristik kökleri kullanılmış ve yorumlanmıştır. Sonuç olarak, LSTAR modelinin Türkiye'nin büyüme hızında bir asimetrinin varlığına işaret ettiği saptanmıştır¹⁹⁰.

Balcılar, Gupta ve Shah çalışmasında 1970-2009 dönemi Güney Afrika konut piyasasının doğrusal olmayan ilişki içerip içermediğini piyasayı beş gruba (large-middle, medium-middle, small-middle, luxury and affordable) bölerek incelemişler. Doğrusal ve MSTAR doğrusal olmayan modellerin örneklem içi değerlendirmesi sonucu beş grubun hepsinde ciddi doğrusal olmayan ilişki bulunmuştur. Daha sonra doğrusal olmayan modelleri AR modellerin Bayezyen versiyonu ile kıyaslayarak doğrusal olmama durumuna bir daha emin olmuşlar ve bu modellerin ilgili konut piyasasında doğrusal modellerden daha iyi tahmin gücüne sahip olduğunu göstermişler. MSTAR modeli kurulan tekdeğişkenli ve çokdeğişkenli doğrusal modellerin her ikisinden daha iyi tahminleme performansı sergilemiştir¹⁹¹.

Matias ve Reboredo 2012 yılı çalışmasında hem doğrusal hem de doğrusal olmayan modelleri uygulayarak gün içi pay piyasası getirilerinin tahmin edilebilirliğini araştırmışlar. 2 Haziran-30 Eylül arası S&P500 endeksi gün içi (5, 10, 20, 30 ve 60 dakikalık aralarla) verilerine doğrusal otoregresif model, STAR, Markov değişim, yapay sinir ağları modelleri uygulanmıştır. Ampirik bulgular doğrusal olmayan modellerin doğrusal modellerden hem istatistiksel hem de ekonomik anlamda daha iyi performans gösterdiğini ortaya koymuştur¹⁹².

Ersin çalışmasında Satınalma Gücü Paritesi'nin (PPP) Türkiye'de Şubat 2001 sonrası dalgalı kur döneminde geçerliliğinin doğrusal olmayan yöntemlerle test etmiştir. Çalışmada ilk önce serinin doğrusallık testi yapılmış daha sonra STAR model seçim testleri ile LSTAR2 modeli seçilmiş ve reel döviz kuru modeli tahmin edilmiştir.

¹⁹⁰Hasan Ağan Karaduman, "Türkiye'de Büyüme Hızının Asimetrik Davranışı: LSTAR Modeli", **İktisat İşletme ve Finans**, Cilt: 23, Sayı: 271, 2008, ss.115-132.

¹⁹¹ Mehmet Balcılar, Rangan Gupta, Zahra B. Shah, "An In-sample and Out-of-sample Empirical Investigation of the Nonlinearity in House Prices of South Africa", **Economic Modelling**, C. 28, No: 3, 2011, ss.891-899.

¹⁹²José M. Matias, Juan C. Reboredo, "Forecasting Performance of Nonlinear Models for Intraday Stock Returns", **Journal of Forecasting**, C. 31, No: 2,2012, ss. 172-188.

Doğrusal ve doğrusal olmayan reel döviz kuru modelleri MSE, MAE ve RMSE hata kriterleri ve diğer testler ile karşılaştırılmıştır. Ampirik bulgular, reel döviz kurunun modellenmesinde doğrusal modellerden doğrusal olmayan Band-TAR, ESTAR ve LSTAR2 modellerine hareket edildiğinde tahmin başarısının arttığını göstermiştir. Türkiye’de 2001 krizi sonrasındaki dalgalı kur rejimi döneminde orta rejimde PPP sağlanamazken, üst ve alt reel döviz kuru eşikleri aşıldığında oluşan dış rejimlerde PPP’nin geçerliliği sonucuna varılmıştır¹⁹³.

2.7.2 Birim Kök testleri Uygulanarak Yapılan Çalışmalar

Kapetanios, Shin ve Snell 2003 yılı çalışmasında durağan olmama durumunu doğrusal olmayan mutlak durağanlığa karşı test etme prosedürünü geliştirmişler. Bu test istatistikleri (t_{NL}) ESTAR sürecinde diğer birim kök testlerine nazaran daha güçlü bulunmuştur. Geliştirilen test (t_{NL}) 11 büyük OECD ülkesi gerçekleşmiş (ex post) faiz oranı ve dolar-döviz kuruna uygulanmıştır ve ESTAR modeli tahmin edilmiştir. Bir çok durumda bu testin birim kökü reddettiği, hem reel faiz oranı hem de döviz kurunda doğrusal olmayan ortalamaya dönüş kanıtları saptanmıştır¹⁹⁴.

Narayan 2005 yılı çalışmasında Avustralya ve Yeni Zelanda pay piyasalarında doğrusal olmayan birim kök sürecini araştırmıştır. Avustralya piyasası (ASX) için 1960-2003, Yeni Zelanda piyasası (NZSE) için 1967-2003 dönemi aylık verileri kullanılan çalışmada TAR model ve Caner-Hansen birim kök testi uygulanmıştır. Bulgular her iki ülke piyasasında hisse fiyatlarının doğrusal olmayan ve durağan olmayan karakter sergilediğini ortaya çıkarmıştır ve bu durağan olmama durumu her iki piyasada etkin piyasa hipotezinin geçerliliğini göstermektedir¹⁹⁵.

Lim ve Liew 2007 yılı çalışmasında Asya ülkeleri (Tayland, Hong Kong, Güney Kore, Malezya, Japonya, Singapur ve Tayvan) pay piyasalarında 1986-2003 dönemi aylık kapanış fiyatları serisine Luukkonen v.d. doğrusallık testi uygulayarak bu

¹⁹³Özgür Ömer Ersin, “Türkiye’de Reel Döviz Kurunun Doğrusal Olmayan Ekonometrik Modeller ile İncelenmesi: Band-TAR ve STAR Modelleri”, **İktisat İşletme ve Finans**, Cilt: 27, Sayı: 319, 2012, ss.89-122

¹⁹⁴George Kapetanios, Yongcheol Shin ve Andy Snell, “Testing for a Unit Root in the Nonlinear STAR Framework”, **Journal of Econometrics**, C. 112, No: 2, 2003, ss.359-379

¹⁹⁵Pareesh Kumar Narayan, “Are the Australian and New Zealand Stock Prices Nonlinear with a Unit Root?” **Applied Economics**, C. 37, No: 18, 2005, ss. 2161-2166

endekslerin hepsinde doğrusallığın reddedildiğini bulmuşlar. Daha sonra Kapetainos v.d.'nin geliştirdiği doğrusal olmayan durağanlık testi ile bu endekslerin ortalamaya dönüş (mean reverting) özelliğini araştırmışlar. Netice olarak, bu Asya ülkeleri pay piyasalarında doğrusal olmayan ortalamaya dönüş kalıbı yanısıra, doğrusal olmayan serilere ADF testi uygulanırsa ortalamaya dönüşle ilgili yanlış sonuçlarla karşılaşılacağı da saptanmıştır¹⁹⁶.

Hasanov 2009 yılı çalışmasında Güney Kore piyasasının etkinliğini Kapetainos v.d. tarafından geliştirilmiş doğrusal olmayan birim kök testi ile araştırmıştır. Çalışmada Eylül 1987-Aralık 2005 dönemi KOSPI200 endeksi aylık verileri kullanılmıştır. Doğrusal olmayan birim kök testi birim kök sıfır hipotezini reddetmiş ve bu Güney Kore pay piyasasının zayıf formda etkin olmadığı anlamına gelmektedir¹⁹⁷.

Munir ve Mansur çalışmasında 1980-2008 dönemi aylık veriler kullanarak Malezya Kuala Lumpur pay piyasasının (KLCI) etkinliğini eşik birim kök testleri ile araştırmışlar. Çalışmada Caner ve Hansen tarafından önerilen iki rejimli eşik otoregresif model kullanılmıştır. Bulgular KLCI'nın birim kökle doğrusal olmayan davranışlar sergilediğini göstermiştir ve bu piyasada her hangi bir hisse senedinin kendi geçmiş bilgileri ile fiyat tahmini yapılamayacağını, yani etkin piyasa hipotezinin geçerli olduğunu göstermektedir¹⁹⁸.

Suresh, Joseph ve Sisodia 2013 yılı çalışmasında Ucar ve Omay tarafından önerilen doğrusal olmayan panel birim kök testleri ile BRICS ülkeleri hisse senedi endekslerinin 2000-2010 dönemi ortalamaya dönüş (mean reversion) özelliklerini analiz etmişler. Bulgular bu piyasaların doğrusal olmayan veri üretme sürecine sahip ve durağan olduklarını ortaya koymuştur. Ve bu gelişmekte olan piyasaların ilgili dönemde zayıf formda etkin olmadığını göstermiştir¹⁹⁹.

¹⁹⁶ Kian-Ping Lim ve Venus Khim-Sen Liew, "Nonlinear Mean Reversion in Stock Prices: Evidence from Asian Markets", **Applied Financial Economics Letters**, C. 3, No: 1, 2007, ss.25-29

¹⁹⁷ Mubariz Hasanov, "Is South Korea's Stock Market Efficient? Evidence from Nonlinear Unit Root Test", **Applied Economics Letters**, C. 16, No: 2, 2009, ss.163-167

¹⁹⁸ Qaiser Munir, Kasim Mansur, "Is Malaysian Stock Market Efficient? Evidence from Threshold Unit Root Tests", **Economics Bulletin**, C. 29, No: 2, 2009, ss.1359-1370

¹⁹⁹ Suresh, Anto Joseph, Garima Sisodia, "Efficiency of Emerging Stock Markets: Evidences from "BRICS" Stock Indices Data Using Nonlinear Panel Unit Root Test", **Journal of Economic and Financial Modelling**, C. 1, No.1, 2013, ss. 56-61

Gözbaşı, Küçükkaplan ve Nazlıođlu 2014 yılı alıřmasında dođrusal olmayan birim kk testleri ile Trkiye pay piyasasında Etkin Piyasa Hipotezini arařtırmıřlar. Temmuz 2002-Temmuz 2012 dnemi BİST100 gnlk getiriler kullanılan alıřmada nce Harvey dođrusallık testi, daha sonra Kruse tarafından geliřtirilmiř dođrusal olmayan ESTAR birim kk testi yapılmıřtır. Bulgular pay piyasası endeks veri serisinin dođrusal olmayan sre izlediđini, dolayısıyla İstanbül Borsası pay piyasasında ilgili dnemde Etkin Piyasa Hipotezinin geerli olduđunu, piyasanın zayıf formda etkin olduđunu gstermiřtir²⁰⁰.



²⁰⁰Onur Gozbasi, Ilhan Kucukkaplan, Saban Nazlioglu, “Re-examining the Turkish Stock Market Efficiency: Evidence from Nonlinear Unit Root Tests”, **Economic Modelling**, C. 38, February 2014, ss.381–384

3. BÖLÜM

BORSA İSTANBUL PİYASA ETKİNLİĞİNİN DOĞRUSAL OLMAYAN MODELLER İLE TEST EDİLMESİ

Çalışmanın ampirik kısmında Borsa İstanbulda piyasanın etkinliği doğrusal olmayan yöntemlerden yumuşak geçişli otoregresif (STAR) model ile test edilmiştir. Getiriler doğrusal otoregresif yöntemle – (AR), ARCH ve rassal süreçle tahmin edilip STAR model ile karşılaştırılmıştır. Teorik olarak piyasada STAR modelinin rassal süreçten daha iyi performans göstermemesi gerekmektedir. Çalışmada 2004-2014 dönemi BİST100 haftalık getirileri doğrusal otoregresif (AR) yöntemle modellenerken hatalarda değişen varyans bulunmuş, bu sorunu gidermek için ARCH(2) modeli kurulmuştur. Bu model, STAR modeli ve rassal süreç ile ilgili dönem analiz edilerek, 2015 yılı için 12 dönemlik (3 aylık) tahminler yapılmıştır. Daha sonra bu tahminler ilgili dönemde gerçekleşmiş getirilerle karşılaştırılmış, modellerin tahmin gücü belirlenmiştir.

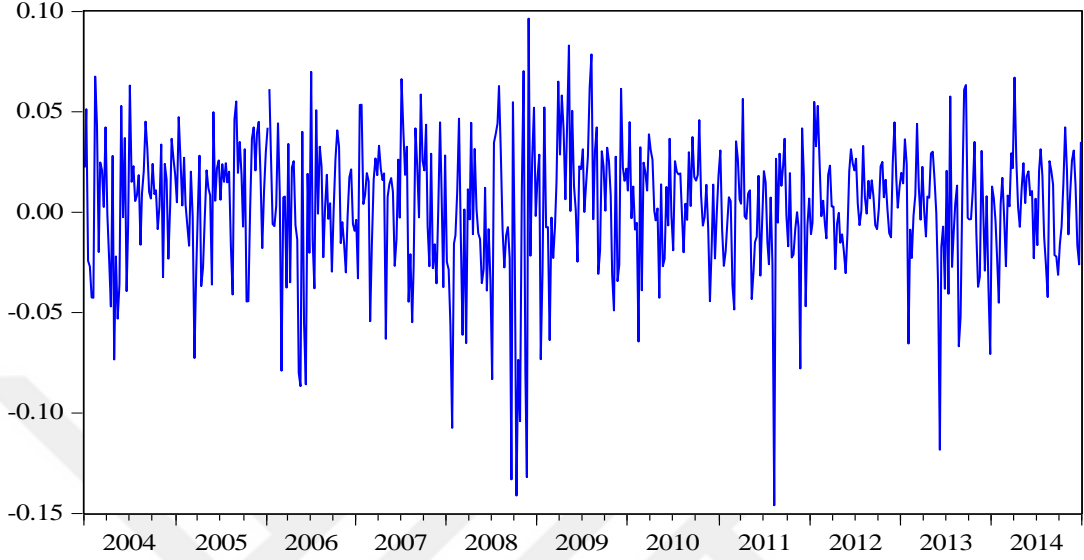
Uygulamada Borsa İstanbul BİST100 endeksinin 2 Ocak 2004 – 26 Aralık 2014 dönemi haftalık getirileri kullanılmıştır. Veriler TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden haftalık olarak alınmıştır. Getiri (y_t) verileri fiyat endeksinin (x_t) bir önceki döneme bölünüp naturel logaritması alınarak hesaplanmıştır:

$$y_t = \ln\left(\frac{x_t}{x_{t-1}}\right)$$

Analizler için Eviews ve R yazılım paketleri (RSTAR library) kullanılmıştır.

Finansal varlık getirilerinin genel olarak durağan olduğu, otokorelasyon özelliği göstermediği ve leptokurtik olduğu bilinmektedir. Getiri serileri normal dağılıma nispeten daha basıktır ve daha kalın kuyruklar sergiler. Bu özellikler finansal serilerin normal dağılımlı serilerden daha çok değişime hazır olmasını gösterir. Finansal getiri serilerinde genellikle büyük değişimleri büyük değişimler, küçük değişimleri ise küçük değişimleri takip eder. Ayrıca, piyasalarda yatırımcılar iyi ve kötü haberler karşısında farklı hareket ederler. Kötü haberler iyi haberlere nispeten daha çok volatilité yaratmaktadır.

Şekil 3: BİST100 Endeksinin haftalık getirisi: (2004:1–2014:52)



İncelenen veri setinde toplam 573 gözlem bulunmakta, ortalaması 0,002696 olmakla pozitif bir getiridir. Yani yatırımcılar belirli dönemlerde negatif getiri elde etseler de genel olarak 2004-2014 dönemi incelendiğinde bir pozitif getirinin olduğu ortaya çıkmaktadır. Veri setinin ortancası (medyanı) 0,006394, en yüksek değeri 0.096415 (28 Kasım 2008), en küçük değeri -0.146003 (12 Ağustos 2011), standart sapması 0.033123 olmaktadır. Serinin en küçük değeri $\pm 3\sigma$ 'nın (0.102065 ve -0.09667) dışında kalmaktadır²⁰¹. Normallik varsayımının önemine rağmen, çalışmada serinin aşırı değerine kukla değişken atanmamıştır. Seri üstel yumuşatma (exponential smoothing) ve Baxter-King yöntemleri ile filtrelenerek denenmiş, uç değerlerin ortadan kaldırılması - normal dağılım sağlanamamıştır. Finansal serilerin bu özelliği göz önünde bulundurularak, bu şekilde devam edilmiştir.

Veri seti ilk aşamada durağanlık testine tabi tutulmuştur. Uygulanan ADF birim kök testi serinin birim kök içerdiğini yani teoriye uygun olarak rassal olduğunu göstermektedir. Phillips-Perron ve ADF birim kök test sonuçları Ek 1'de verilmiştir.

²⁰¹Uç değerleri (outliers) olan veri setinde STAR modeli tahmin yöntemi van Dijk'in "Smooth Transition Models: Extensions and Outlier Robust Inference" kitabında (ss. 181-194) detaylı incelenmiştir. Bu çalışmada da ilgili metotlar kullanılmıştır.

Tablo 2: ADF Birim Kök Test Sonucu

Sıfır Hipotez: RTRN serisi birim kök içermektedir		
	t-istatistiği	Olasılık
Genişletilmiş Dickey-Fuller test istatistiği	-19.82786	0.0000

3.1 Tahmin Performansının Ölçülmesi

2004-2014 dönemi getirileri LSTAR, ARCH, AR ve Rassal Süreç ile modellendikten sonra her model ile bir adım ileri (one step ahead) yöntemi ile 2015 yılı 12 dönem (haftalık) örneklem dışı (*out of sample*) tahminler yapılmıştır. Optimal tahminin elde edilmesinde kullanılan yöntemler genellikle tahminlerin gerçekleşen değerlerden ne kadar uzaklaştığını ölçme yönündedir. Burada amaç tahmin ve gerçek değerler arasındaki farkı minimize eden modeli belirlemektir. Modellerin tahminleme başarıları Ortalama Mutlak Hata (*Mean Absolute Error*), Hataların Karesi Ortalamasının Kökü (*Root Mean Square Error*), Ortalama Mutlak Yüzde Hata (*Mean Absolute Percentage Error*) kriterleri ile belirlenmiştir. Ayrıca, tüm tahmin modellerinin, finansal anlamda daha önemli olan, zımnî değişim yönünü belirleme (*implied directional change*) gücü de araştırılmıştır.

Ortalama mutlak hata şöyle hesaplanmıştır:

$$OMH = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n |y_t - \hat{y}_t| = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n |\varepsilon_t|$$

Burada, y_t – incelenen değişkenin gerçek (*actual*) değerlerini, \hat{y}_t – değişkenin ilgili model ile tahmin edilmiş değerlerini, ε_t – öngörü hatasını, n – öngörülen dönem sayısını ifade etmektedir.

Kök ortalama kare hata ise aşağıdaki gibi hesaplanmıştır:

$$KÖKH = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2}{n}} = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^n (\varepsilon_t)^2}{n}}$$

Ortalama mutlak yüzde hata kriteri ise aşağıdaki gibi belirlenmiştir:

$$OMYH = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left| \frac{y_t - \hat{y}_t}{y_t} \right| = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left| \frac{\varepsilon_t}{y_t} \right|$$

HKOK ve ÖMH kriterleri tahminleme hatasının boyutu hakkında yeterli bilgi vermektedir, ama bu kriterler yatırımcılar için getiri fırsatları anlamında daha önemli olan, modelin getirilerin yönünü belirleme gücü hakkında bilgi vermemektedir. Modelin değişimlerin yönünü (azalması veya artması) belirleme gücü zımnî değişim yönünü belirleme (*implied directional change*) testi ile belirlenir. Modellerin değişim yönünü belirleme gücü doğru yön değişimi endeksi (*correct directional change index*) (D) ile aşağıdaki gibi hesaplanmıştır²⁰²:

$$D = \frac{100}{n} \sum D_t \quad y_t \cdot \hat{y}_t > 0 \Rightarrow D_t = 1; \quad y_t \cdot \hat{y}_t < 0 \Rightarrow D_t = 0$$

Bu endeks gerçek değerlerdeki değişimin (azalma veya artmasının) modeller tarafından ne kadar tahmin edilebildiğini ölçmektedir.

Modellerin örneklem dışı başarılarının karşılaştırmasında OMH, HKOK, OMYH ve yön değişim endeksi kriterlerine ek olarak Diebold-Mariano²⁰³ (DM) eşit öngörü tutarlılığı (*equal forecast accuracy*) testi de uygulanmıştır. DM testi ile iki modelin tahminleme performanslarının başarısı arasında istatistiksel olarak anlamlı bir fark olup olmadığı belirlenmektedir. Burada “karşılaştırılan A ve B modellerinin tahmin performanslarının eşit olduğunu” iddia eden H_0 hipotezi test edilmektedir. Dolayısıyla, sıfır hipotezi tahmin hataları farkının beklenen değerinin sıfır olması, yani $H_0: E(d_t) = 0$ şeklinde olacaktır. Her iki modelin hata terimleri ile elde edilen kayıp fonksiyonu ($e_{A,t+h} - e_{B,t+h}$) d_t olarak tanımlansın. Kayıp fonksiyonları hata kareleri ortalaması (MSE) veya mutlak hata kareleri (MAE) ile belirlenebilir. Tahmin hataları farkının beklenen değeri ve DM test istatistiği şöyle hesaplanır:

²⁰²Mubariz Hasanov, Tolga Omay, “Nonlinearities in Emerging Stock Markets: Evidence from Europe’s Two Largest Emerging Markets”, **Applied Economics**, 40, 2008, s.2655

²⁰³Francis Diebold, Roberto Mariano, “Comparing Predictive Accuracy,” **Journal of Business and Economic Statistics**, C. 13, No: 3, 1995, s. 253-263

$$d = \frac{1}{h} \sum_{i=1}^h [MSE(e_{A,i}) - MSE(e_{B,i})]$$

$$DM = \frac{\bar{d}}{\sqrt{\frac{\sum_t (d_{t+1} - \bar{d})^2}{h^2}}}$$

Hesaplanan DM test istatistiğinin hesaplanan değeri ilgili anlamlılık düzeyi (bu çalışmada %5) için kritik değer (bu çalışma için 1.64) ile mukayese edilir. Eğer test istatistiği kritik değerden büyük ise H_0 hipotezi – yani iki modelin tahmin performansları arasında bir fark olmaması reddedilir.

3.2 BİST100 Endeksinin STAR Modeli ile Tahmin Edilmesi

Önceki bölümde anlattığımız STAR modelinin tahmin süreci BİST100 haftalık getiri serisine aşağıdaki adımlarla uygulanmıştır:

- İlk önce ilgili bilgi kriterine göre (AIC) AR modeli belirlenmiştir
- Sonra belirlenmiş modele doğrusallık testleri (Luukkonen vd., BDS) uygulanmış
- Doğrusal olmayan ilişki saptandıktan sonra LM testleri ile geçiş değişkeni belirlenmiştir
- Daha sonra ilgili testlerle geçiş fonksiyonunun yapısı (LSTAR veya ESTAR) saptanmıştır
- Sonraki aşamada STAR modeli (γ , s_t , c ve diğer tüm parametrelerin katyasıları) tahmin edilmiştir.
- Son aşamada modelin geçerliliğini kontrol testleri yapılmıştır.

STAR modeli kurulmasının ilk aşaması otokorelasyon barındırmayan AR(p) modelinin kurulmasıdır. İncelenen getirilerin teorik karakteri gereği veri seti rassaldır, otoregresif özelliğini yakalamak zordur. Maksimum 16 gecikme ile Akaike bilgi kriterine (AIC) göre baz doğrusal model AR(8) seçilmiştir. İstatistiksel anlamsız ara gecikmeler olmasına rağmen, STAR modelde anlamlı olabilme ihtimaline göre ilgili gecikmeler bu aşamada modelde tutulmuştur, modelden çıkarılmamıştır.

Tablo 3: AR derecesinin seçilmesi

AR	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
AIC	-4.007	-4.004	-4.01	-4.01	-4.01	-4.01	-4.01	-4.028	-4.025	-4.022	-4.021	-4.020

Akaike kriteri değeri en küçük 8'ci gecikmede -4.028 olarak gözükmektedir. AR(8) modeli belirlendikten sonra serinin doğrusal olmayan yapı içerip içermediği incelenmiştir. İkinci bölümde açıkladığımız Luukkonen, Saikkonen ve Teräsvirta tarafından önerilmiş Taylor açılımı uygulanarak STAR tipi doğrusal olmama (nonlinearity) LM testi²⁰⁴ sonuçları Tablo 3.1'de gösterilmiştir. Tablodan gözüktüğü gibi LM testi %1 anlamlılık düzeyinde, sağlama testi ise %5 anlamlılık düzeyinde doğrusallığı reddediyor yani seride STAR tipi doğrusal olmayan ilişki bulunmaktadır.

Tablo 4: Luukkonen et al. STAR tipi doğrusal olmama test sonuçları

	F istatistiği	p-değeri	χ^2 istatistiği	p-değeri
LM testi	3.6247	0.0012149	20.921	0.0015951
Robust (sağlanması)	2.3781	0.0186173	15.036	0.0184397

Getirilerin ters grafiği, serime grafiği ve bihistogramı da serinin doğrusal olmayan ilişki içerdiğini göstermektedir (bu grafikler Ek 2'de gösterilmiştir). Hataların karelerine uygulanan Ljung-Box testi sonuçları da (bütün p değerleri %1'den küçüktür) doğrusal olmayan ilişki olmasından haber vermektedir (test sonuçları Ek 3'de gösterilmiştir). Ayrıca, BDS testi sonuçları da seride doğrusal olmayan ilişkiye işaret etmektedir (Tablo 5). BDS genel doğrusal olmayan bağımlılık testidir, her hangi spesifik bir modelin seçilmesine olanak sağlamıyor, ama doğrusal olmayan ilişkiye dair bilgi vermektedir.

²⁰⁴Luukkonen, Saikkonen ve Teräsvirta'nın (1988) STAR modelleri için geliştirdikleri test'de $G(s, \gamma, c)$ geçiş fonksiyonu uygun Taylor açılımı ile değiştirilir.

Tablo 5: BDS testi sonuçları

Boyut	BDS istatistiği	Standart hata	z-istatistiği	p-değeri
2	0.016027	0.003292	4.868262	0.0000
3	0.028337	0.005233	5.415048	0.0000
4	0.035372	0.006232	5.675766	0.0000
5	0.036307	0.006496	5.589139	0.0000
6	0.036844	0.006265	5.881362	0.0000

Doğrusallık testleri sonucu modelin STAR tipi doğrusal olmayan model olduğu (Luukkonen vd. testi ile) belirlendikten sonra geçiş değişkeninin seçilmesi gerekmektedir. Modelin geçiş değişkenini belirlemek için bütün aday değişkenlerin (gtr_{t-1} , gtr_{t-2} , ..., gtr_{t-8}) LM_3 istatistiği hesaplanarak test istatistiklerinden p-değeri en küçük olan seçilmiştir. En küçük p-değeri 0.00003669283 olmakla ikinci gecikme $gtr(t-2)$ geçiş değişkeni olarak seçilmiştir.

Tablo 6: Aday geçiş değişkenlerinin LM3 test istatistiklerinin p-değerleri

Gecikme	gtr(t-1)	gtr(t-2)	gtr(t-3)	gtr(t-4)
p-değeri	1.0439e-04	3.6692e-06	1.6405e-03	3.8045e-03
Gecikme	gtr(t-5)	gtr(t-6)	gtr(t-7)	gtr(t-8)
p-değeri	9.8301e-02	5.8143e-02	2.4708e-03	2.8923e-01

Doğrusal olmayan zaman serisi testleri uç değerlere hassastır. Veri setinin özetinde belirttiğimiz gibi serinin minimum değeri uç değerdir. Buna göre, testin uç değerden etkilenmediğini görmek için, robust en küçük kareler (robust least squares) yöntemiyle sağlama testi yapılmıştır. Bu testin sonuçları da ikinci gecikme değişkeninin geçiş değişkeni olduğunu göstermektedir (test sonuçları Ek 4'de gösterilmiştir).

Geçiş değişkeni seçildikten sonra geçiş fonksiyonunun $-G(st;\gamma,c)$ türüne karar vermek gerekmektedir. Pratikte fonksiyon türü ya birinci dereceli lojistik fonksiyon²⁰⁵ (LSTAR) ya da üstel fonksiyon (ESTAR) olmaktadır. Uygun geçiş fonksiyonunun belirlenmesi için Taylor açılımı ile kurulan yardımcı regresyon modeline zincirleme F testleri uygulanmaktadır²⁰⁶. Terasvirta'ya göre “eğer H_2 hipotezi testinin (F_2) p -değeri en küçük çıkarsa ESTAR modeli, diğer bütün durumlarda LSTAR modeli seçilmelidir”. Bizim incelediğimiz veri setinde H_1 hipotezinin F versiyonunun p -değeri en küçük olduğu için geçiş fonksiyonunun lojistik fonksiyon-LSTAR olduğuna karar veriyoruz. Geçiş fonksiyonu yapısını seçmek için Escribano-Jorda testi ve sağlama testi sonuçları Ek 5’de verilmiştir.

Tablo 7: Geçiş fonksiyonunun yapısını belirleme testi sonuçları

Test	Test istatistiği (F)	p -değeri	df
LM.H1	3.620	0.0004045	8
LM.H2	3.607	0.0004294	8
LM.H3	1.523	0.1462	8

LSTAR modelin tahmininde doğrusal olmayan optimizasyon sürecinde başlangıç değerlere ulaşmak için iki boyutlu tarama araştırması yapılmıştır. γ katsayısı büyüklük etkisinden arındırılmak için serinin standart sapmasına bölünerek standardize edilmiştir. Modelin tahmini sürecinde istatistiksel olarak anlamsız değişkenler (%5 düzeyinde) en anlamsızdan başlanarak sırayla modelden atılmış ve aynı başlangıç değerleriyle LSTAR modeli tekrar tahmin edilerek nihai doğrusal-olmayan modele ulaşılmıştır.

²⁰⁵LSTAR getirilerin büyük veya küçük değerlerine bağlı olarak değişen dinamiklerini, yani dengesizliğin yönünü; düşen ve yükselen piyasalar arasında değişen yatırımcı psikolojisini modellemeye daha uygundur.

²⁰⁶Lagrange çarpanı (LM) istatistiği asimptotik χ^2 dağılımına sahiptir. Ama gözlem sayısı az olduğu zaman, LM tipi testin F versiyonunun kullanılması daha uygundur. F testi, bu gibi durumlarda daha iyi sonuçlar vermektedir.

Analitik gradiyentlerle doğrusal olmayan hesaplamalar ile parametreler $\gamma=60.004$ ve $c=-0.02$ olarak bulunmuştur. İkinci bölümde izah edildiği gibi, γ rejimlerin geçiş hızını göstermektedir. Yaklaşık 60 değeri rejim değişikliğinin hızlı olduğuna işaret etmektedir.

Tablo 8: Tahmin edilen LSTAR modeli ve istatistikleri²⁰⁷

Parametre	Katsayı	Std. hata	t-istat.	olasılık(p)
Gamma	60.004	134.679	0.446	0.655
Eşik	-0.022	0.001	-16.532	0.001
Doğrusal kısım				
Sabit	0.009	0.006	1.517	0.029
AR(4)	-0.191	0.094	-2.027	0.042
AR(7)	-0.249	0.084	-2.936	0.003
AR(8)	0.168	0.102	1.647	0.048
Doğrusal olmayan kısım				
AR(1)	0.437	0.091	4.794	0.001
AR(7)	0.174	0.098	1.776	0.045

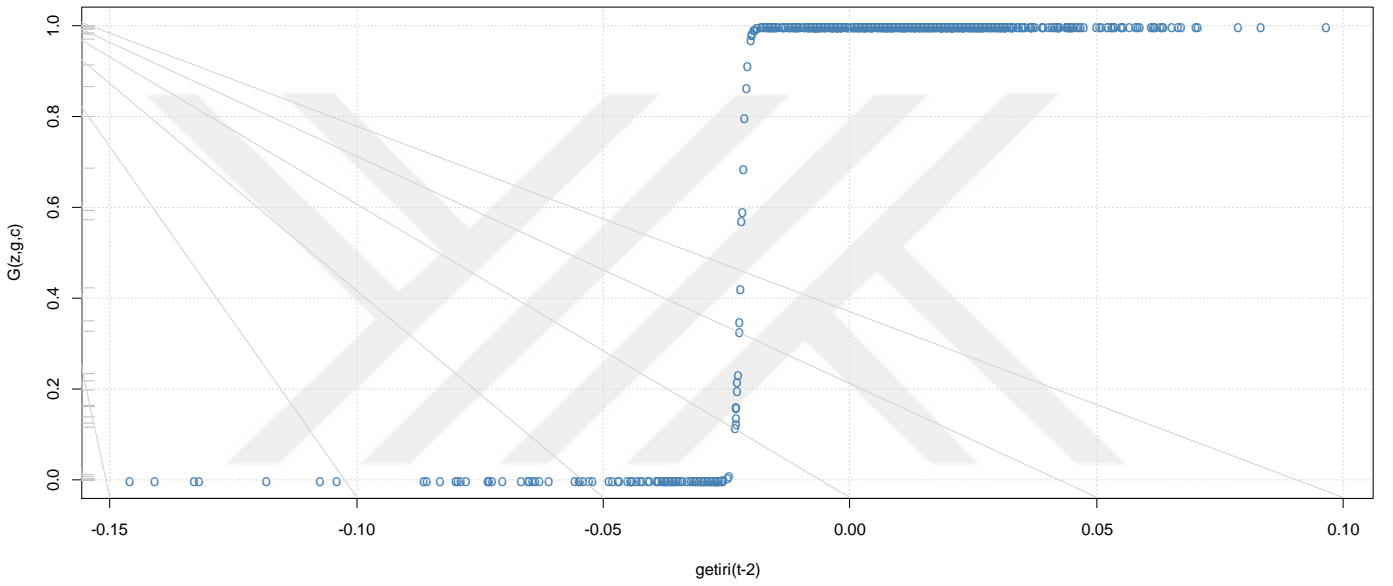
Tahmin sonuçlarında γ 'nın t-istatistiğinin anlamsız çıkması STAR modelinin geçersiz olduğu anlamına gelmemektedir²⁰⁸. Birçok modellerde istatistiksel olarak anlamsız çıkabilmektedir. Modelin belirlilik katsayısı (R^2) 0.133 bulunmuştur. Bu tek (lojistik) geçiş fonksiyonlu model Borsa İstanbul'da 2 farklı rejimin olduğuna işaret etmektedir. Piyasadaki rejimler geçiş fonksiyonunun aldığı değerlere göre belirlenmektedir. Lojistik fonksiyondaki γ parametresinin yaklaşık 60 olarak

²⁰⁷ İstatistiksel olarak anlamsız değişkenler atılmıştır

²⁰⁸ Dirk Jacobus Cornelis van Dijk, "Smooth Transition Models: Extensions and Outlier Robust Inference", **Tinbergen Institute Research Series**, No: 200, 1999, s.31

bulunması aşağı ve yukarı rejimler arasında geçişin hızlı olduğunu göstermektedir²⁰⁹. Rejimler arasındaki hızlı değişim, piyasanın düşüş döneminden yükselişe geçmesinin yani toparlanmasının (veya aksine yükselişten düşüğe geçmesinin) hızlı olduğu anlamına gelmektedir. Geçiş fonksiyonunun eşik değerine göre grafiği aşağıdaki gibidir:

Şekil 4: Geçiş fonksiyonunun geçiş değişkenine göre grafiği



STAR modeller ile tahminleme yapabilmek için modelin tam işlevsel olmasının kontrol edilmesi gerekmektedir. İkinci bölümde açıkladığımız Eitrheim ve Teräsvirta'nın STAR modellerinin uygunluk testleri ile model test edilmiştir.

Hataların LM otokorelasyonu 8 gecikmeğe kadar test edilmiş, hatalarda otokorelasyon bulunmamıştır. Otokorelasyon testi sonuçları Ek 6'da gösterilmiştir.

ARCH testinin sonuçları %1 anlamlılık düzeyinde hatalarda ARCH etkisinin olmadığını, ama %5 anlamlılık düzeyinde ARCH etkisinin mevcutluğunu göstermektedir.

²⁰⁹ γ büyük değerler aldıkça rejim değişikliği hızlanıyor ve $\gamma \rightarrow \infty$ yaklaştıkça STAR modeli TAR modeline dönüşüyor

Finansal serilerin taşıdığı aşırı basıklık (kurtosis) ve kalın kuyruk özellikleri²¹⁰ nedeniyle kalıntılarda olan basıklık ve çarpıklıklar modelin geçerliliğine zarar vermemektedir.

Parametre sabitliği (constancy) testi sonuçları belirlediğimiz LSTAR modelinin geçiş fonksiyonundaki parametrelerin, teoriye uygun olarak, sabit olduğunu göstermektedir. Test sonuçları Ek 7’de verilmiştir.

Yakalanmamış doğrusal-olmayan ilişki testi sonuçları da tahmin edilen LSTAR modelinin incelenen zaman serisinde bütün olası doğrusal olmayan ilişkileri kapsadığını göstermektedir. Test sonuçları Ek 8’de gösterilmiştir.

Kontrol testleri bu modelin tahminlemede kullanılabileceğini göstermektedir. Bu veri seti için ayrıca ESTAR modeli de tahmin edilmiş ama hem parametre katsayılarının anlamsızlığı hem de kontrol testleri modelin uygun olmadığını göstermiştir.

Tahmin edilen LSTAR parametreleriyle model denklemi aşağıdaki biçimde yazılabilir, γ ’nı geçiş değişkeninin standart sapmasına bölmekle büyüklük etkisinden arındırılmıştır²¹¹:

$$\left\{ \begin{array}{l} y_t = 0.009 - 0.191y_{t-4} - 0.249y_{t-7} + 0.168y_{t-8} + \\ + (0.437y_{t-1} + 0.174y_{t-7}) \cdot \left(\frac{1}{1 + \exp\left(-\frac{60}{0.03}(y_{t-2} + 0.022)\right)} \right) + \varepsilon_t \end{array} \right\}$$

Modelin geçiş fonksiyonu denklemden gözüktüğü gibi

$$GF_{LSTAR} = \left(\frac{1}{1 + \exp\left(-\frac{60}{0.03}(y_{t-2} + 0.022)\right)} \right)$$

şeklinindedir. Fonksiyonun eşik (*threshold*) değeri -0.022’dir. Model BİST100 getirisinin geçiş değişkeninin (y_{t-2}) yani iki hafta öncesinin değerinin eşik değerinin

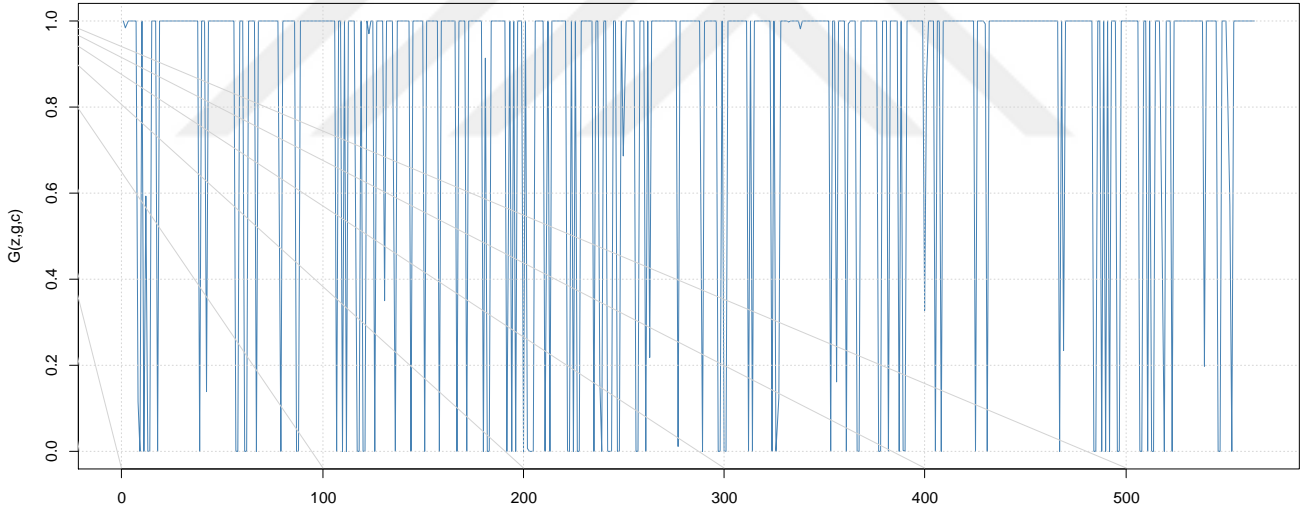
²¹⁰Ebru Çağlayan, Tuğba Dayıoğlu “Döviz Kuru Getiri Volatilitésinin Koşullu Değişen Varyans Modelleri ile Öngörüsü”, **Ekonometri ve İstatistik**, Sayı:9, 2009, s.4

²¹¹ESTAR modelinde γ ’nı geçiş değişkeninin varyansına bölmekle, LSTAR modelde ise standart sapmasına bölmekle büyüklük etkisinden (scale-free) arındırılır.

altında veya üstünde olmasına göre iki farklı rejim arasında hareket ettiğini göstermektedir. Geçiş fonksiyonunun, geçiş değişkenine (y_{t-2}) göre nasıl bir seyir izlediği Şekil 3.2’de gösterilmiştir. Bu serpilme (scatter) grafiğinin yatay eksen geçiş değişkeni (y_{t-2}), dikey eksen ise geçiş fonksiyonudur. Grafikten gözüktüğü gibi rejimler arası değişiklikler hızlı olmaktadır.

Aşağıda geçiş fonksiyonunun zamana göre olan grafiğinde dikey eksen geçiş fonksiyonunun aldığı değerleri göstermektedir. Çizgilerle geçiş fonksiyonunun ilgili dönemde bulunduğu rejim belirtilmektedir. Çizgilerin kaybolduğu boşluklar (dönemlerde) LSTAR modelinin alt rejimde olduğuna işaret etmektedir.

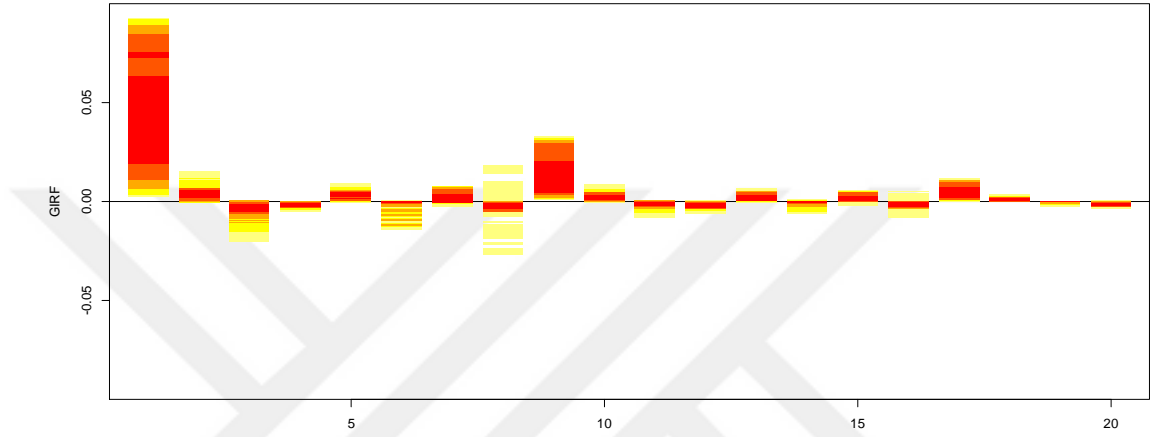
Şekil 5: Geçiş fonksiyonunun zamana göre grafiği



Grafiğin yatay eksenini gözlem sayısını (gözlemin denk geldiği tarihli grafik Ek 9’a çıkarılmıştır) dikey eksen geçiş fonksiyonunun aldığı değerleri göstermektedir. Grafikten gözüktüğü gibi incelenen dönemin başında geçiş fonksiyonu üst rejimde olmuş daha sonra alt rejime geçmiş, belli bir süre (4 hafta) alt rejimde kalmış, daha sonra yine üst rejime geçmiş, 2012 yılında uzun süre üst rejimde devam etmiş, ve bu şekilde hızlı rejim değişiklikleri baş vermiştir. Modelin uzun süre alt rejimde kalması daralma (taban), üst rejimde kalması ise genişleme dönemi (tavan yapması) olarak adlandırılabilir.

Kurulan bu doğrusal-olmayan modelin (LSTAR) asimetrik dinamikleri yakalama gücü genelleştirilmiş etki-tepki fonksiyonları analiziyle (*generalized impulse-response functions analysis-GIRF*) incelenmiştir.

Şekil 6: Üst rejimde pozitif şokun 20 hafta ileriye tepkisi



Üst rejimde ilk haftada olan pozitif bir şokun ikinci hafta az pozitif yönde tepkisi ama üçüncü hafta negatif bir tepki olmakla devam ettiğini ve sekizinci haftada yine yüksek bir pozitif tepki verdiği gözlemlenmektedir. Etki-tepki fonksiyonunun diğer rejimlerdeki tepki grafikleri Ek 10'da gösterilmiştir. Model tüm kontrol ve güçlülük testlerinden sonra tahminleme için kullanılabilir.

2004 – 2014 dönemi getirileri LSTAR ile modellenip, 2015 yılı 12 dönemlik getiriler tahmin edilmiştir. Modelin tahmin hatası Ortlama Mutlak Hata (OMH), Hataların Karesi Ortalamasının Kökü (HKOK), Ortalama Mutlak Yüzde Hata (OMYH) kriterleri ile hesaplanmıştır. Ayrıca, modelin zımnî değişim yönünü belirleme (implied directional change) gücü de araştırılmıştır.

Tablo 9: LSTAR modelinin tahminleri

Tarih	LSTAR modeli tahminleri	Gerçekleşmiş değerler
02.01.2015	0.001667	0.001292
09.01.2015	0.015832	0.024908
16.01.2015	0.002133	0.007809
23.01.2015	0.014733	0.023102
30.01.2015	0.016794	0.002778
06.02.2015	0.00122	-0.03732
13.02.2015	0.002241	-0.02543
20.02.2015	0.012025	0.011279
27.02.2015	0.009967	0.004584
06.03.2015	0.001158	-0.04368
13.03.2015	0.014974	-0.04874
20.03.2015	0.013324	0.027095
OMH (MAE)	0.019348	
HKOK (RMSE)	0.027267	
OMYH (MAPE)	1.082635	
$D(n=12)$	%66.67	
$y_t > 0$	%100	
$y_t < 0$	%0	
Korelasyon	0.468093	

3.3 Doğrusal Otoregresif Modelin Kurulması

Doğrusal zaman serisi yöntemlerinden AR modeli, değişkenin t dönemindeki değerinin belirli sayıdaki geri dönem değerleri ile aynı dönemdeki hata teriminin doğrusal bir fonksiyonu olarak ifade edilir. MA modeli ise değişkenin t dönemindeki değerinin aynı dönemdeki hata terimi ve belirli sayıda geri dönem hata terimlerinin

doğrusal fonksiyonu olarak ifade edilir²¹². Model genel olarak ARIMA (p,d,q) şeklindedir. Burada p otoregresif(AR) modelin derecesini, q hareketli ortalama(MA) modelinin derecesini, d ise fark alma derecesini göstermektedir. Model genel olarak aşağıdaki gibi formüle edilir:

$$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + u_t - \beta_1 \epsilon_{t-1} - \beta_2 \epsilon_{t-2} - \dots - \beta_q \epsilon_{t-q}$$

Bir zaman serisinde en uygun ARIMA modelinin tespit edilmesi bir optimizasyon işlemidir. Uygun AR ve MA derecelerinin belirlenebilmesi için otokorelasyon (ACF) ve kısmi otokorelasyon (PACF) fonksiyonlarına bakılabilir. Ama bazen korelogram yeterli bilgi vermemekte ve uygun derecelerın seçimi arařtırmacının kişisel yargılarına dayanmaktadır. Aday modeller içinden AIC (Akaike Information Criterion), BIC (Schwarz Criterion) veya HQC (Hannan-Quinn Criterion) kriterlerini en küçükleyen model nihai model olarak seçilebilir.

AR modeline göre y 'nin t dönemindeki değeri, önceki dönemlerdeki değerlerine ve hata terimine bağılıdır. Genel olarak, p 'inci dereceden tek deęişkenli (univariate) otoregresif (özbaęlanımsal) süreç, yani $AR(p)$ aşağıdaki gibi gösterilir:

$$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + u_t$$

Parametreleri istatistiksel olarak anlamlı bulunan modellerden ilgili kriterlere göre en uygunu seçildikten sonraki adım kalıntıları analiz etmektir. Kalıntıların hiç bir deterministik özellik taşımayıp, beyaz gürültü olması gerekmektedir.

STAR modeli bir otoregresif modeldir. Bu model ile mukayese edebilmek için AR modeli kurulmuştur. Getiri serisine uygun AR modelinin seçilmesi için önce deęişkenin 12 dönem gecikmesine bakılmıştır (sonuçlar Ek 11'de gösterilmiştir). Ama uygun modelin 8'ci gecikmeden itibaren gözükmeğe başlamasına göre model arayışı 8'ci dönemden aşağıya doğru yapılmıştır. t -istatistiğine göre anlamsız deęişkenler (gecikmeler) modelden bir-bir atılmıştır.

²¹²Oğuz Kaynar, Serkan Taştan, "Zaman Serileri Tahmininde ARIMA-MLP Melez Modeli", **Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi**, Cilt: 23, Sayı: 3, 2009, s.142

AR(8) modelinde 4 deęişken istatistiksel olarak anlamlı deęerleri anlamsız çıkmaktadır (Ek 12). Modelin AIC deęeri -4.032454'dür. İstatistiksel olarak anlamsız, yani olasılık deęeri en büyük olan $GETIRI(t-6)$ deęişkenini de modelden çıkardıktan sonra model daha da iyileşmiş, AIC deęeri -4.03568 olmuştur (Ek 13). Sonraki adımda anlamsız deęişkenlerden $GETIRI(t-2)$ çıkarıldıktan sonra modelde yine anlamsız deęişkenler kalmaya devam etmiş, ama Akaike deęeri biraz daha küçülmüştür (Ek 14). Çeşitli denemelerden sonra Akaike'si en küçük ve parametreleri istatistiksel olarak anlamlı (%5 anlamlılık düzeyinde) olan model deęişkenleri $GETIRI(t-1)$, $GETIRI(t-3)$, $GETIRI(t-7)$, $GETIRI(t-8)$ olarak bulunmuştur (Ek 16). Bu modelin tahminlemede geçerli olması için hataların araştırılması ve diyagnostik testleri geçmesi gerekmektedir. Hataların otokorelasyon testi sonuçları, hatalarda otokorelasyon olmadığını göstermektedir (Test sonucu Ek 18'de gösterilmiştir).

Eşit varyanslılık varsayımının testi sonucu hataların farklı varyanslı (heteroskedastik) olduğu gözükmektedir. Çalışmanın ilerleyen kısmında deęişen varyans sabitleştirilerek ARCH(2) modeli de kurulmuştur. Burada tahminleme gücünü ölçme amacıyla AR modeli tahmin edilmiştir. Model %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır.

Tablo 10: AR modeli katsayı ve istatistikleri

Bağımlı deęişken: RTRN				
Yöntem: En Küçük Kareler				
Örneklem (düzeltilmiş): 2/27/2004 12/19/2014				
Gözlem sayısı: 565 (düzeltmelerden sonra)				
Deęişken	Katsayısı	Std. hata	t-istatistięi	Olasılık
C	0.001936	0.001362	1.421557	0.1557
RTRN(-1)	0.190955	0.041091	4.647090	0.0000
RTRN(-3)	0.093690	0.040753	2.298993	0.0219
RTRN(-7)	-0.128485	0.041247	-3.115001	0.0019
RTRN(-8)	0.103782	0.041534	2.498744	0.0127
R-kare	0.066207	Bağımlı deęşkn ortalaması		0.002648
Düzeltilmiş R-kare	0.059537	Bağımlı deęşkn Std.Spm		0.032973
Regresyon Std. Hatası	0.031976	Akaike bilgi kriteri		-4.038834
F-istatistięi	9.926117	Schwarz kriteri		-4.000455
Olasılık (F-istat.)	0.000000	Durbin-Watson istat.		1.971237

Modelde deęişen varyans varsayımının saęlanmaması dıőında her hangi ekonometrik sorun bulunmamaktadır. Sabit katsayının %5 anlamlılık düzeyinde anlamsız olması modelin geerlilięine engel deęildir²¹³. Bu nihai modelin tahmin denklemi Őyle olacaktır:

$$y_t = 0.002 + 0.191y_{t-1} + 0.094y_{t-3} - 0.128y_{t-7} + 0.104y_{t-8}$$

Bu model ile 2015 yılı 12 hafta ileriye tahminleme ve tahmin g¼c¼ testleri aőaęıdaki gibi hesaplanmıőtır.

Tablo 11: AR modelinin tahmin istatistikleri

Tarih	AR modeli tahminleri	Gerekleőmiő deęerler
02.01.2015	0.004717	0.001292
09.01.2015	-0.00183	0.024908
16.01.2015	0.003693	0.007809
23.01.2015	0.004674	0.023102
30.01.2015	0.006208	0.002778
06.02.2015	0.006139	-0.03732
13.02.2015	-0.00377	-0.02543
20.02.2015	0.004904	0.011279
27.02.2015	0.004145	0.004584
06.03.2015	0.002774	-0.04368
13.03.2015	0.003586	-0.04874
20.03.2015	0.002575	0.027095
OMH (MAE)	0.020948	
HKOK (RMSE)	0.027373	
OMYH (MAPE)	1.090293	
D(n=12)	%66.67	
$y_t > 0$	%87.5	
$y_t < 0$	%25	
Korelasyon	-0.00621	

²¹³ Sabit katsayının istatiksels anlamsız olduęu durumda da modelde tutulabileceęine dair bakınız: Damodar Gujarati, **Basic Econometrics**, 4.baskı., McGraw-Hill, New York, 2004, s. 168

3.4 ARCH modelinin kurulması

Yukarıda belirlenen AR modeli hatalarının sabit varyans varsayımı sağlanmamaktadır, yani modelde bulunan ARCH etkisi getiri serisinin varyansının değişken olduğunu göstermektedir. Otoregresif modelde hatalarda ARCH etkisinin olması, en küçük kareler yönteminin tahminlerinin geçersiz olduğu anlamına gelmez. Bu modelin dışında daha etkin, doğrusal olmayan tahmincilerin de var olduğuna işaret etmektedir.

Tablo 12: Değişen varyans test sonuçları

Değişen varyanslılık testi: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-istatistiği	10.54041	Olasılık. F(4,560)	0.0000
Gözlem. R-kare	39.55971	Olasılık. Chi-kare(4)	0.0000
Değişen varyanslılık testi: ARCH			
F-istatistiği	20.93380	Olasıl. F(1,562)	0.0000
Gözlem. R-kare	20.25386	Olasıl. Chi-kare(1)	0.0000

Buna göre, yukarıdaki AR modelin hatalarını da modele dahil ederek ARCH modeli geliştirilmiştir. Birinci dereceden (*first order*) ARCH(1) modeli sonucunda %5 anlamlılık düzeyinde hatalarda değişen varyans kaldığı için, ikinci dereceden ARCH (2) modeli tahmin edilmiştir. ARCH(1)'in sonuçları Ek 19'da gösterilmiştir.

Tablo 13: ARCH(2) modeli istatistikleri

Bağımlı değişken: RTRN				
Yöntem: ML ARCH				
Örnekleme (düzeltilmiş): 2/27/2004 12/19/2014				
Gözlem sayısı: 565 (düzeltmelerden sonra)				
Değişken	Katsayısı	Std. hata	z-istatistiği	Olasılık
C	0.003143	0.001334	2.357058	0.0184
RTRN(-1)	0.277883	0.049600	5.602522	0.0000
RTRN(-7)	-0.100330	0.039666	-2.529382	0.0114
RTRN(-8)	0.113077	0.035427	3.191805	0.0014
Varyans Denklemi				
C	0.000671	5.76E-05	11.64759	0.0000
RESID(-1)^2	0.247914	0.068561	3.615972	0.0003
RESID(-2)^2	0.111426	0.044764	2.489207	0.0128
R-kare	0.047674	Bağımlı değişken Std.Spm.		0.032973
Düzeltilmiş R-kare	0.042582	Regresyon Std. Hatası		0.032263
Durbin-Watson istat.	2.046369	Akaike bilgi kriteri		-4.091554

Belirlenen modelinin uygun bir model olması için seride değişen varyansın kalmaması gerekmektedir. Modelde değişen varyansın kalp kalmadığını belirlemek için ARCH-LM testi 8 gecikme kullanılarak yapılmıştır. Test sonuçları ARCH etkisinin kalmadığını göstermektedir.

Tablo 14: Değişen varyans test sonucu

Değişen varyanslılık testi: ARCH			
F-istatistiği	0.909013	Olasılık. F(8,548)	0.5085
Gözlem. R-kare	7.294732	Olasılık. Chi-kare(8)	0.5052

Hatalarda otokorelasyon²¹⁴ ve deęişen varyans testlerinden sonra model ařaęıdaki gibi yazılabilir:

$$\left\{ \begin{array}{l} y_t = 0.003 + 0.278y_{t-1} - 0.1y_{t-7} + 0.113y_{t-8} + \varepsilon_t \\ \sigma_t^2 = 0.001 + 0.248\varepsilon_{t-1}^2 + 0.111\varepsilon_{t-2}^2 \end{array} \right\}$$

Bu modele gre BİST100 haftalık getirisi bir, yedi ve sekiz nceki haftanın getirileri ve hataların birinci gecikmesinin karesi ve ikinci gecikmesi karesi ile ilintilidir. Birinci ve sekizinci haftalarla pozitif iliřki gzlemlenirken, yedinci hafta ile iliřki ters yndedir. Bu model ile 2015 yılı 12 dnemlik getiri tahmini ařaęıdaki gibidir:

Tablo 15: ARCH(2) modeli tahmin istatistikleri

Tarih	ARCH modelin tahmini	Gerekleřmiř deęerler
02.01.2015	0.00813	0.001292
09.01.2015	0.00426	0.024908
16.01.2015	0.00065	0.007809
23.01.2015	0.00091	0.023102
30.01.2015	0.00813	0.002778
06.02.2015	-0.00161	-0.03732
13.02.2015	0.00459	-0.02543
20.02.2015	0.00544	0.011279
27.02.2015	0.00575	0.004584
06.03.2015	0.00529	-0.04368
13.03.2015	0.00656	-0.04874
20.03.2015	0.00693	0.027095
OMH (MAE)	0.021613	
HKOK (RMSE)	0.02756827	
OMYH (MAPE)	1.319568	
D(n=12)	%75	
$y_t > 0$	%100	
$y_t < 0$	%25	
Korelasyon	0.079124	

²¹⁴ Q-istatistięi de Durbin-Watson istatistięi de modelin otokorelasyon iermedięini gstermektedir.

3.5 Rassal Süreç Getirilerinin Belirlenmesi

Çalışmanın teorik kısmında açıklandığı gibi, etkin piyasa hipotezine göre hisse getirilerinin rassal süreç izlemesi gerekmektedir. Bu süreç hisse fiyatlarının veya getirilerinin geçmiş fiyat-getiri hareketlerine dayanılarak tahmin edilemeyeceğini, menkul kıymetin fiyatının yükselmesinin veya azalmasının sadece rastgele olabileceğini ifade etmektedir. Bu hipotezi ilk olarak, 1964 yılında Paul H. Cootner “The Random Character of Stock Market Prices” isimli kitabında ortaya koymuştur. 1965 yılında Paul Samuelson tarafından konu üzerine yeni bir çalışma yapılmış ve bu çalışmanın sonrasında Rastgele Yürüyüş Teorisi olarak Finans Bilimi’nde tam olarak yerini almıştır. Bu gelişmenin ardından konu üzerine hız kazanan çalışmaların sonucunda, 1970 yılında Fama birinci kısımda irdedeğimiz Rastgele Yürüyüş Teorisi’ni geliştirmiştir.

Bu rassal yürüyüş modelleri, yapıları itibari ile durağan olmayan (nonstationary) serilerdir. Dolayısıyla bir fiyat veya getiri serisinin rassal yürüyüş sergilemesi onun durağan olmayan süreç takip etmesi demektir. Birinci dereceden durağan olmayan bir sürecin basit rassal yürüyüş süreci şöyle gösterilir:

$$y_t = y_{t-1} + u_t$$

$$y_t - y_{t-1} = u_t$$

$$\Delta y_t = u_t$$

Bu model, iki ardışık gün arasındaki getiri değişiminin bir hata payı olduğunu, yani hiç bir deterministik etken olmadığını göstermektedir. Dolayısıyla, bu günkü getiri dünkü getiri artı bir hata payına eşittir. Bu süreçte en son gerçekleşen değer, gelecek değerlerin en iyi tahmincisidir. Çalışmada da piyasanın beklenen getirisi olarak rassal süreç getirisi alınmıştır ve buna göre 2015 yılı 12 dönem ileri tahminler yapılmıştır.

Tablo 16: Rassal süreç tahmin istatistikleri

Tarih	Rassal Süreç tahminleri	Gerçekleşmiş değerler
02.01.2015	0.035044	0.001292
09.01.2015	0.001292	0.024908
16.01.2015	0.024908	0.007809
23.01.2015	0.007809	0.023102
30.01.2015	0.023102	0.002778
06.02.2015	0.002778	-0.03732
13.02.2015	-0.03732	-0.02543
20.02.2015	-0.02543	0.011279
27.02.2015	0.011279	0.004584
06.03.2015	0.004584	-0.04368
13.03.2015	-0.04368	-0.04874
20.03.2015	-0.04874	0.027095
OMH (MAE)	0.027887	
HKOK (RMSE)	0.034015	
OMYH (MAPE)	3.95906	
D(n=12)	%66.67	
$y_t > 0$	%75	
$y_t < 0$	%50	
Korelasyon	0.170788	

3.6 Ampirik Bulguların Yorumlanması

Çalışmada, elde edilen LSTAR, AR, ARCH ve Rassal Süreç modellerinde örneklem dışı tahmin gücünün karşılaştırılması amacıyla ilk önce 2015 yılı için 12 dönem tahmin yapılmış ve her model için, OMH, HKOK, MOYH hata kriterleri, gerçek ve tahminlenen değerler arasındaki korelasyon katsayısı hesaplanmıştır, Diebold Mariano tahmin tutarlılığı testleri uygulanmıştır.

Tablo 7’de modellerin karşılaştırmalı değerlerinden gözüktüğü üzere, modelin standart hatası en düşük Rassal Süreçte, daha sonra LSTAR modelde, ARCH(2)

modelde ve AR modelde gözükmektedir. Akaike LSTAR modelde en küçük değer almaktadır.

Tablo 17: Tahmin modellerinin karşılaştırmalı istatistikleri

	LSTAR	ARCH(2)	AR	Rassal
Standart hata	0.030842	0.032263	0.031976	0.001383
Akaike	-22.89421	-4.091554	-4.038834	-4.356628
OMH (MAE)	0.019348	0.021613	0.020948	0.027887
HKOK (RMSE)	0.027267	0.027568	0.027373	0.034015
OMYH (MAPE)	1.082635	1.319568	1.090293	3.959061
D(n=12)	%66.67	%75	%66.67	%66.67
$y_t > 0$	%100	%100	%87.5	%75
$y_t < 0$	%0	%25	%25	%50
Korelasyon katsayısı	0.468093	0.079124	-0.00621	0.170788

Tahmin performansı kriterlerine göre modelleri karşılaştırdığımızda, Ortalama Mutlak Hata (OMH) değeri en düşük LSTAR modelindedir. Bu değer Rassal sürecin aldığı değerden de ARCH(2) modelinin değerinden de düşüktür. Bu LSTAR modelinin piyasayı daha iyi tahmin ettiğini göstermektedir. Hataların Karesi Ortalamasının Kökü kriterinde de en küçük değeri LSTAR almaktadır. Bu kriterde ARCH(2) modeli de rassal süreçten daha iyi performans sergilemektedir. Ortalama Mutlak Yüzde Hata kriterinde de en iyi performans LSTAR modelindedir. Bu kriter göre de ARCH(2) modeli Rassal Süreçten daha iyi tahminleme yapmıştır. Bu sonuçlar Borsa İstanbul piyasasında doğrusal olmayan yapı mevcuttur ve doğrusal olmayan modeller doğrusal modellerden daha iyi tahminler yapmaktadır. Bu ise piyasanın zayıf formda etkin olmadığını göstermektedir.

Tablo 8’de LSTAR, ARCH(2), AR ve Rassal Süreç modellerinin tahmin performansının karşılaştırılması için Diebold- Mariano (DM) eşit tahmin tutarlılığı testi sonuçları gösterilmiştir.

Tablo 18: Diebold-Mariano test sonuçları

	LSTAR	ARCH(2)	Rassal Süreç	AR
LSTAR	–	-2.072 (0.041)	-2.973 (0.001)	-2.258 (0.035)
ARCH(2)	–	–	-1.992 (0.043)	-2.617 (0.002)
Rassal Süreç	–	–	–	1.9115 (0.047)
AR	–	–	–	–

Tablodan LSTAR modeli ile ARCH(2) modeli karşılaştırıldığında DM test istatistiği -2.072 ve olasılık değeri 0.041 olarak hesaplandığı görülmektedir, %5 anlamlılık düzeyinde LSTAR ve ARCH(2) modellerinin eşit tahmin tutarlılığına sahip olduğu hipotezi reddedilerek, tahmin başarısının farklı olduğuna karar verilir. Ayrıca test istatistiğinin negatif değeri LSTAR modelinin tahmin gücünün ARCH(2) modelinden daha iyi olduğu anlamına gelmektedir.

DM test istatistiği LSTAR ve Rassal Süreç modelleri için -2.973 hesaplanırken p -değeri (0.001) anlamlılık düzeyinden (0.05) daha küçüktür. LSTAR modeli Rassal süreçten istatistiksel anlamlı olarak daha iyi tahminleme yapmış ve tahmin başarısı bir-birinden farklıdır.

Özetle, Diebold- Mariano testi %5 anlamlılık düzeyinde, modellerin tahminle performanslarının tutarlı (accurate) olduğunu göstermektedir.

Modellerin yatırımcılar açısından daha önemli olan, değişikliğin yönünü (pozitif veya negatif) belirleme gücü de yeterlidir. LSTAR ve Rassal süreç modelleri toplam değişikliklerin yaklaşık %67’sini öngörerken, ARCH(2) modeli %75’ni öngörmede başarılı olmuştur. LSTAR ve ARCH(2) modelleri getiri artışının hepsini (%100) öngörmede başarılıyken, Rassal süreç %75’ni öngöre bilmiştir. Ama kayıplar

açısından durum biraz farklıdır. LSTAR modeli kayıpların (negatif getiri) hiç birini öngörememiştir, ARCH(2) modeli %25'ni, rassal süreç ise %50'ni öngörmeye başarılı olmuştur.

Gerçek değerlerle tahminlenen değerler arasında korelasyon katsayısı da hesaplanmıştır. Gerçek değerlerle en yüksek korelasyon LSTAR modelinin tahminleri arasında gözlemlenmektedir (0.468093). İkinci, üçüncü ve en düşük korelasyon sırasıyla Rassal Süreç, ARCH(2) ve AR modelleri tahminleri arasındadır. Bu sonuçlar BİST100 endeks getirilerinin doğrusal olmayan yapıya sahip olduğunu ve piyasanın LSTAR modelinin daha iyi tahminlerde bulunduğunu göstermektedir.

SONUÇ

Sermaye piyasaları kaynak sağlaması ve risk paylaşımı açısından ekonominin lokomotifidir. Bu piyasaların gelişimi ve piyasa iştirakçileri için güvenilir olması piyasa etkinliği ile yakından ilgilidir. Piyasa etkinliği faaliyet, kaynak dağıtım ve bilgi etkinliği olarak üç farklı etkinlik türü olarak değerlendirilmektedir. Faaliyet etkinliği, piyasada fon arz ve talep edenlerin minimum maliyetle işlemlerini gerçekleştirebilmesini ifade etmektedir. Kaynak dağıtım etkinliği, piyasada kaynakların optimum dağıldığını öne sürmektedir. Diğer piyasa etkinlik kriteri ise fiyatların mevcut tüm bilgiyi yansıttığı kabul edilen bilgi etkinliğidir. Bu çalışma piyasaların önemli özelliği olan bilgisel etkinliği araştırmaktadır, yani Etkin Piyasa Hipotezindeki etkinlik kavramı bilgisel etkinliği ifade etmektedir. Etkin Piyasa Hipotezi kısaca “piyasalarda var olan varlık fiyatlarının bu varlıkla ilgili her türlü bilgiyi artık içerdiğini, dolayısıyla bu bilgileri kullanarak yatırımcıların normal üstü bir getiri sağlamasının mümkün olmadığını” söyler. Bu hipotez belki de akademik finans literatüründe en çok üzerinde tartışılan, incelenen ve teste tabi tutulan bir konu olmaktadır.

Etkin Piyasa Hipotezi sistemli şekilde Fama'nın (1970) çalışmasında ortaya konulsa da, rassal yürüyüş hakkında daha eskiden yapılmış çalışmalar bulunmaktadır. Bu tez çalışmasında piyasa etkinliği kavramı ve tarihsel gelişimi anlatıldıktan sonra fiyatların oluşma süreçleri incelenmiştir. Etkin piyasa modeli ilk geliştirildiğinde, bir finansal varlığın cari fiyatının mevcut bilgileri “tam olarak yansıttığı” ifade edildiğinde art arda fiyat değişikliklerinin veya ardışık getirilerin bağımsız olduğu varsayılmıştır. Bu hipotez rassal yürüş modelinin temelini oluşturmaktadır. Bu sürecin özelliği bir sonraki getirinin kendinden önceki değerden tamamen bağımsız olmasıdır. Fiyat oluşumunun diğer modeli dürüst oyun'dur. Bu model, finansal varlığın bugünkü fiyatının varlıkla ilgili geçmiş bütün bilgileri tamamen yansıtan rassal bir değişken olduğunu ifade eder. Dolayısıyla, adil oyun, ortalama olarak, finansal varlığın beklenen getirisinin gerçekleşen getiriye eşit olduğunu ileri sürmektedir. Diğer bir fiyat oluşum modeli martingale'dir. Bu modele göre bir varlıkla ilgili bilgi kümesi esas alınarak belirlenen gelecek dönemin beklenen değeri en az cari fiyat kadardır veya ondan büyüktür.

Fiyat oluşum sürecinin ardından çalışmada piyasa etkinliğinin formları incelenmiştir. Etkin piyasa hipotezi varlık fiyatı üzerine yansıyan bilgi setine göre etkinliğin üç derecesi belirlenmiştir: zayıf formda, yarı güçlü formda ve güçlü formda etkinlik. Finansal varlığın geçmişe ait tüm bilgilerinin fiyata yansımış olduğu form “Zayıf etkin piyasa”dır. Finansal varlığın hem geçmiş ve hem de halka açık tüm bilgilerinin fiyata yansımış olduğu form “Yarı güçlü etkin piyasa” olarak adlandırılmaktadır. Hem geçmiş, hem halka açık, hem de şirket içi bilgilerin de varlık fiyatına yansımış olduğu form “Güçlü etkin piyasa”yı oluşturmaktadır. Zayıf formda piyasa etkinliğinin test edilmesinde serisel korelasyon, koşu testi, filtre kuralı, birim kök testleri, varyans oranı yöntemleri kullanılmaktadır. Yarı güçlü formda piyasa etkinliğini ölçmek için kullanılan testler; yıllık kazanç ve kârpayı duyuruları testi, hisse senedi bölünmeleri testi, aracı kurum önerileri testi ve diğer şirket haberlerine ilişkin testler olarak sıralanabilir. Güçlü form etkinlik testleri içeriden öğrenenlerin, yatırım fonlarının ve profesyonel portföy yöneticileri’nin normal üstü getiri elde edip etmediğini araştıran testlerdir.

Çalışmanın sonraki kısmında etkin piyasa hipotezine getirilen eleştiriler ele alınmıştır. Ampirik çalışmalar fiyatların bazen tüm bilgileri içermediğini ve bu bilgileri kullanarak bazı yatırımcıların ve fonların normal üstü getiri elde ettiğini ortaya koymuştur. Yapılan bazı çalışmalarda elde edilen bulgulara göre, hipotezin aksine hisse senedi getirilerinin takvimsel, mevsimsel, politik ve makroekonomik faktörlere dayalı olarak trendler gösterdiği, bazı zaman dilimlerinin diğerlerine göre belirgin ve sürekli olarak pozitif ya da negatif getiriler sağladığı sonucuna varılmış ve getirilerin öngörülebilirliği kanıtlanmıştır. Ortaya çıkarılan fiyat anomalileri zamana bağlı anomaliler ve şirket bilgilerine ilişkin anomaliler olarak 2 grupta incelenmiştir. Çalışmada zamana bağlı anomaliler, belirli bir zaman diliminde veya dönemde, hisse senedi getirilerinin normal zamanlara göre sürekli olarak farklı hareket etmesi şeklinde tanımlanmıştır. Bu grupta günlere ilişkin anomaliler, aylara ilişkin anomaliler, ay içi anomalisi, ay dönümü etkisi, yıl dönümü etkisi ve tatil etkisi incelenmiştir. Şirket bilgilerine ilişkin anomaliler grubunda firma büyüklüğü etkisi, fiyat/kazanç oranı etkisi, piyasa değeri/defter değeri oranı etkisi ve ilgili literatür

incelenmiştir. Bölümün sonunda bugünlerde çok gündemde olan yüksek frekanslı işlemler'in piyasa etkinliğine etkisi ile ilgili literatür de incelenmiştir.

Çalışmada daha sonra finasta uygulanan doğrusal olmayan zaman serisi yöntemleri incelenmiştir. Finansal zaman serileri (hisse getirileri, endeksler, vb.) piyasa sürçmeleri, işlem maliyetleri, açığa satış ve borçlanma kısıtları, vb. sebepler, piyasa oyuncularının davranışları ve varsayımlardan sapmalar dolayısıyla asimmetrik ve doğrusal olmayan (nonlinear) yapı sergilemektedir. Böyle asimmetrik durumların doğrusal olarak modellenmesi zordur ve gerçek getiriler tahmin edilenden daha büyük sapmalar gösterebilir. Böyle doğrusal olmayan ilişkileri yakalamak için bu çalışmada hem koşullu ortalamadan, hem de koşullu varyanstan kaynaklanan doğrusal olmayan ilişkileri yakalayan yöntemler uygulanmıştır.

Bu çalışmanın literatüre asıl katkısı incelenen kuramsal çerçevenin Borsa İstanbul uygulamasına yönelik bölümleridir. Borsa İstanbul'da piyasa etkinliği çalışmalarının çoğu dorusal yöntemlerle ve son dönemlerde bir kısmı doğrusal olmayan birim kök testleri ile yapılmıştır. En son birkaç çalışma Borsa İstanbul'un doğrusal olmayan dinamiklerini Markov rejim değişim modelleriyle incelemiştir. Borsa İstanbul'da piyasa etkinliğinin haftalık getirilerle yumuşak geçişli modellerle incelenmesi ilk kez bu çalışmada yapılmıştır.

Çalışmada öncelikle yumuşak geçişli eşik otoregresif (STAR) modeller ve model kurma aşamaları incelenmiştir. Ardından Borsa İstanbul'da piyasanın etkinliği doğrusal olmayan yöntemlerden yumuşak geçişli otoregresif (STAR) model ile test edilmiştir. Getiriler doğrusal otoregresif yöntemle (AR), ARCH ve rassal süreçle tahmin edilip STAR model ile karşılaştırılmıştır. Teorik olarak piyasada STAR modelinin rassal süreçten daha iyi performans göstermemesi gerekmektedir. Çalışmada 2004-2014 dönemi BİST100 haftalık getirileri doğrusal otoregresif (AR) yöntemle modellenirken hatalarda değişen varyans bulunmuş, bu sorunu gidermek için ARCH(2) modeli kurulmuştur. Bu model, STAR modeli ve rassal süreç ile ilgili dönem analiz edilerek, 2015 yılı için 12 dönemlik (3 aylık) tahminler yapılmıştır. Daha sonra bu tahminler ilgili dönemde gerçekleşmiş getirilerle karşılaştırılmış ve modellerin tahmin gücü belirlenmiştir. STAR modelinin kurulmasının ilk aşaması

uygun otoregresif (AR) modelin kurulmasıdır. Bu model kurulurken hatalarda değişen varyans bulunmuştur. Bu getiri serisinde doğrusal olmayan ilişkinin var olduğuna işaretler. Bunun için ARCH etkisi de araştırılmış, ARCH(2) modeli de kurulmuştur.

Çalışmada, elde edilen LSTAR, AR, ARCH(2) ve Rassal Süreç modellerinde örneklem dışı tahmin gücünün karşılaştırılması amacıyla ilk önce 2015 yılı için 12 dönemlik tahmin yapılmış ve her model için, Ortalama mutlak hata (MAE), hataların karesi ortalamasının kökü (RMSE), mutlak ortalama yüzde hata (MAPE) hata kriterleri, gerçek ve tahminlenen değerler arasındaki korelasyon katsayısı hesaplanmıştır, Diebold Mariano tahmin tutarlılığı testleri uygulanmıştır.

Bulgular modellerin karşılaştırmalı değerlerinden, modelin standart hatasının en düşük Rassal Süreçte, daha sonra LSTAR modelde, ARCH(2) modelde ve AR modelde, Akaike değerinin LSTAR modelde en küçük değer aldığını ortaya koymuştur. Akaike kriteri doğrusal modelden doğrusal olmayan modellere doğru daha da küçülmüştür. Bu BİST100 yapısında doğrusal olmayan ilişkinin güçlü göstergesidir.

Uygulama sonucunda tahmin performansı kriterlerine göre modeller karşılaştırılmış, Ortalama Mutlak Hata değeri en düşük LSTAR modelinde bulunmuştur. Bu değer Rassal sürecin aldığı değerden de ARCH(2) modelinin değerinden de düşüktür. Bu LSTAR modelinin piyasayı daha iyi tahmin ettiğini göstermektedir. Hataların Karesi Ortalamasının Kökü kriterinde de en küçük değeri LSTAR almaktadır. Bu kriterde ARCH(2) modeli de rassal süreçten daha iyi performans sergilemektedir. Ortalama Mutlak Yüzde Hata kriterinde de en iyi performans LSTAR modelindedir. Bu kriterlere göre de ARCH(2) modeli Rassal Süreçten daha iyi tahminleme yapmıştır. Bu sonuçlara göre Borsa İstanbul piyasasında doğrusal olmayan yapı mevcuttur ve doğrusal olmayan modeller doğrusal modellerden daha iyi tahminler yapmaktadır. Bu ise piyasanın zayıf formda etkin olmadığını göstermektedir. Tahmin tutarlılığını gösteren Diebold-Mariano testi %5 anlamlılık düzeyinde, modellerin tahmin performanslarının tutarlı olduğunu göstermiştir.

Uygulama sonucunda LSTAR ve Rassal süreç modellerinin toplam deęişikliklerin yaklaşık %67'sini öngörürken, ARCH(2) modelinin toplam deęişikliklerin %75'ni öngörmeye başarılı olduęu saptanmıştır. LSTAR ve ARCH(2) modelleri getiri artışının hepsini (%100) öngörmeye başarılıyken, Rassal süreç %75'ni öngörebilmiştir. Ama kayıplar açısından durum biraz farklıdır. LSTAR modeli kayıpların (negatif getiri) hiç birini öngörememiştir, ARCH(2) modeli %25'ni, rassal süreç ise %50'ni öngörmeye başarılı olmuştur.

Çalışma Borsa İstanbul'da endeks getirilerinde doğrusal olmayan ilişkinin varlığını ortaya koymuştur. Sonuçlar yatırımcıların bu tip modellemeyle normalüstü getiri elde edebileceğini, en az %66 oranında gelecek haftaki getiri yönünü belirleyebileceğini göstermektedir. Sonuç olarak, doğrusal düzeyde yapılan çalışmaların aksine olarak, bu bulgular Borsa İstanbul'un doğrusal olmayan düzeyde zayıf formda etkin olmadığını göstermektedir.

Bulgular Borsa İstanbul'da koşullu ortalama da doğrusal olmayan ilişkinin yanısıra koşullu varyansta da doğrusal olmayan yapının varlığını göstermiştir ve bu ilişki de ARCH(2) modeli ile başarılı şekilde modellenabilmektedir. Bu da Borsa İstanbul'un zayıf formda etkin olmadığını dięer bir göstergesidir.

İleride çalışmanın yeni boyutu olarak piyasada hem ortalama da, hem de koşullu varyansta aynı anda doğrusal olmamayı modelleyen STAR-GARCH modeli uygulanabilir. Borsa İstanbul yeni teknik altyapı çalışmaları (BISTECH) ile piyasayı yüksek frekanslı işlemlere açmaktadır. Bu hızlı dönemde de piyasanın sağlamlığı için etkinlik şarttır. Hisseler bazında etkinlik arayışı ileride STAR tipi doğrusal-olmayan panel veri analizi ile de yapılabilir. STAR modelinin panel veri analizi yöntemi ile entegrasyonundan oluşan Panel STAR modeli henüz olgunlaşma aşamasındadır. Bu ve benzer STAR ailesi metodolojileri ile gelecek yeni ampirik çalışmalar yapılabilir.

KAYNAKÇA

- Abdiođlu, Zehra,
Deđirmenci, Nurdan: “İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Mevsimsel Anomaliler”, **Business and Economics Research Journal**, Cilt 4, Sayı 3, 2013, ss. 55-73.
- Alexander, Sidney S.: “Price Movements in Speculative Markets: Trends or Random Walks”, **Industrial Management Review**, Sayı 2, 1961, ss. 7-26.
- Alp, Elçin A.: “Türkiye’de Reel Ücretlerin TAR Modeli ile Analizi ve Birim Kök Sınaması” **Türkiye Ekonomi Kurumu**, Tartışma Metni 2008/10, Temmuz 2008, s.5.
- Alp, Murat,
İskenderođlu, Ömer,
Evcı, Samet: “Hisse Senedi Getirilerinin Tahmini: İMKB 100 Üzerine Bir Uygulama”, **Finans Politik & Ekonomik Yorumlar**, C. 50 No: 581, 2013, ss.27-36.
- Ananzeh, İzzeddin: “Testing the Weak Form of Efficient Market Hypothesis: Empirical Evidence from Jordan”, **International Business and Management**, C. 9, No. 2, 2014, ss. 119-123.
- Ariel, Robert A.: “A Monthly Effect in Stock Returns”, **Journal of Financial Economics**, C. 18, No.1, 1987, ss. 161-174.
- Atakan, Tülin: “İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’nda haftanın günü etkisi ve Ocak ayı anomalilerinin ARCH-GARCH modelleri ile test edilmesi”, **İÜ İşletme Fakültesi Dergisi**, Cilt 37, Sayı 2, 2008, ss.98-110.
- Atan, Sibel,
Özdemir, Zeynel,
Atan, Murat: “Hisse Senedi Piyasasında Zayıf Formda Etkinlik: İMKB Üzerine Ampirik Bir Çalışma”, **Dokuz Eylül Üniversitesi İİBF Dergisi**, C.24, No:2, 2009, ss.33-48.

- Avner, Arbel,
Paul, Strebel: “Giraffes, Institutions and Neglected Firms”, **Financial Analysts Journal**, Cilt 39, Sayı 3, ss. 57-63.
- Aytekin, Sinan: “Ocak Ayı Anomalisi: Borsa İstanbul Endeksleri üzerine bir Uygulama”, **Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi**, Cilt 10, Sayı 23, 2014, ss.137-155.
- Bachelier, Louis: **Louis Bachelier's Theory of Speculation: The Origins of Modern Finance**, Princeton University Press, 2006
- Balaban, Ercan: “Some Empirics of the Turkish Stock Market”, The Central Bank of Turkey **Research Department Discussion Paper**, No: 9511, 1995.
- Balaban, Ercan: “İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Ocak Ayı Etkisi, Ömer Hayyam Etkisi ve Ümit Yaşar Etkisi” **İktisat İşletme ve Finans**, Cilt 10, Sayı 113, 1995, ss.75-88.
- Balcılar, Mehmet,
Shah, Zahra B.: “An in-sample and out-of-sample Empirical Investigation of the Nonlinearity in House Prices of South Africa”, **Economic Modelling**, C. 28, No: 3, 2011, ss.891–899.
- Barak, Osman: “İMKB`de Aşırı Reaksiyon Anomalisi ve Davranışsal Finans Modelleri Kapsamında Değerlendirilmesi”, **Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, Cilt 10, Sayı 1, 2008, ss.207-229.
- Barak, Osman: “Hisse Senedi Piyasasında Fiyat Anomalileri; Eksik Reaksiyon ve Aşırı Reaksiyon”, **World of Accounting Science**, Cilt 10, Sayı 2, 2008, s.146.
- Basu, Sanjoy: “Investment Performance of Common Stocks in Relation to their Price-Earnings Ratios: A Test of the Efficient Market Hypothesis”, **The Journal of Finance**, XXXII(3), ss. 663-682

- Baştürk, Feride: “F/K oranı ve Firma Büyüklüğü Anomalilerinin Bir Arada Ele Alınarak Portföy Oluşturulması ve bir Uygulama Örneği”, **Anadolu Üniversitesi Yayınları**, No: 1564, 2004, s.54.
- Beard, Craig G., Sias, Richard W.: “Is There a Neglected-Firm Effect?”, **Financial Analysts Journal**, Cilt 53, Sayı 5, 1997, ss.19-23.
- Bener, Güngör: “Finans Literatüründe Anomali Kavramı ve Etkin Piyasalar Hipotezi”, **Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi**, 17, 1-2, 2003, s.116
- Bidwell, Clinton M.: “How Good is Institutional Brokerage Research?” **The Journal of Portfolio Management**, C. 3, Sayı 2, 1977, ss. 26-31
- Bildirici, Melike E., Alp, Elçin A., Ersin, Özgür Ö., Bozoklu, Ümit: **İktisatta Kullanılan Doğrusal Olmayan Zaman Serisi Yöntemleri**, Türkmen kitabevi, 2010.
- Brennan, Michael J., Copeland, Thomas E.: “Stock Splits, Stock Prices, and Transaction Costs”, **Journal of Financial Economics**, C. 22, No: 1, October 1988, ss. 83–101.
- Brooks, Chris, Garrett, Ian: “Can We Explain the Dynamics of the UK FTSE 100 Stock and Stock Index Futures Markets?”, **Applied Financial Economics**, C. 12, No: 1, 2002, ss.25-31.
- Busetti, Giorgio, Manera, Matteo: “STAR-GARCH models for stock market interactions in the Pacific Basin Region, Japan and US”, **FEEM Working Paper**, No:43, 2003.
- Busse, Jeffrey A., Green, Clifton T.: “Market Efficiency in Real Time”, **Journal of Financial Economics**, 65, 2002, ss. 415–437
- Campbell, John, MacKinlay, Craig: **The Econometrics of Financial Markets**, Princeton NJ,

- Princeton University Press, 1997.
- Casarin, Roberto,
Piva, Andrea ,
Pelizzon, Lorianana: “Italian Equity Funds: Efficiency and Performance Persistence”, Università degli Studi di Brescia, Dipartimento di Scienze Economiche, Discussion Paper No: 0817, 2008.
- Ceylan, Ali,
Korkmaz, Turhan: **Uygulamalı Portföy Yönetimi**, Ekin Yayınları, Bursa 1993.
- Chan, Kung-Sik: “Consistency and Limiting Distributions of the Least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive Model”, **The Annals of Statistics**, Cilt 21, Sayı 1, 1993, ss.520-533.
- Charles, Am´elie
Darn´e, Olivier: “Variance Ratio Tests of Random Walk: An Overview”, **Journal of Economic Surveys**, Wiley, 2009, 23 (3), s.504.
- Cheuk, Man-Yin,
Fan, Dennis K.,
So, Raymond W.: “Insider Trading in Hong Kong: Some Stylized Facts”, **Pacific-Basin Finance Journal**, C. 14, No: 1, Ocak 2006, ss. 73–90
- Chiang, Thomas C.,
Doong, Shuh-Chyi: “Empirical analysis of stock returns and volatility: evidence from seven Asian stock markets based on TAR-GARCH model”, **Review of Quantitative Finance and Accounting**, 17, 2001, ss.301-318.
- Chien, Chin-Chen,
Lee, Cheng-few,
Wang, Andrew: “A Note on Stock Market Seasonality: The Impact of Stock Price Volatility on the Application of Dummy Variable Regression Model”, **The Quarterly Review of Economics and Finance**, C. 42, No: 1, 2002, s.155.
- Chung, Huimin,
Ho, Tsung-Wu,
Wei, Ling-Ju: “The Dynamic Relationship between the Prices of ADRs and Their Underlying Stocks: Evidence from the Threshold Vector Error Correction Model”, **Applied Economics**, C. 37, No: 20, 2005, ss. 2387-2394.

- Clark, Francis Jack: **Investments Analysis and Management**, Fourth Edition, McGraw-Hill International Edition, Finance Series, 1991.
- Coates, Robert: **Investment Strategy**, Mcgraw-Hill College, 1978.
- Condoynani, O'Hanlon, Ward, Charles: "Day Of The Week Effects On Stock Returns: International Evidence" **Journal Of Business Finance & Accounting**, 14.2, 1987, ss.159-174
- Cook, Thomas J., Rozeff, Michael S.: "Size and Earnings/Price Ratio Anomalies: One Effect or Two?" **The Journal of Financial and Quantitative Analysis**, C.19, No:4, Aralık 1984, ss.449-466.
- Cumby, Robert E., Glen, Jack D.: "Evaluating the Performance of International Mutual Funds", **Journal of Finance**, 45.2, 1990, ss. 497–521.
- Çağlayan, Ebru, Dayıoğlu, Tuğba: "Döviz Kuru Getiri Volatilitesinin Koşullu Değişen Varyans Modelleri ile Öngörüsü", **Ekonometri ve İstatistik**, Sayı:9, 2009, ss.1-29
- Çelik, Tankut T.: "Etkin Piyasa Hipotezi ve Gelişmekte Olan Hisse Senedi Piyasalarında Eşhareketlilik", İstanbul Teknik Üniversitesi, SBE, Yayınlanmamış Doktora Tezi, İstanbul, 2007
- Çevik, Emrah İ.: "İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda Etkin Piyasa Hipotezinin Uzun Hafıza Modelleri ile Analizi: Sektörel Bazda Bir İnceleme", **Journal of Yasar University**, No. 26, 2012, ss. 4437-4454.
- De Bondt, Werner, Thaler, Richard: "Does the stock market overreact?", **The Journal of Finance**, 40(3), 1985, ss. 793–805.
- Demireli, Erhan: "Etkin Pazar Kuramından Sapmalar ve Ekonomik Faktörlere Dayalı Anomalilerin Hisse Senedi Getirilerine Etkileri", Doktora tezi, Dokuz Eylül Üniversitesi, 2007.

- Denis, David J.,
Xu, Jin: “Insider Trading Restrictions and Top Executive Compensation”, **Journal of Accounting and Economics**, C. 56, No: 1, Temmuz 2013, ss. 91–112
- Dick van Dijk,
Teräsvirta, Timo ,
Franses, Philip H.: “Smooth Transition Autoregressive Models-A Survey of Recent Developments”, **Econometric Reviews**, C. 21, No: 1, 2002, s.1-30.
- Dick, van Dijk: **Smooth Transition Models: Extensions and Outlier Robust Inference**, Tinbergen Institute Research Series, Book No: 200, 1999.
- Diebold, Francis: “Comparing Predictive Accuracy,” **Journal of Business and Economic Statistics**, C. 13, No: 3, 1995, s. 253-263
- Dimson, Elroy,
Marsh, Paul: “An Analysis of Brokers' and Analysts' Unpublished Forecasts of UK Stock Returns” **Journal of Finance**, C. 39, No: 5, 1984, ss.1257-1291
- Doyle, John,
Chen, Catherine: “The Wandering Weekday Effect in Major Stock Markets”**Journal of Banking & Finance**, C. 33, No: 8, Ağustos 2009, ss. 1388–1399.
- Eitrheim, Øyvind
Teräsvirta, Timo: “Testing the adequacy of smooth transition autoregressive models”, **Journal of Econometrics**, C. 74, No: 1, September 1996, ss.59–75
- Engle, Robert: “Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation”, **Econometrica**, C.50, No:4, 1982, s.987-1007
- Ersin, Özgür Ö.: “Türkiye’de Reel Döviz Kurunun Doğrusal Olmayan Ekonometrik Modeller ile İncelenmesi: Band-TAR ve STAR Modelleri”, **İktisat İşletme ve Finans**, Cilt: 27, Sayı: 319, 2012, ss.89-122

- Fama, Eugene F.,
Blume, Marshall E.: “Filter Rules and Stock-Market Trading”, **Journal of Business**, C.39, Sayı: 1, Ocak 1966, ss.226-241
- Fama, Eugene F.,
Fischer, Lawrence,
C. Jensen, Michael,
Roll, Robert: “The Adjustment of Stock Prices to New Information”, **International Economic Review**, C. 10, No.1, 1969, ss. 1- 21.
- Fama, Eugene F.,
French, Kenneth R.: “Value Versus Growth: The International Evidence”, **The Journal of Finance**, C. 53, 1998, ss.1975-1999.
- Fama, Eugene F.: “Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work”, **The Journal of Finance**, 25(2), 1970, ss.383–417.
- Fama, Eugene F.: “The Behaviour of Stock-Market Prices”, **Journal of Business**, 1965, ss.20-45
- Fama, Eugene F.: “Random Walks in StockMarket Prices”, **Financial Analysts Journal**, C. 51, 1995, ss. 75-80.
- Fields, Michael: “Stock Prices: A Problem in Verification”, **The Journal of Business of the University of Chicago**, 4.4, 1931, ss. 415-418.
- Finnerty, Joseph E.: “Insiders and Market Efficiency”, **The Journal of Finance**, C. 31, No:4, Eylül 1976, ss. 1141-1148
- Franses, Philip H.: **Time Series Models for Business and Economic Forecasting**, Cambridge, Cambridge University Press 1998.
- French, Kenneth R.: “Stock Returns and the Weekend Effect”, **Journal of Financial Economics**, C.8, 1980, ss. 55-56.
- Gibson, George R.: **The Stock Markets of London, Paris and New York**, New York, Putnam’s Sons, 1889

- Goodman, David A., Peavy, John W.: “The Interaction of Firm Size and Price-Earnings Ratio on Portfolio Performance”, **Financial Analysts Journal**, Cilt 42, No: 1, 1986, ss. 9-12.
- Gozbasi, Onur, Kucukkaplan, Ilhan, Nazlioglu, Saban: “Re-examining the Turkish Stock Market Efficiency: Evidence from Nonlinear Unit Root Tests”, **Economic Modelling**, C. 38, February 2014, ss.381–384
- Gökçe, Alp, Sarioğlu, Serra Eren: “Etkin Pazar Kuramı ve Zayıf Etkin Pazar Kuramının Geçerliliğinin İMKB’de Test Edilmesi”, **İÜ İşletme Fakültesi Dergisi**, Cilt:32, Sayı : 1, ss. 45-64.
- Gören, Seher, Umutlu, Mehmet: “Performance Evaluation of Mutual and Pension Funds Traded on Borsa Istanbul under the Control of Fund Costs”, **Journal of Economics, Finance & Accounting**, C.2, No:4, 2015, ss. 603-623.
- Grossman, Sanford J., Stiglitz, Joseph E.: “On the Impossibility of Informationally Efficient Markets”, **The American Economic Review**, 70(3), 1980, ss. 393–408.
- Gujarati, Damodar: **Basic Econometrics**, 4.baskı., McGraw-Hill, New York, 2004.
- Hans, Franses P., Dick, van Dijk : **Non-Linear Time Series Models in Empirical Finance**, Cambridge University Press, 2003.
- Hansen, Bruce E.: “Inference in TAR Models”, **Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics**, No:2(1), 1997, ss.1-14.
- Hasanov, Mubariz , Omay, Tolga: “Nonlinearities in Emerging Stock Markets: Evidence from Europe’s Two Largest Emerging Markets”, **Applied Economics**, 40, 2008, s.2620-2655
- Hasanov, Mübariz: “Is South Korea’s Stock Market Efficient? Evidence from Nonlinear Unit Root Test”, **Applied Economics Letters**,

C. 16, No: 2, 2009, ss.163-167

- Haugen, Robert A.: **Modern Investment Theory**, Prentice Hall, Beşinci Baskı, 2001.
- Horasan, Mukadder: “Firma Büyüklüğünün Hisse Senedi Getirilerine Etkisi”, **Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi**, Cilt:11, Sayı:1, 2008, ss.327-339
- İçke, Başak T.,
Aytürk, Yusuf: “Fiyat – Kazanç Oranı Etkisinin Değer Yatırım Stratejileri Kapsamında analizi: İMKB için Ampirik bir uygulama”, **Öneri dergisi**, Cilt 9, Sayı 35, ss.103-115.
- İnamlık, Ali,
Berument, Hakan,
Kıymaz, Halil: “Borsa değişkenliğinde haftanın gün etkisi: İstanbul Menkul Kıymetler Borsası”, **İktisat İşletme ve Finans**, Cilt: 19, Sayı: 223, 2004, ss.91-102.
- Jaffe, Jeffrey ,
Westerfield, Randolph: “Patterns in Japanese Common Stock Returns: Day of the Week and Turn of the Year Effects”, **Journal of Financial Quantitative Analysis**, 20, 261-272.
- Jegadeesh, Narasimhan,
Titman, Sheridan: “Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency”, **The Journal of Finance**, Cilt 48, Sayı 1, 1993, ss.65-91.
- Jensen, Michael C.: “The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964”, **The Journal of Finance**, 23(2), 1968, ss.389–416.
- Jones, Charles M.: “What do We Know about High-Frequency Trading?”, Columbia Business School, **Research Paper** No. 13, 2013
- Josef, Lakonishok; “Are Seasonal Anomalies Real? A Ninety-year Perspective” **Review of Financial Studies**, 1.4, 1988, ss.403-425.
- Joseph, Suresh,
Sisodia, Garima: “Efficiency of Emerging Stock Markets: Evidences from

- “BRICS” Stock Indices Data Using Nonlinear Panel Unit Root Test”, **Journal of Economic and Financial Modelling**, C. 1, No.1, 2013, ss. 56-61
- Kapetanios, George, Shin, Yongcheol, Snell, Andy: “Testing for a Unit Root in The Nonlinear STAR Framework”, **Journal of Econometrics**, C. 112, No: 2, February 2003, ss.359–379.
- Karaduman, Hasan A.: “İktisatta Doğrusal-olmayan Zaman Serisi Modelleri: Kuram ve Türkiye Uygulaması” Doktora tezi, Yıldız Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2007.
- Karaduman, Hasan A.: “Türkiye’de Büyüme Hızının Asimetrik Davranışı: LSTAR Modeli”, **İktisat İşletme ve Finans**, Cilt: 23, Sayı: 271, 2008, ss.115-132.
- Karan, Mehmet B. Gonenc, Halit: “Do Value Stocks Earn Higher Returns than Growth Stocks in an Emerging Market? Evidence from the Istanbul Stock Exchange”, **Journal of International Financial Management and Accounting**, Cilt 14, 2003, ss.1-25
- Karan, Mehmet B.: **Yatırım Analizi ve Portföy Yönetimi**, Gazi Kitapevi, Ankara, 2004.
- Karan, Mehmet B.: “Hisse Senetlerine Yapılan Yatırımların Performanslarının Fiyat/Kazanc Oranına Göre Değerlendirilmesi: İMKB üzerine Ampirik bir Çalışma”, **İktisat İşletme ve Finans**, Cilt 11, Sayı 119, 1996, ss.26-35.
- Karaşin, Gültekin: **Sermaye Piyasası Analizleri**, İkinci baskı, Ankara, 1987.
- Karemera, David, Ojah, Kalu, Cole, John A.: “Random Walks and Market Efficiency Tests: Evidence from Emerging Equity Markets”, **Review of Quantitative Finance and Accounting**, C.13, No:2, 1999, ss. 171-188.

- Katerina, Lyroudi,
Demetres, Subeniotis,
George, Komisopoulos: “Market Anomalies in the A.S.E: The Day of the Week Effect”, 2002, EFMA 2002 London Meetings
- Kaynar, Oğuz,
Taştan, Serkan: “Zaman Serileri Tahmininde ARIMA-MLP Melez Modeli”, **Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi**, Cilt: 23, Sayı: 3, 2009, s.142
- Kendall, Maurice: “The Analysis of Economic Time Series Part I: Prices”, **Journal of Royal Statistical Society**, 1953, ss.11-25
- Keynes, John M.: **Some Aspects of Commodity Markets**, European Reconstruction Series, 1923
- Kim, Sei-Wan,
Mollick, André,
Nam, Kiseok: “Common Nonlinearities in Long-horizon Stock Returns: Evidence from G-7 Stock Markets”, **Global Finance Journal**, C. 19, No:1, 2008, ss.19-31.
- Kıyılar, Murat,
Karakaş, Cem: “İMKB’de Zamana Dayalı Anomalilere yönelik bir İnceleme”, **Yönetim Dergisi, İ.Ü.,İşletme İktisadi Enstitüsü**, Ekim 2005, Sayı 52, s.10-30
- Kıyılar, Murat: “Etkin Pazar Kuramının İMKB’de Test Edilmesi”, **Yönetim Dergisi**, Yıl: 9, Sayı:29, Ocak 1998, ss.20-45
- Kıyılar, Murat: **Etkin Pazar Kuramı ve Etkin Pazar Kuramının İMKB’de İrdelenmesi–Test Edilmesi**, SPK Yayınları, Yayın No:86, İstanbul, 1997.
- Kondak, Nuray: “The Efficient Market Hypothesis Revisited: Some Evidence from the Istanbul Stock Exchange”, **Capital Markets Board of Turkey**, Yayın No: 83, 1997, ss.1- 186
- Köse, Ahmet: “Etkin Pazar Kuramı ve İMKB’de Etkin Pazar Kuramının Zayıf şeklini Test Etmeye Yönelik bir Çalışma – Filtre Kuralı Testi”, **İÜ İşletme Fakültesi Dergisi**, C:22, S:2,

- 1993, ss. 105-127
- Lam, Keith: “The Relationship Between Size, Book-to-Market Ratio, Earnings-Price Ratio, and Return for the Hong Kong Stock Market”, **Global Finance Journal**, C.13, No:2, 2002, ss.163-179.
- Lim, Kian-Ping,
Liew, Khim-Sen: “Nonlinear Mean Reversion in Stock Prices: Evidence from Asian Markets”, **Applied Financial Economics Letters**, C. 3, No: 1, 2007, ss.25-29
- Lo, Andrew,
MacKinlay, Craig: “Stock Market Prices do not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test” **Review of Financial Studies**, 1.1, 1988, ss. 41-66.
- Malkiel, Burton G.: “The Efficient Market Hypothesis and its Critics”, **The Journal of Economic Perspectives**, C. 17, No:1, 2003, ss. 59-82.
- Mallikarjunappa, Iqbal: “Market Reaction to Earnings Information: An Empirical Study”, **AIMS International**, C.1, No:2, 2007, ss.153-167.
- Manahov, Viktor,
Hudson, Robert,
Gebka, Bartosz: “Does high frequency trading affect technical analysis and market efficiency? And if so, how?”, **Journal of International Financial Markets, Institutions & Money**, Cilt 28, Ocak 2014, ss.131–157
- Mandacı, Pınar E.: “Şirketlerin Birleşme Ve Satın Alma Duyurularının Hisse Senedi Fiyatları Üzerine Etkileri”, **İktisat İşletme ve Finans**, Cilt 19, Sayı 225 (Aralık), 2004, ss. 118-124.
- Matías, José M.,
Reboredo, Juan C.: “Forecasting Performance of Nonlinear Models for Intraday Stock Returns”, **Journal of Forecasting**, C. 31, No: 2,2012, ss. 172–188.
- McMillan, David G.: “Non-linear Dynamics in International Stock Market

- Returns”, **Review of Financial Economics**, C.14, No: 1, 2005, ss.81-91.
- Metin, Kıvılcım,
Muradođlu, Gülnur,
Yazıcı, Bigehan: “İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Gün Etkilerinin İncelenmesi” **İMKB Dergisi**, Cilt 1, No: 4, 1997, ss.15-25.
- Michael, Jensen C.: “The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964”, **Journal of Finance**, 1968, C.23, No.2, ss.389-416.
- Munir, Qaiser,
Mansur, Kasım: “Is Malaysian Stock Market Efficient? Evidence from Threshold Unit Root Tests”, **Economics Bulletin**, C. 29, No: 2, 2009, ss.1359-1370
- Narayan, Paresh K.: “Are the Australian and New Zealand Stock Prices Nonlinear with a Unit Root?” **Applied Economics**, C. 37, No: 18, 2005, ss. 2161-2166
- Niederhoffer, Victor
Osborne, Matthew: “Market Making and Reversal on the Stock Exchange”, **Journal of the American Statistical Association**, C. 61, 1966, ss. 897-916.
- Omay, Tolga,
Hasanov, Mübariz: “Türkiye için Reaksiyon Fonksiyonunun Doğrusal Olmayan Modelle Tahmin Edilmesi”, **Çankaya University Journal of Humanities and Social Sciences**, 7/2, Kasım 2010, ss.400-420
- Otten, Rogér,
Bams, Dennis: “European Mutual Fund Performance”, **European Financial Management**, C.8, No:1, Mart 2002, ss.75–101.
- Öcal, Nadir,
Osborn, Denise R.: “Business Cycle Non-Linearities in UK Consumption and Production”, **Journal of Applied Econometrics**, C. 15, No. 1, 2000, ss.20-45
- Öncel, Tuğrul S.: “Filter Rule and Trading in The Istanbul Stock Exchange”, Yüksek Lisans Tezi, Boğaziçi Üniversitesi, 1993

- Özmen, Tahsin: **Dünya Borsalarında Gözlemlenen Dönemsel Anomaliler ve İMKB Üzerine Bir Deneme**, SPK Yayınları, Yayın No:61, 1997.
- Perez-Quiros, Gabriel, Timmermann, Allan: “Firm Size and Cyclical Variations in Stock Returns”, **The Journal of Finance**, C. 55, No: 3, 2000, ss.1229-1262.
- Pichardo, Christine, Bacon, Frank: “The Lehman Brother’s Bankruptcy: A test of Market Efficiency”, **Academy of Accounting and Financial Studies**, C.14, No.1, 2009, ss. 43-48.
- Poterba, James, Summers, Lawrence: “Mean Reversion in Stock Prices: Evidence and Implications”, **Journal of Financial Economics**, 22, 1988, s.27- 59.
- Reilly, Frank K., Brown, Keith C.: **Investment Analysis and Portfolio Management**, Cengage Learning, 10.Baskı, 2011.
- Reinganum, Marc R.: “A Direct Test of Roll's Conjecture on the Firm Size Effect”, **The Journal of Finance**, Cilt 37, Sayı 1, Mart 1982, ss. 27-35.
- Roberts, Harry: **Statistical versus Clinical Prediction of the Stock Market**, University of Chicago, Center for Research in Security Prices, 1967.
- Rosenberg, Barr, Reid, Kenneth, Lanstein, Ronald: “Persuasive Evidence of Market Inefficiency”, **The Journal of Portfolio Management**, Cilt 11, Sayı 3, 1985, ss.9-16.
- Rozeff, Michael , Kinney, William: “Capital Market Seasonality: The Case of Stock Returns” **Journal of Financial Economics**, 3.4, 1976, ss.379-402.
- Rozeff, Michael S., Zaman, Mir A.: “Market Efficiency and Insider Trading: New Evidence”, **The Journal of Business**, C.61, No.1, 1988, ss. 25-44.

- Samuelson, Paul A.: “Proof that Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly”, **Industrial Management Review**, C: 6, No: 2, 1965, ss. 20-51.
- Seddighim, Hamid, Ward, Nian: “The Chinese stock exchange market: operations and efficiency”, **Applied Financial Economics**, C.14, No:11, 2004, ss. 785-797.
- Seler, İhsan T.: “Haftanın Günleri: İMKB'ye Etkileri Üzerine Bir İnceleme”, **İktisat, İşletme ve Finans Yayınları**, Kasım 1996, Yayın no: 4, ss. 147-168.
- Sevim, Şerafettin, Birol Yıldız: “Aşırı Tepki Verme Hipotezi ve İMKB Üzerine Ampirik Bir Çalışma”, **İMKB Dergisi**, C:9, S:35, 2007, ss.10-45.
- Shaker, Muhammad: “Testing the Weak-Form Efficiency of the Finnish and Swedish Stock Markets”, **European Journal of Business and Social Sciences**, 2013, C. 2, No.9, ss. 176-185.
- Shively, Philip A.: “The Nonlinear Dynamics of Stock Prices”, **The Quarterly Review of Economics and Finance**, C. 43, No: 3, 2003, ss.505–517.
- Songül, Hüseyin: **Otoregresif koşullu değişen varyans modelleri: Döviz kurları üzerine uygulama**, TCMB Araştırma ve Para Politikası Genel Müdürlüğü, 2010.
- Stanley, Darrol J., Kinsman, Michael D.: “The Efficient Market Hypothesis, Price Multiples, And The German Stock Market”, **International Business & Economics Research Journal**, C.8, No:1, 2009, ss.31-40.
- Stijn, Claessens, Jack, Glen: “Return behavior in emerging stock markets”, **The World Bank Economic Review**, C:9, No:1, 1995, ss.131-151.
- Sweta, Dhar: “Market Reaction Around the Stock Splits and Bonus Issues: Some Indian Evidence”. **Working Paper Series**,

Ocak 24, 2008.

- Teräsvirta, Timo: “Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models”, **Journal of the American Statistical Association**, C. 89, No. 425, 1994, ss.201-230
- Tezeller, Yavuz: “Türkiye Sermaye Piyasalarında Pazar Etkinliği”, Doktora Tezi, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2004
- Thaler, Richard: “Anomalies: Seasonal Movements in Security Prices II: Weekend, Holiday, Turn of the Month, and Intraday Effects”, **The Journal of Economic Perspectives**, 1.2, 1987, ss.169–177.
- Theodor, Kohers, Kohli, Raj K.: “The Anomalous Stock Market Behavior of Large Firms in January: The Evidence from the S&P Composite and Component Indexes”, **Quarterly Journal Of Business & Economics**, C. 30, No. 3, 1991, ss.14-32.
- Tomasz, Potocki, Swist, Tomasz: “Empirical Test of the Strong form Efficiency of the Warsaw Stock Exchange: The Analysis of WIG 20 Index Shares” **South-Eastern Europe Journal of Economics**, Sayı 2, 2012, ss. 155-172
- Tsay, Ruey: “Detecting and Modelling Nonlinearity in Univariate Time Series Analysis”, **Statistica Sinica**, C: 1, 1991, ss.431-451.
- Tsay, Ruey: “Testing and Modelling Threshold Autoregressive Process”, **Journal of American Statistical Association**, Cilt 84, Sayı 405, 1989, ss.231-240
- Tsay, Ruey: **Analysis of Financial Time Series**, Wiley-Interscience, İkinci Baskı, 2005.

- Tuncel, Ahmet: “Rassal Yürüyüş Hipotezinin İMKB’de Test Edilmesi: Koşu Testi Uygulaması”, **Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, 9(2), 2007, ss.1-19.
- Uyar, Aydın
Uzuner, Mustafa: “Türkiye’de Altın Piyasasının Zayıf Formda Etkinliğinin Koşu Testi ile Sınanması”, **Finansal Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi**, C:7, No:12, 2015, ss. 197-208.
- Verbeek, Marno: **A Guide to Modern Econometrics**, Chichester, John Wiley&Sons, 2000.
- Wolfson, Mark A.,
Patell, James: “The Intraday Speed of Adjustment of Stock Prices to Earnings and Dividend Announcements” **Journal of Financial Economics**, C. 13, No: 2, 1984, ss. 223–252.
- Womack, Kent L.: “Do Brokerage Analysts' Recommendations Have Investment Value?”, **Journal of Finance**, C. 51, No:1, 1996, ss. 137-167.
- Yavuz, Nilgün Ç.: “Durağanlığın Belirlenmesinde KPSS ve ADF Testleri”, **İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Mecmuası**, Sayı 54(1), 2004, ss.239-247.
- Yıldırım, Nuri: “Firma Büyüklüğü ve Defter Değeri-Piyasa Değeri Etkileri: İMKB Örneği”, **İMKB Dergisi**, C:8, N:31, 2004, ss. 12-13.
- Zhang, Frank: “High-Frequency Trading, Stock Volatility, and Price Discovery”, **Working Paper**, 2010, SSRN 1691679

EKLER

Ek 1.a: ADF Birim Kök Test Sonucu

Null Hypothesis: GETIRI has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, max lag=18)

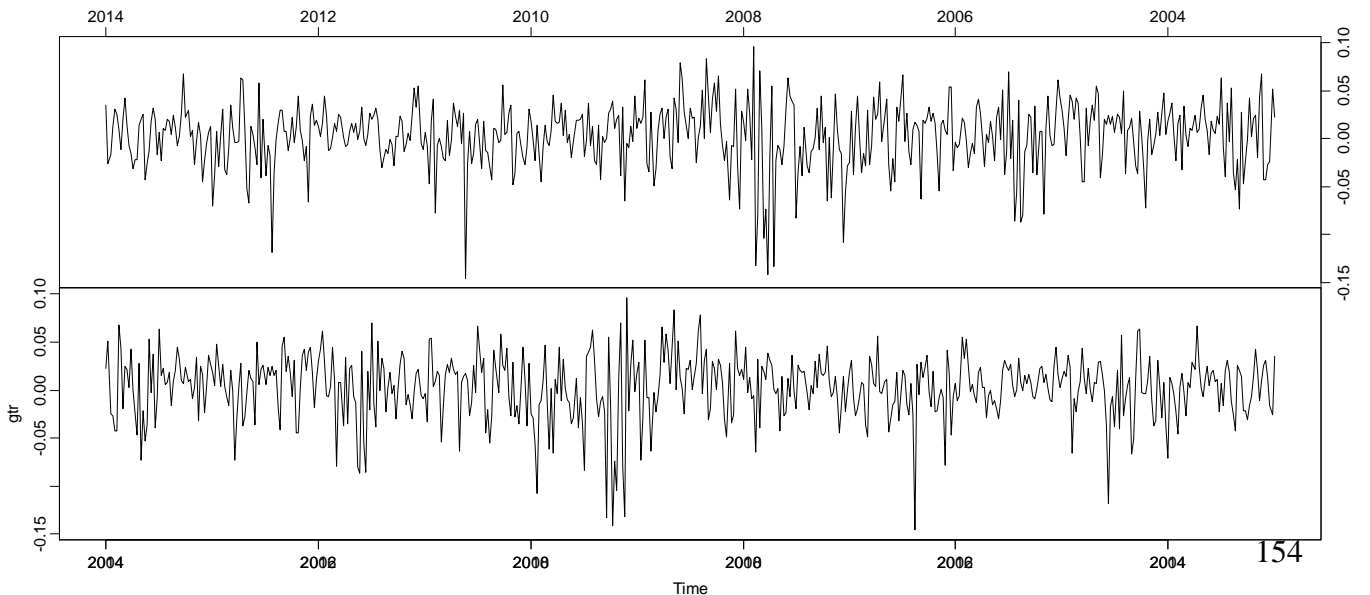
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-19.82786	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.441553	
5% level	-2.866374	
10% level	-2.569404	

Ek 1.b: Phillips-Perron Birim Kök Test Sonucu

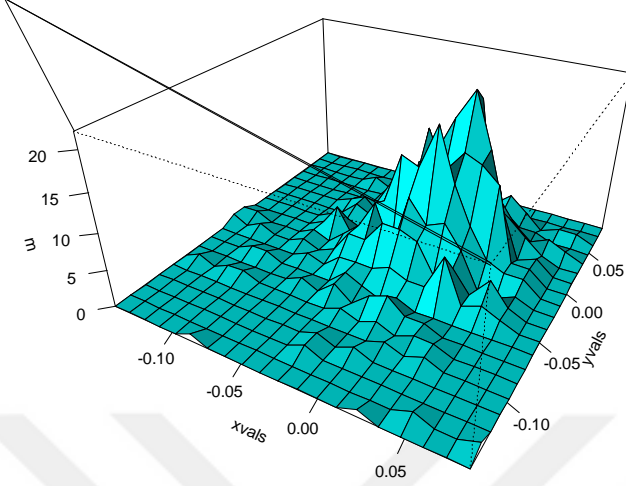
Null Hypothesis: RTRN has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 6 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-19.93747	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.441553	
5% level	-2.866374	
10% level	-2.569404	

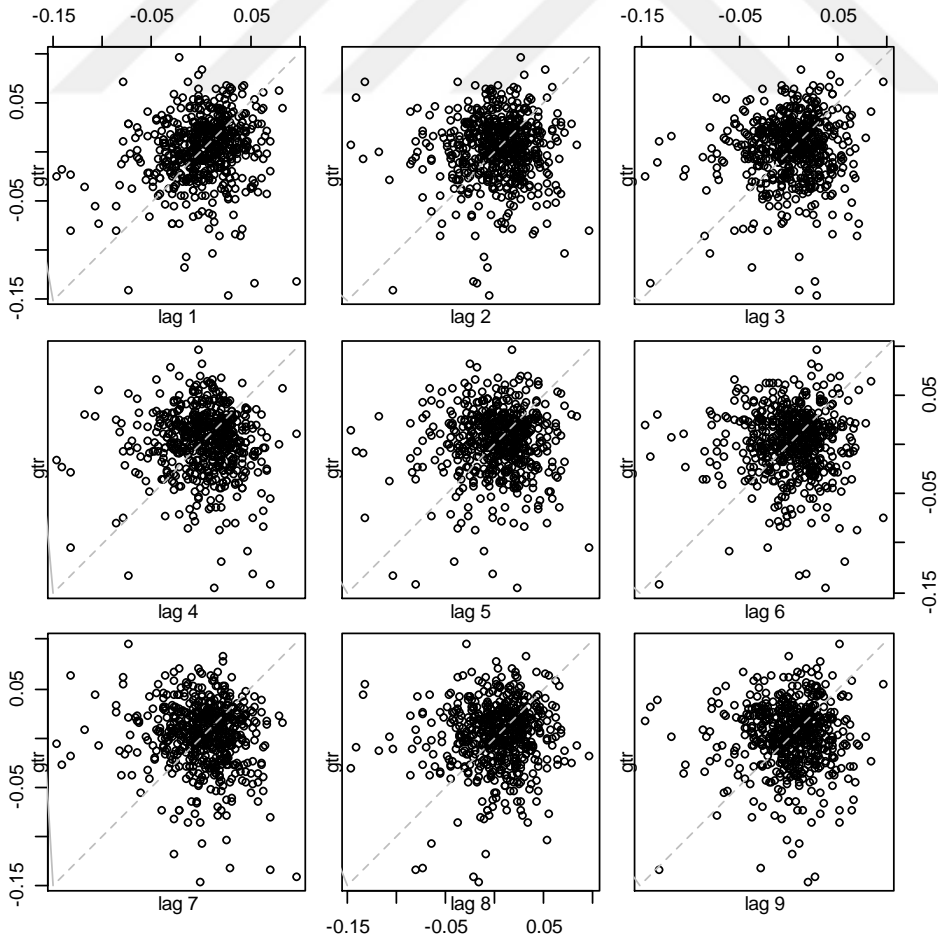
Ek 2.a: Getiri serisinin ters grafiği (reverse plot)



Ek 2.b: Getiri serisinin bihistogramı



Ek 2.c: Getiri serisinin serpm grafiđi



Ek 3: Hataların karesinde Ljung-Box testi

Gecikme	1	2	3	4	5	6	7	8
X-sqred	25.24	32.092	42.554	46.536	55.085	63.718	71.219	74.157
df	1	2	3	4	5	6	7	8
p-değeri	5.06e-07	1.07e-07	3.0e-09	1.90e-09	1.25e-10	7.87e-12	8.37e-13	7.27e-13

Ek 4: Geçiş değişkeninin robust least squares yöntemiyle sağlama testi

Gecikme	gtr(t-1)	gtr(t-2)	gtr(t-3)	gtr(t-4)
p-değeri	0.0006277	0.0000173	0.003084	0.00977
Gecikme	gtr(t-5)	gtr(t-6)	gtr(t-7)	gtr(t-8)
p-değeri	0.021546	0.099651	0.00738	0.04195

Ek 5.a: Escribano-Jorda test sonuçları

Test	Chi Square Variants		F Variants	
	Test Stat	p value	Test Stat	p value
LM.HE	34.63	4.464e-03	2.138	6.185e-03
LM.HL	43.51	2.342e-04	2.732	3.273e-04

Ek 5.b: M-tahminle uç değerlere göre sağlama (Outlier Robust Least Squares using M-Estimation)

Test	Test istatistiği (F)	p -değeri	df
LM.H1	3.301	0.001082	8
LM.H2	3.218	0.001387	8
LM.H3	1.474	0.1639	8

Ek 6: Hatalarda otokorelasyon LM testleri

	χ^2 versiyonu	p -değeri	F versiyonu	p -değeri
AR(1)	0.04793155	0.8267024	0.04776534	0.8270779
AR(2)	0.04579307	0.9773636	0.02277617	0.9774822
AR(3)	0.05144412	0.9969442	0.01702733	0.9969722
AR(4)	0.23333803	0.9937011	0.05783776	0.9937848
AR(5)	0.73801055	0.9808176	0.14621086	0.9811346
AR(6)	0.77373207	0.9927596	0.12751444	0.9929212
AR(7)	0.84006380	0.9970133	0.11846413	0.9970992
AR(8)	1.14855215	0.9971244	0.14153744	0.9972231

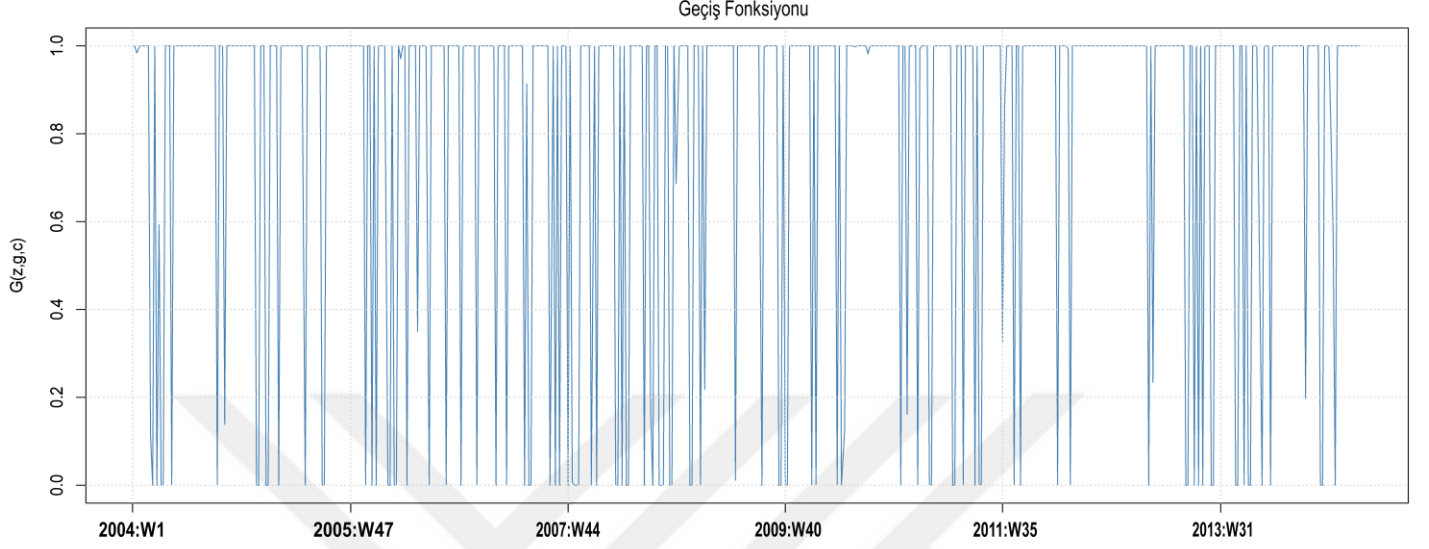
Ek 7: Parametre Sabitliği için LM Testleri

	χ^2 versiyonu	p -değeri	F versiyonu	p -değeri
LM.C1	21.91556	0.3451102	1.059222	0.3900008
LM.C2	42.37439	0.3689445	1.023564	0.4338681
LM.C3	72.01753	0.1375758	1.180817	0.1771203

Ek 8: Kalan doğrusal olmayan ilişki için LM testleri

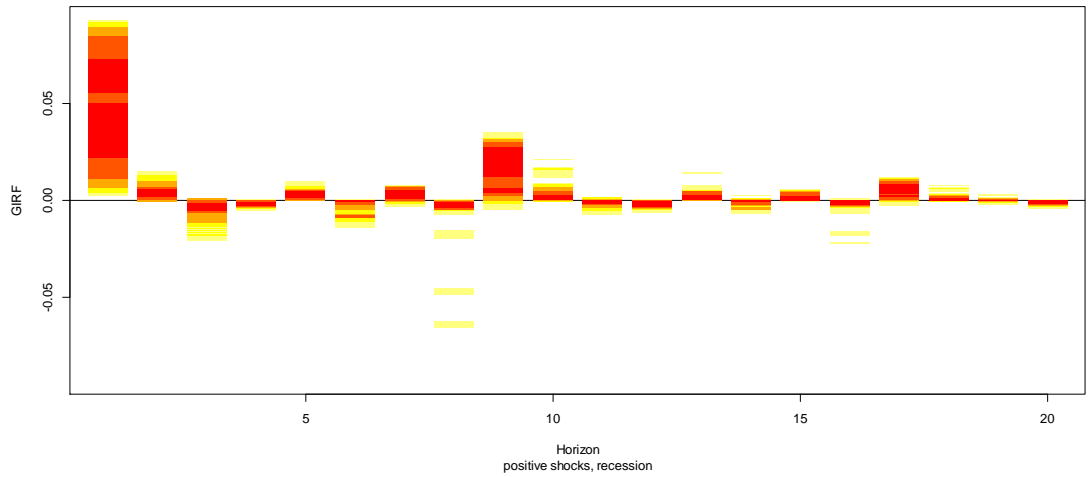
	χ^2 versiyonu	p -değeri	F versiyonu	p -değeri
LM.RNL[gtr(t-1)]	22.89283	0.194741913	1.2363161	0.226477235
LM.RNL[gtr(t-2)]	20.86819	0.286115090	1.1227752	0.325487656
LM.RNL[gtr(t-3)]	25.29259	0.117066535	1.3719986	0.139371933
LM.RNL[gtr(t-4)]	23.98035	0.155672464	1.2976551	0.183047960
LM.RNL[gtr(t-5)]	28.78133	0.051117842	1.5714223	0.062556430
LM.RNL[gtr(t-6)]	19.16900	0.381486740	1.0281367	0.425546404
LM.RNL[gtr(t-7)]	18.09390	0.449482884	0.9685622	0.495055069
LM.RNL[gtr(t-8)]	18.88877	0.398702898	1.0125857	0.443284426

Ek 9: LSTAR Geçiş fonksiyonunun zamana göre tarihli grafiği

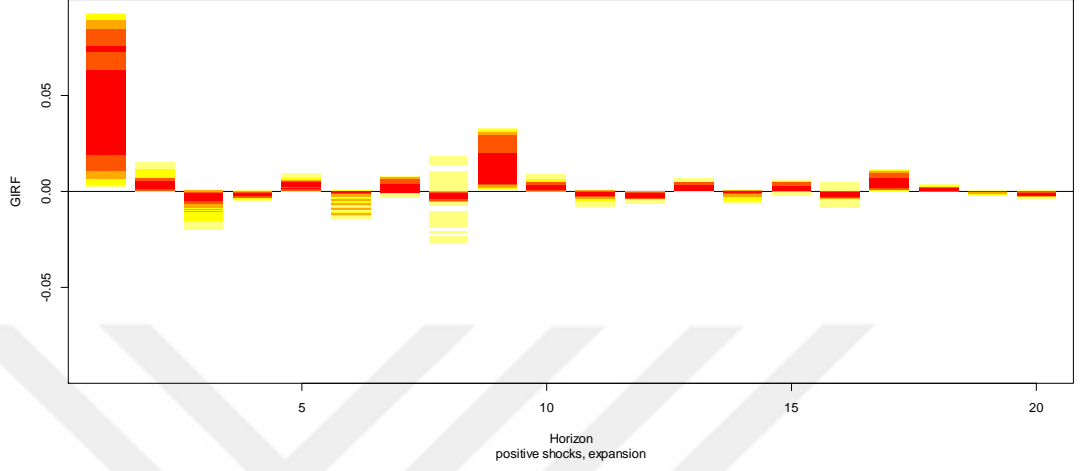


Ek 10: Genelleştirilmiş Etki-tepki Fonksiyonları

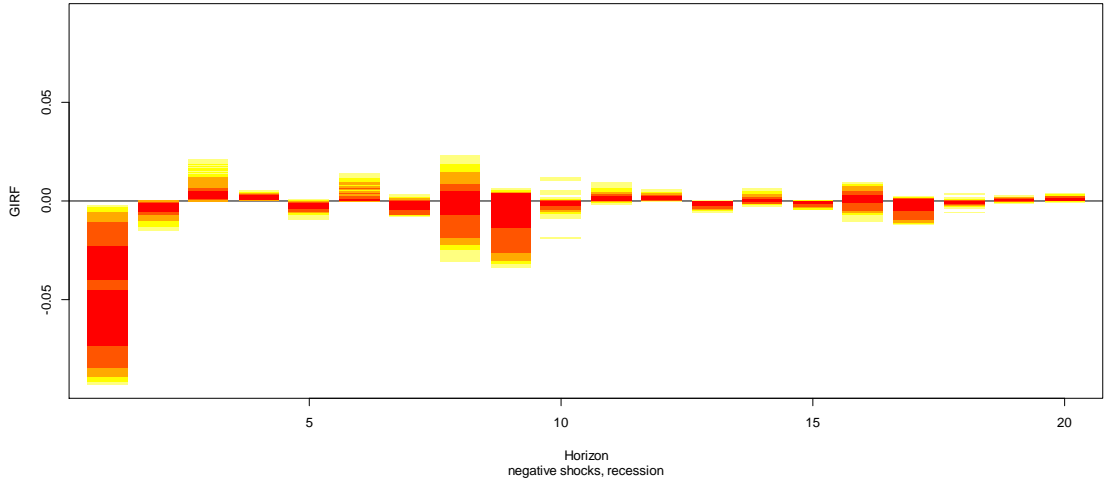
Alt rejimde pozitif şoka verilen tepki



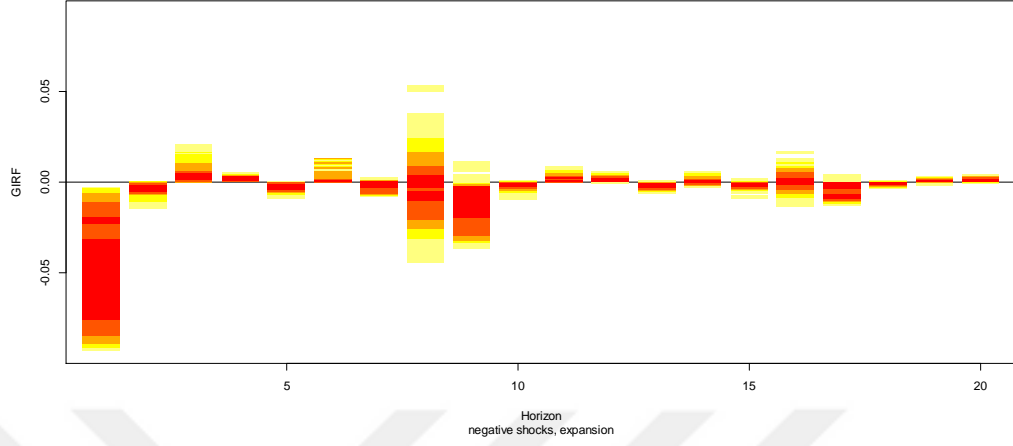
Üst rejimde pozitif şoka verilen tepki



Alt rejimde negatif şoka verilen tepki



Üst rejimde negatif şoka verilen tepki



Ek 11: AR modelin 12 dönem gecikmeli analizi

Dependent Variable: RTRN

Method: Least Squares

Date: 06/01/16 Time: 17:11

Sample (adjusted): 3/26/2004 12/19/2014

Included observations: 561 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002056	0.001388	1.481327	0.1391
RTRN(-1)	0.212396	0.042713	4.972653	0.0000
RTRN(-2)	-0.037577	0.043630	-0.861263	0.3895
RTRN(-3)	0.102013	0.043629	2.338209	0.0197
RTRN(-4)	-0.056957	0.043827	-1.299584	0.1943
RTRN(-5)	0.064675	0.043705	1.479785	0.1395
RTRN(-6)	-0.022862	0.043445	-0.526238	0.5989
RTRN(-7)	-0.103081	0.043386	-2.375887	0.0178
RTRN(-8)	0.085844	0.043473	1.974632	0.0488
RTRN(-9)	0.000148	0.043522	0.003398	0.9973
RTRN(-10)	-0.038124	0.043323	-0.879987	0.3793
RTRN(-11)	0.058009	0.043255	1.341104	0.1804
RTRN(-12)	-0.048291	0.042352	-1.140211	0.2547
R-squared	0.077911	Mean dependent var		0.002616
Adjusted R-squared	0.057720	S.D. dependent var		0.033054
S.E. of regression	0.032086	Akaike info criterion		-4.017888
Sum squared resid	0.564175	Schwarz criterion		-3.917556
Log likelihood	1140.018	Hannan-Quinn criter.		-3.978714
F-statistic	3.858584	Durbin-Watson stat		1.991547
Prob(F-statistic)	0.000011			

Ek 12: 8 dönem gecikmeli AR modeli

Dependent Variable: RTRN
Method: Least Squares
Date: 06/01/16 Time: 17:09
Sample (adjusted): 2/27/2004 12/19/2014
Included observations: 565 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001991	0.001369	1.454479	0.1464
RTRN(-1)	0.206517	0.042223	4.891060	0.0000
RTRN(-2)	-0.039564	0.042753	-0.925419	0.3551
RTRN(-3)	0.114314	0.042718	2.675997	0.0077
RTRN(-4)	-0.065354	0.042840	-1.525516	0.1277
RTRN(-5)	0.066436	0.042823	1.551413	0.1214
RTRN(-6)	-0.018175	0.042647	-0.426170	0.6701
RTRN(-7)	-0.114948	0.042538	-2.702247	0.0071
RTRN(-8)	0.093300	0.041880	2.227771	0.0263
R-squared	0.073443	Mean dependent var		0.002648
Adjusted R-squared	0.060111	S.D. dependent var		0.032973
S.E. of regression	0.031967	Akaike info criterion		-4.032454
Sum squared resid	0.568153	Schwarz criterion		-3.963372
Log likelihood	1148.168	Hannan-Quinn criter.		-4.005490
F-statistic	5.508894	Durbin-Watson stat		1.992684
Prob(F-statistic)	0.000001			

Ek 13: AR(8) modelinden 6. gecikme değişkeninin çıkarılması

Dependent Variable: RTRN
Method: Least Squares
Date: 06/01/16 Time: 17:14
Sample (adjusted): 2/27/2004 12/19/2014
Included observations: 565 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001965	0.001366	1.437797	0.1511
RTRN(-1)	0.205178	0.042075	4.876438	0.0000
RTRN(-2)	-0.037704	0.042498	-0.887187	0.3754
RTRN(-3)	0.111750	0.042261	2.644256	0.0084
RTRN(-4)	-0.063994	0.042690	-1.499044	0.1344
RTRN(-5)	0.062618	0.041844	1.496443	0.1351
RTRN(-7)	-0.118664	0.041604	-2.852211	0.0045
RTRN(-8)	0.094116	0.041806	2.251290	0.0248
R-squared	0.073141	Mean dependent var		0.002648
Adjusted R-squared	0.061492	S.D. dependent var		0.032973
S.E. of regression	0.031943	Akaike info criterion		-4.035668
Sum squared resid	0.568339	Schwarz criterion		-3.974261
Log likelihood	1148.076	Hannan-Quinn criter.		-4.011699
F-statistic	6.279158	Durbin-Watson stat		1.990199
Prob(F-statistic)	0.000000			

Ek 14: AR(8) modelinden 6. ve 2. gecikme deęişkenlerinin çıkarılması

Dependent Variable: RTRN
Method: Least Squares
Date: 06/01/16 Time: 17:16
Sample (adjusted): 2/27/2004 12/19/2014
Included observations: 565 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001907	0.001365	1.397265	0.1629
RTRN(-1)	0.197906	0.041261	4.796396	0.0000
RTRN(-3)	0.104575	0.041472	2.521551	0.0120
RTRN(-4)	-0.061354	0.042578	-1.440967	0.1502
RTRN(-5)	0.058199	0.041539	1.401072	0.1617
RTRN(-7)	-0.121194	0.041498	-2.920448	0.0036
RTRN(-8)	0.094652	0.041793	2.264773	0.0239
R-squared	0.071831	Mean dependent var		0.002648
Adjusted R-squared	0.061850	S.D. dependent var		0.032973
S.E. of regression	0.031937	Akaike info criterion		-4.037795
Sum squared resid	0.569142	Schwarz criterion		-3.984065
Log likelihood	1147.677	Hannan-Quinn criter.		-4.016823
F-statistic	7.197247	Durbin-Watson stat		1.976194
Prob(F-statistic)	0.000000			

Ek 15: AR(8) modelinden 6., 5. ve 2. gecikme deęişkenlerinin çıkarılması

Dependent Variable: RTRN
Method: Least Squares
Date: 06/01/16 Time: 17:16
Sample (adjusted): 2/27/2004 12/19/2014
Included observations: 565 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002023	0.001363	1.484101	0.1383
RTRN(-1)	0.195657	0.041266	4.741391	0.0000
RTRN(-3)	0.103076	0.041494	2.484095	0.0133
RTRN(-4)	-0.049732	0.041798	-1.189812	0.2346
RTRN(-7)	-0.122670	0.041521	-2.954435	0.0033
RTRN(-8)	0.100960	0.041586	2.427755	0.0155
R-squared	0.068566	Mean dependent var		0.002648
Adjusted R-squared	0.060234	S.D. dependent var		0.032973
S.E. of regression	0.031964	Akaike info criterion		-4.037823
Sum squared resid	0.571144	Schwarz criterion		-3.991769
Log likelihood	1146.685	Hannan-Quinn criter.		-4.019847
F-statistic	8.229918	Durbin-Watson stat		1.973666
Prob(F-statistic)	0.000000			

Ek 16: AR(8) modelinden 6., 5., 4. ve 2. gecikme değişkenlerinin çıkarılması

Dependent Variable: RTRN
 Method: Least Squares
 Date: 06/01/16 Time: 17:17
 Sample (adjusted): 2/27/2004 12/19/2014
 Included observations: 565 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001936	0.001362	1.421557	0.1557
RTRN(-1)	0.190955	0.041091	4.647090	0.0000
RTRN(-3)	0.093690	0.040753	2.298993	0.0219
RTRN(-7)	-0.128485	0.041247	-3.115001	0.0019
RTRN(-8)	0.103782	0.041534	2.498744	0.0127
R-squared	0.066207	Mean dependent var		0.002648
Adjusted R-squared	0.059537	S.D. dependent var		0.032973
S.E. of regression	0.031976	Akaike info criterion		-4.038834
Sum squared resid	0.572591	Schwarz criterion		-4.000455
Log likelihood	1145.971	Hannan-Quinn criter.		-4.023854
F-statistic	9.926117	Durbin-Watson stat		1.971237
Prob(F-statistic)	0.000000			

Ek 17: ARCH(1) modeli

Dependent Variable: RTRN
 Method: ML ARCH - Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)
 Date: 06/01/16 Time: 19:57
 Sample (adjusted): 2/27/2004 12/19/2014
 Included observations: 565 after adjustments
 Convergence achieved after 12 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.003507	0.001344	2.609358	0.0091
RTRN(-1)	0.251797	0.049797	5.056451	0.0000
RTRN(-7)	-0.104365	0.039139	-2.666521	0.0077
RTRN(-8)	0.120024	0.034219	3.507585	0.0005
Variance Equation				
C	0.000735	5.91E-05	12.44271	0.0000
RESID(-1)^2	0.311084	0.072140	4.312234	0.0000
R-squared	0.050769	Mean dependent var		0.002648
Adjusted R-squared	0.045693	S.D. dependent var		0.032973
S.E. of regression	0.032211	Akaike info criterion		-4.081497
Sum squared resid	0.582056	Schwarz criterion		-4.035442
Log likelihood	1159.023	Hannan-Quinn criter.		-4.063521
Durbin-Watson stat	2.094657			

Ek 18: Otokorelasyon Testi Sonuçları

Sample: 1/02/2004 12/19/2014

Included observations: 565

Q-statistic probabilities adjusted for 4 dynamic regressors

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.013	0.013	0.0959	0.757
		2	-0.02...	-0.03...	0.5876	0.745
		3	-0.00...	-0.00...	0.5901	0.899
		4	-0.05...	-0.05...	2.0897	0.719
		5	0.040	0.041	2.9851	0.702
		6	-0.00...	-0.01...	3.0145	0.807
		7	0.015	0.017	3.1357	0.872
		8	0.011	0.008	3.2096	0.921
		9	-0.00...	0.002	3.2153	0.955
		1...	-0.03...	-0.04...	4.0311	0.946
		1...	0.053	0.057	5.6394	0.896
		1...	-0.06...	-0.06...	7.9679	0.788
		1...	0.023	0.030	8.2864	0.824
		1...	0.049	0.040	9.6661	0.786
		1...	0.014	0.023	9.7862	0.833
		1...	0.013	0.003	9.8871	0.872
		1...	0.009	0.022	9.9367	0.906
		1...	-0.00...	-0.00...	9.9557	0.933
		1...	-0.02...	-0.01...	10.195	0.948
		2...	-0.00...	-0.00...	10.201	0.964
		2...	-0.00...	0.002	10.201	0.976
		2...	0.078	0.068	13.787	0.909
		2...	0.064	0.071	16.235	0.845
		2...	-0.03...	-0.04...	17.091	0.845
		2...	-0.00...	0.004	17.093	0.878
		2...	-0.04...	-0.03...	18.356	0.862
		2...	-0.08...	-0.08...	22.794	0.696
		2...	0.050	0.041	24.306	0.665
		2...	0.020	0.015	24.540	0.702
		3...	-0.02...	-0.03...	24.980	0.726
		3...	0.018	0.015	25.171	0.760
		3...	-0.10...	-0.09...	31.279	0.503
		3...	0.028	0.028	31.751	0.529
		3...	0.041	0.037	32.779	0.527
		3...	-0.00...	0.008	32.794	0.575
		3...	-0.05...	-0.09...	34.899	0.521

Ek 19: ARCH(1) LM testi sonuçları

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	2.501996	Prob. F(8,548)	0.0113
Obs*R-squared	19.62778	Prob. Chi-Square(8)	0.0118

Test Equation:

Dependent Variable: WGT_RESID^2

Method: Least Squares

Date: 06/01/16 Time: 19:57

Sample (adjusted): 4/23/2004 12/19/2014

Included observations: 557 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.724611	0.130964	5.532886	0.0000
WGT_RESID^2(-1)	-0.053969	0.042687	-1.264278	0.2067
WGT_RESID^2(-2)	0.031100	0.042733	0.727775	0.4671
WGT_RESID^2(-3)	0.138498	0.042744	3.240151	0.0013
WGT_RESID^2(-4)	0.026758	0.042952	0.622990	0.5336
WGT_RESID^2(-5)	0.098734	0.042944	2.299110	0.0219
WGT_RESID^2(-6)	0.013581	0.042732	0.317815	0.7507
WGT_RESID^2(-7)	0.025171	0.042715	0.589267	0.5559
WGT_RESID^2(-8)	-0.004807	0.042666	-0.112663	0.9103
R-squared	0.035238	Mean dependent var		1.000964
Adjusted R-squared	0.021154	S.D. dependent var		1.858206
S.E. of regression	1.838446	Akaike info criterion		4.071745
Sum squared resid	1852.177	Schwarz criterion		4.141589
Log likelihood	-1124.981	Hannan-Quinn criter.		4.099024
F-statistic	2.501996	Durbin-Watson stat		2.000205
Prob(F-statistic)	0.011258			

Ek 20: R programı (RGui) kodları

Çalışmada Prof. Dr. Mehmet Balcılar'ın RSTAR paketi kullanılmıştır.

```
> data = read.table("C:/tez/haf_log.csv")
> head(data)
> return = ts(data[,1], start=c(2004,1), frequency=52)
> print(return)
> plot(return)
> PP.test(return)
> library(RSTAR)
> reverse.plot(return, aspect="fill")
> directed.scatter(return,lags=8)
> directed.scatter(return,lags=9)
> acf(return)
> pacf(return)
> acf(return,type="partial")
> fit1 = ar(return)
> fit1
> res = na.omit(fit1$resid)
> acf(res)
> acf(res,type="partial")
> library(tseries)
> bds.test(res,m=8)
> lapply(1:10, function(i) Box.test(res^2,lag=i,type="Ljung-Box"))
> p.max = 24
> BICv = matrix(NA,p.max,2)
> BICv[,1] = 1:p.max
> for(i in 1:p.max)
+ {
+ s2 = sum(na.omit(ar(return, aic=FALSE, order.max=i)$resid)^2)/(n-
i-i)
+
+ BICv[i,2] = log(s2)+i*log(n-i)/(n-i)
+ }
```

```

> which(BICv==min(BICv[,2]),arr.ind=TRUE)
> d.max = 8
> Lm3.pval = matrix(NA,d.max,2)
> Lm3.pval[,1]= 1:d.max
> for(i in 1:d.max)
+ {
+ test=NlStarTest(x=return,p=1,d=i, scale=FALSE)
+ Lm3.pval[i,2] = test@test$p.val[3,2]
+ }
> Lm3.pval
> which(Lm3.pval==min(Lm3.pval[,2]),arr.ind=TRUE)
> d.max = 8
> Lm3.pval = matrix(NA,d.max,2)
> Lm3.pval[,1]= 1:d.max
> for(i in 1:d.max)
+ test=NlStarTest(x=return,p=1,d=i, scale=TRUE)
> Lm3.pval[i,2] = test@test$p.val[3,2]
> Lm3.pval
> d.max = 8
> Lm3.pval = matrix(NA,d.max,2)
> Lm3.pval[,1]= 1:d.max
> for(i in 1:d.max)
+ {
+ test=NlStarTest(x=return,p=8,d=i, scale=TRUE)
+ Lm3.pval[i,2] = test@test$p.val[3,2]
+ }
> Lm3.pval
> which(Lm3.pval==min(Lm3.pval[,2]),arr.ind=TRUE)
> for(i in 1:d.max)
+ {
+ test=NlStarTest(x=return,p=8,d=i, scale=TRUE, method="rls")
+ Lm3.pval[i,2] = test@test$p.val[3,2]
+ }
> Lm3.pval

```

```
> which(Lm3.pval==min(Lm3.pval[,2]),arr.ind=TRUE)
> test1 = N1StarTest(x=return, d=2, p=8, method="ls")
> print(test1)
> test2 = N1StarTest(x=return, d=2, p=8, method="rls")
> print(test2)
> fit1 = STAR(x=return, p1=8, p2=8, d=2, model="LSTAR")
> summary(fit1)
```



ÖZGEÇMİŞ

Füzuli Aliyev 1984 yılında Azerbaycan Bakü şehrinde doğmuştur. İlk ve orta öğrenimini Lenkeran şehrinde tamamlayan Aliyev, 2001 yılında Azerbaycan Cumhurbaşkanı yanında Kamu Yönetimi Akademisinde İşletme bölümünde lisans eğitimine başlayıp 2005 yılında tamamlamıştır. Azerbaycan Qafqaz Üniversitesinde 2007 yılında yüksek lisans eğitimini tamamlayıp, aynı üniversitede idari personel olarak göreve başlamıştır. 2010 yılında Yurtdışı ve Akraba Topluluklar Başkanlığı bursu ile doktora eğitimine başlamıştır. 2011 yılından bu yana Azerbaycan Qafqaz Üniversitesi İİBF Finans bölümü akademik kadrosunda görevini sürdürmektedir. Evli ve bir çocuk babasıdır.