

**T.C.
YILDIZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
İKTİSAT ANA BİLİM DALI
İKTİSAT PROGRAMI**

DOKTORA TEZİ

**FİNANSAL KRİZLERİN TAHMİNİNDE KULLANILAN
ÖNGÖRÜ DEĞİŞKENLERİNİN LSTAR-GARCH,
LSTAR-APGARCH İLE ANALİZİ**

**İŞİL ŞAHİN ONAT
07710301**

**TEZ DANIŞMANI
Prof. Dr. MELİKE BİLDİRİCİ**

**İSTANBUL
2022**

**T.C.
YILDIZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
İKTİSAT ANA BİLİM DALI
İKTİSAT PROGRAMI**

DOKTORA TEZİ

**FİNANSAL KRİZLERİN TAHMİNİNDE
KULLANILAN ÖNGÖRÜ DEĞİŞKENLERİNİN
LSTAR-GARCH, LSTAR-APGARCH İLE
ANALİZİ**

**İŞİL ŞAHİN ONAT
07710301
ORCID NO: 0000-0003-3213-0208**

**TEZ DANIŞMANI
Prof. Dr. MELİKE BİLDİRİCİ**

**İSTANBUL
2022**

**T.C.
YILDIZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
İKTİSAT ANA BİLİM DALI
İKTİSAT PROGRAMI**

DOKTORA TEZİ

**FİNANSAL KRİZLERİN TAHMİNİNDE
KULLANILAN ÖNGÖRÜ DEĞİŞKENLERİNİN
LSTAR-GARCH, LSTAR-APGARCH İLE
ANALİZİ**

**İŞİL ŞAHİN ONAT
07710301**

Tezin Enstitüye Verildiği Tarih:

Tezin Savunulduğu Tarih:01.07.2022

Tez Oy Birliği / Oy Çokluğu ile Başarılı Bulunmuştur

	Unvan Ad Soyad	İmza
Tez Danışmanı	: Prof. Dr. Melike Bildirici	
Jüri Üyeleri	: Prof. Dr. Fazıl Kayıkçı	
	Prof. Dr. Özgür Ömer Ersin	
	Prof. Dr. Seyfettin Erdoğan	
	Doç. Dr. Sema Yılmaz Genç	

**İSTANBUL
TEMMUZ 2022**

ÖZ

FINANSAL KRİZLERİN TAHMİNİNDE KULLANILAN ÖNGÖRÜ DEĞİŞKENLERİNİN LSTAR-GARCH, LSTAR-APGARCH İLE ANALİZİ

Işıl Şahin Onat

Temmuz, 2022

Finansal krizler paranın icatından günümüze kadar gelişerek gelen, toplumu, ülkeleri ve tüm gezegeni etkileyen bir unsur olarak her çağda kendisini hissettirmiştir. Her çağın kendine özgü dinamiklerine göre şekillenen bu krizleri önceden tahmin etmek zor olsa da bazı durumlar ve bazı göstergeler krizlerin oluşma nedeni olarak değerlendirilirler. Fakat bu öngörü sinyallerini bulabilmek için bazı teknik ve modellerin geliştirilmiş olması, krizlerin daha önceden belirlenebilen durumlar haline dönüştürebilmektedir. Bu amaçla çalışmada finansal krizleri tahmininde kullanılan öngörü değişkeni olan Baltık Kuru Yük Endeksi (BDI) verisi üzerinde uygulamalı olarak tahmin yöntemleri geliştirmek hedeflenmiştir. BDI, yatırımcının finansal ortamdaki korku ve riskinin bir algı ölçüsü olarak ve de kuru yük sevkiyatıyla ilgili maliyetlerin bir yansıtıcısı olarak önemli bir ekonomi gösterge değişkenidir. Fakat BDI ve BDI gibi (örn; VIX ve MSCI) doğasında oynaklık barındaran ekonomi göstergeleri ile tahmin yapabilmek leptokürtik dağılımı nedeniyle sonuçlarda hata payını arttırmaktadır. Bu nedenle çalışmada, STAR tipi doğrusal olmayan oynaklık modelleri ailesinin (LSTAR-GARCH ve LSTAR-APGARCH) tahmin edebilme performansında önemli kazanımlar sağladığı gözlemlenmiştir. Buna ek olarak, tek rejimli GARCH modellerine kıyasla koşullu oynaklık modelleri ile tahminlerin doğruluğuna önemli katkılar sağladığı ve modelin açıklayıcılığını önemli ölçüde iyileştirdiği gözlemlenmiştir. Küresel ekonominin yönünü önceden tahmin edebilme açısından BDI, VIX ve MSCI'ın öncü gösterge olarak yatırımcılar ve politika yapıcılar için daha önemli hale geldiğini, ancak endekslerin bu amaçlarla kullanılması için BDI, VIX ve MSCI'ın oynaklığının ve doğrusal olmama durumunun akılda tutulması gerektiğini ve bu durumunu bertaraf etmek için, yalnızca koşullu ortalama süreçlerinin değil, aynı zamanda koşullu varyans süreçlerinin farklı rejimler arasında değişmesine izin veren farklı tipte doğrusal olmayan GARCH modelleri ile doğrusal olmayan serileri modellemeyi amaçlayan tahmin analizlerine odaklanılması gerektiği sonucuna varılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Finansal Krizler, Öncü gösterge, BDI, VIX, MSCI, GARCH, TAR, TGARCH, STAR, LSTAR, LSTAR-GARCH, LSTAR-APGARCH.

ABSTRACT

ANALYSIS OF FORECAST VARIABLES USED IN PREDICTING FINANCIAL CRISES USING THE LSTAR-GARCH AND LSTAR- APGARCH MODELS

**Işıl Şahin Onat
July, 2022**

Financial crisis have made itself felt in every age as an element that has developed from the invention of money to the present day and affects society, countries, and the entire planet. Although it is difficult to predict these crisis, which are shaped according to the unique dynamics of each period, some situations or indicators were considered as the cause of the crisis. However, in order to find these predictive signals, development of some techniques and models can turn crisis into predetermined situations. For this purpose, it is aimed to develop applied estimation methods on the Baltic Dry Index (BDI) data, which is the forecast variable used in the estimation of financial crisis. BDI is an important economic indicator variable as a measure of investor's perception of fear and risk in the financial environment and as a reflector of the costs associated to shipment of dry cargo. However, being able to forecast with economic indicators such as BDI and other similar indicators (i.e.VIX and MSCI) that has inherent volatility, increases the margin of error in the results due to the leptokurtic distribution. Therefore, in the related study, it has been observed that the STAR family of nonlinear volatility models (LSTAR-GARCH and LSTAR-APGARCH) provide significant gains in predictive performance. In addition, it has been observed that the conditional volatility models significantly contribute to the accuracy of the forecasts and significantly improve the explanatory power of the model compared to the single-regime GARCH models. BDI, VIX and MSCI have become more important for investors and policy makers as leading indicators in terms of predicting the direction of the global economy, but the volatility and non-linearity of BDI, VIX and MSCI should be kept in mind in order to use the index for these purposes. It was concluded that the focus should be on predictive analyzes aimed at modeling nonlinear series with different types of nonlinear GARCH models that allow not only the conditional mean processes, but also the conditional variance processes to vary across different regimes.

Key Words: Financial Crisis, Economic Indicator, BDI, VIX, MSCI, GARCH, TAR, TGARCH, STAR, LSTAR, LSTAR-GARCH, LSTAR-APGARCH.

ÖN SÖZ

Doktora tezimde, 2008 Amerika krizi sonrasında, finansal krizler ve bu krizleri tahmin edebilen öngörü modelleri konusunda çalışma hayalim vardı. Aradan geçen uzun yıllar sonunda bu hayal bugün gerçek oldu. Doktora sürecim çok zorlu, uzun ama bir o kadar da öğretici gelişim yolculuğuydu. Fakat bu yolculukta yalnız değildim;

Tez çalışmam ve doktora eğitimim süresince derin bilgi birikimi, tecrübesi, her kapısını çaldığımda beni güler yüzü ile karşılayan, teşvik edici, destekleyici, olumlu, yapıcı yaklaşımları, değerli nasihatları, her pes ettiğim anda tabiri caizse elimden tutarak tekrar beni ayağa kaldıran, her daim bana ışığı ile yol gösteren, karşılaştığım her türlü zorlukta yardımını hiç bir zaman esirgemeyen tez danışmanım, değerli hocam, başarılı akademisyen sayın Prof. Dr. Melike Elif BİLDİRİCİ'ye sonsuz saygı, minnet ve teşekkürlerimi sunarım.

Değerli katkıları, önemli tavsiyeleri, yenilikçi yaklaşımları ve her daim teşvik edici yorumlarından dolayı değerli hocalarım sayın Prof. Dr. Özgür ERSİN'e ve Prof. Dr. Fazıl KAYIKÇI'ya teşekkürlerimi sunarım.

Tüm eğitim hayatım boyunca her zaman varlıklarıyla yanımda olan, maddi manevi her koşulda beni destekleyen sevgili ailem, babam Hamdi Işık ŞAHİN ve annem Mürvet ŞAHİN'e; doğduğu günden beri varlığıyla beni mutlu eden, hayatıma, bakış açıma düşünceleriyle, yorumlarıyla hayat veren, can yoldaşım, dert ortağım, değerli akedemisyen, biricik kardeşim Çağrı ŞAHİN'e sonsuz teşekkürlerimi sunarım.

Doktora hayatım boyunca ailemden çaldığım zaman konusunda, bıkmadan usanmadan her zaman anlayış ve sabır gösteren, yanımda olan, sevgili hayat yoldaşım Sinan ONAT'a yardımları, destekleri, anlayışları ile her konuda motivasyon veren sevgili ONAT ailesine teşekkürlerimi sunarım.

İyi ki varsınız! Sizler olmadan bu zorlu ve uzun yolculuğa çıkamazdım!

Bu çalışmamı, doktora sürecimde belki de birlikte geçireceğimiz zamanlardan çaldığım canım oğlum, biriciğim Eren ONAT'a itaf ediyorum. Dilerim büyüdüğünde yaptıklarımla seni gururlandırıp hoşgörünü alabilirim canım oğlum. Sevgi ve Saygılarımla,

İstanbul; Temmuz, 2022

Işıl Şahin Onat

İÇİNDEKİLER

ÖZ.....	iii
ABSTRACT	iv
ÖN SÖZ.....	v
İÇİNDEKİLER	vi
ŞEKİLLER LİSTESİ.....	ix
KISALTMALAR	x

1. GİRİŞ	1
----------------	---

2. KONJONKTÜREL DALGALANMA TÜRLERİ VE FİNANSAL KRİZLER	6
--	---

2.1. Konjonktür Dalgalanma Tanımı	6
2.1.1. Ekonomide Dalgalanma Türleri.....	6
2.2. Finansal Krizin Tanımı	8
2.3. Bazı Küresel Krizlerin Tarihçesi.....	10
2.3.1. Lale Çılgınlığı (Tulipmania)	10
2.3.2. "Bubble" Küresel Balon Şirket Krizleri	11
2.3.3. Liberty Bonds.....	15
2.3.4. Büyük Buhran	16
2.3.5. İsveç Gayrimenkul Balonu.....	17
2.3.6. İnternet Balonu (The Dotcom Buble)	17
2.3.7. Mortgage Krizi (2008 Küresel Finansal Krizi)	18
2.3.7.1. Küresel Finans Krizinin Nedenleri	19
2.3.7.2. Küresel Finans Krizinin Sonuçları	22
2.3.8. SARS-CoV-2/COVID-19 Küresel Tıkanma.....	22
2.4. Finansal Kriz Türleri	27
2.5. Finansal Kriz Erken Uyarı Sistemi	29
2.6. Yeni Nesil Finansal Krizlerin Öncü Göstergeleri	32
2.6.1. Kredi Temerrüt SWAP'ı (iTraxx Europe Crossover 50)	32
2.6.1.1. Markit iTraxx Endeks Türleri	33
2.6.2. Volatilite Endeksi (VIX).....	35

2.6.3. Dow Jones Industrial Average/Dow Jones Sanayi Endeksi (DJIA)	37
2.6.4. Morgan Stanley Capital International (MSCI) Endeksi.....	37
2.6.5. Baltık Kuru Yk Tařımacılıęı Endeksi (BDI)	39
3. EKONOMETRİK METODOLOJİ.....	49
3.1. GARCH Modeli	51
3.2. STR Modeli (Smooth Transition Regression Model)	53
3.3. TAR Modeli	55
3.4. TGARCH Modeli.....	57
3.5. TAR-GARCH ve TAR-T-GARCH Modeli	58
3.6. TAR-TR-GARCH ve TAR-TR-TGARCH Modeli	60
3.7. STAR, STAR-GARCH ve STAR-STGARCH	61
3.7.1. Ortalama Denklik: STAR Modeli	66
3.7.2. Varyans Denklemi: GARCH ve ST-GARCH Modelleri.....	67
3.8. FIGARCH ve APGARCH	70
3.9. LSTAR.....	73
3.10. LSTAR-GARCH.....	76
3.11. LSTAR-APGARCH.....	77
4. FİNANSAL KRİZLERİN TAHMİNİNDE KULLANILAN ÖNGÖRÜ DEĞİřKENLERİNİN LSTAR-GARCH, LSTAR-APGARCH İLE ANALİZİ 78	
4.1. Analizde kullanılan Veriler	78
4.2. Kullanılan Ekonometrik Analizlerin Sonuçları.....	79
4.2.1. TAR, TAR-GARCH ve TAR-T-GARCH Modeli	79
4.2.2. TAR-TR-GARCH ve TAR-TR-TGARCH Modeli	86
4.3. LSTAR-GARCH Model Ailesi Analiz Sonuçları.....	89
5. SONUÇ.....	95
KAYNAKÇA	101
EKLER.....	114
Ek 1. VIX ve BDI Verilerinin Tanımlayıcı Özellikleri.....	114
Ek 2. BDS Baęımsızlık Test Sonuçları	114
Ek 3. Birim Kk ve Duraęanlık Testleri	115

Ek 4. Günlük BDI Veri Seti Temel Regresyon Sonuçları	116
Ek 5. Günlük BDI Endeksi için Doğrusal Olmayan Ekonometrik Modeller.....	117
Ek 6. Bir Adım İleri Tahmin Sonuçları.....	118
Ek 7. Örneklem Dışı Tahmin Sonuçları -30 Gün sonrası	119
Ek 8: Örneklem Dışı Tahmin Sonuçları - 105 Gün Sonrası.....	119
Ek 9. VIX ve BDI Temel GARCH Modellemesi	120
Ek 10. Günlük VIX Zaman Serisi için Lineer Olmayan Ekonometrik Model Sonuçları	121
Ek 11. Günlük BDI Zaman Serisi için Lineer Olmayan Ekonometrik Model Sonuçları	122
Ek 12. Örneklem Dışı Tahmin Sonuçları - 105 Gün Sonrası.....	123
Ek 13. Ana Sonuçların Özeti.....	124
Ek 14. Temel GARCH Modelleri	125
Ek 15. Koşullu Ortalama ve Koşullu Varyansta Doğrusal Olmayan STAR Tipi Modellerin BDI endeksi bazında karşılaştırılması.....	126
Ek 16. Koşullu Ortalama ve Koşullu Varyansta Doğrusal Olmayan STAR Tipi Modellerin VIX endeksi bazında karşılaştırılması.....	127
Ek 17. Koşullu Ortalama ve Koşullu Varyansta Doğrusal Olmayan STAR Tipi Modellerin MSCI endeksi bazında karşılaştırılması	128
Ek 18. Örneklem Dışı Tahmin İstatistikleri - 10 Gün Sonrası Analizi	129

ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil 1: Finansal Kriz Anatomisi.....	28
Şekil 2: BDI Koşullu Varyans Tahmin Grafiği	90
Şekil 3: VIX Koşullu Varyans Tahmin Grafiği.....	91



KISALTMALAR

AB	: Avrupa Birliđi
ABD	: Amerika Birleşik Devletleri
ACWI	: Tüm Ülkeler Dünya Eşitlik Endeksi
ANNGARCH	: Yapay sınır ağları GARCH süreci
ANST	: Doğrusal olmayan Geçiş Süreci
ARCH	: Otoregresif Koşullu Değişken Varyansı
ARIMA	: Otoregresif entegre hareketli ortalama
ARIMAX	: Açıklayıcı Değişkenli Otoregresif Entegre Hareketli Ortalama
ARMA	: Otoregresif Hareketli Ortalama
BCI	: Baltık Capesize Endeksi
BDI	: Baltık Kuru Yük Taşımacılığı Endeksi
BEKGARCH	: Çok değişkenli GARCH model
BFI	: Baltık Deniz Taşımacılığı Endeksi
BHMI	: Baltık Handymax Endeksi
BHSI	: Baltık Supramax ve Handymax Endeksi
Bi-cFTS	: İki Değişkenli Konvensiyonel Zaman Serileri
BoE	: İngiltere Bankası
BoJ	: Japonya Bankası
BPI	: Baltık Panamax Endeksi
CBOE	: Şikago Opsiyon Borsası Kurulu
CDX	: Kredi Temerrüt Swap Endeksi
CEV	: Varyansın Sabit Esnekliđi
cFTS	: Konvensiyonel Zaman Serileri modeli
DJIA	: Dow Jones Sanayi Endeksi
DSÖ	: Dünya Sağlık Örgütü
EAFE	: Avrupa, Avustralya ve Uzak Dođu
ECB	: Avrupa Merkez Bankası
EGARCH	: Ekspansiyel GARCH
EMCSURM	: Avrupa Para Sistemi
ERM	: Döviz Kuru Mekanizması

ESTAR	: Üstel STAR
ESTR	: Üstel Yumuşak Geçişli Regresyon
ETF	: Borsa Yatırım Fonu
FED	: Amerikan Merkez Bankası
FI-GARCH	:Kademeli olarak bütünleşmiş GARCH (fractionally integrated GARCH)
FILE	: Kesin Olamayan Entegre Mantıksal Tahmin Modeli
FTS	: Bulanık (Fuzzy) Zaman Serisi
GARCH	: Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişken Varyansı
GRU	: Basitleştirilmiş LSTM Sinir Ağları Modeli (Gated recurrent unit)
GSYİH	: Gayri Safi Yurtiçi Hasıla
IMF	: Uluslararası Para Fonu
IPO	: Halka Arz
LCDS	: Borca Dayalı Kredi Temerrüt Swapları
LM	: Lagrange Çarpanı
LR	: Olasılık-oran testi (Likelihood-Ratio test)
LSTAR	: Lojistik Yumuşak Geçiş Otoregresif Model
LST-GARCH	: Lojistik Yumuşak Geçişli GARCH
LSTM	: Uzun ve Kısa Süreli Hafıza Sinir Ağı Modelleri
LSTR	: Lojistik Yumuşak Geçişli Regresyon Modeli
MAE	: Ortalama Mutlak Hata
MERS	: Orta Doğu Solunum Yolları Sendromu
MLE	: Maksimum Olabilirlik Tahmini
MLP	: Çok katmanlı ileri beslemeli yapay sinir ağları modeli (Multilayer perceptron)
MSCI	: Morgan Stanley Sermaye Uluslararası Endeksleri
MSCIDEV	: Morgan Stanley Düşen
MSCIEM	: Morgan Stanley Yükselen
NASDAQ	: Ulusal Menkul Kıymet Satıcıları Birliği Otomatik Fiyat Teklifleri
NLS	: Lineer olmayan en küçük kareler yöntemi
NN	: Sinir Ağları
NYSE	: Newyork Menkul Kıymetler Borsası
OLS	: Sıradan En Küçük Karaler Yöntemi
OPEC	: Petrol İhraç Eden Ülkeler Organizasyonu
PGARCH	: Periyodik GARCH

QMLE	: Kesirli Maksimum Olabilirlik Tahmini
RMSE	: Kök Ortalama Kare Hata
RNN	: Tekrarlayan (Recurrent) Sinir Ağları modeli
RS-GARCH	: Rejim Dönüşümlü GARCH
S&P 500	: Standard & Poor's 500 Endeksi
SARS	: Ağır Akut Solunum Yolları Sendromu
SETAR	: Kendinden Uyarımlı Eşiksel Otoregresif Model
SIC	: Schwarz bilgi kriteri
SSCB	: Sosyalist Sovyet Cumhuriyetleri Birliği
STAR	: Yumuşak geçişli otoregresif modeli
ST-GARCH	: Yumuşak Geçişli GARCH
STR	: Yumuşak Geçişli Regresyon Modeli
TAR	: Eşikdeğerli Otoregresif Model
TGARCH	: Eşikdeğer GARCH
TMT	: Telekom, Medya ve Teknoloji
USD	: Amerikan Doları
VAR	: Vektör Otoregresif model
VaR	: Riske Maruz Değer
VAR-FILF	: Otoregresif FILF
VARX	: Dışsal değişkenlerle vektör otoregresif model

1. GİRİŞ

Finansal krizler paranın icatından günümüze kadar gelişerek gelen, toplumu, ülkeleri ve tüm gezegeni etkileyen bir unsur olarak her çağda kendisini hissettirmiştir. Her çağın kendine özgü dinamiklerine göre şekillenen bu krizleri önceden tahmin etmek zor olsa da bazı durumlar ve bazı göstergeler krizlerin oluşma nedeni olarak değerlendirilirler. Fakat bu öngörü sinyallerini bulabilmek için bazı teknik ve modellerin geliştirilmiş olması, krizlerin daha önceden belirlenebilen durumlar haline dönüştürebilmektedir. Unutulmamalıdır ki bir krizi önceden belirlemek bir yana, krizlerden sonra bile etkilerini anlayabilmek büyük çalışmaların konusunu oluşturabilecek derecede zordur.

Küresel ekonomideki dalgalanmalar ve buna ek olarak finansal piyasalardaki istikrarsızlıkların tahmin edilebilmesi politika yapıcılar ve kurumsal finans yatırımcıları açısından büyük bir sorun teşkil etmektedir. Dahası, geleceğin belirsizliğinin ortadan kaldırılabilmesi ve öncü bir gösterge belirleyebilmek için daha karmaşık ekonometrik modeller önermeye odaklanarak tahmin yöntemleri üzerine yapılan araştırmalar ve geliştirmeler için konu olmaktadır.

Bu amaçla çalışmamızda finansal krizlerin tahmininde kullanılan öngörü değişkenlerinin ekonometrik model önermeleri ile analizi incelenmiştir. Bu nedenle finansal bir öngörü değişkeni olan piyasa oynaklık endeksi (VIX) uygulamada incelenmiştir.

VIX endeksi, 1993 yılında Chicago Board Options Exchange (CBOE) tarafından piyasaya tanıtılmasından bu yana, VIX yatırımcılar arasında popülerlik kazanmıştır ve literatürde oldukça fazla araştırmaya konu olarak ampirik yöntemler ile modellenmiştir. VIX, Standard & Poor's'ta işlem gören opsiyonların oynaklığını ölçer ve Chicago Board Options Exchange (CBOE) 2003 yılında, türev piyasalarındaki vade sürelerine göre, farklı bir hesaplama yöntemi ile VIX'in ölçüm metodolojisini güncelledi.

Böylece VIX, 1973 yılına kadar uzanan tarihi opsiyon fiyatlarını yeniden yapılandırmıştır ve yatırımcıların duyarlılığını ya da piyasaya olan ilgisini ölçümleyen 20 iş gününü aşan bir zaman dilimi çerçevesinde, piyasaların gelecekteki zımni oynaklığına ilişkin bir risk ölçüsü olmuştur. VIX'in yaygın olarak değerlendirilmesi, VIX'in yüksek eğilimlerini yüksek derecede piyasa çalkantılarıyla ilişkilendirir ve 2008 olduğu gibi geçmiş deneyimler, VIX'deki keskin vuruşların, küresel finansal endekslerde sert düşüşlere işaret edebileceğini göstermiştir.

VIX'in ortak değerlendirmesi, VIX'in yüksek eğilimlerini yüksek derecede piyasa çalkantılarıyla ilişkilendirir ve geçmiş deneyimler, VIX'deki keskin grevlerin, 2008'de olduğu gibi, küresel finansal endekslerde sert düşüşlere işaret edebileceğini göstermiştir. Bu da aslında VIX'in, diğer tüm finansal oynaklık endeksleri arasında büyük bir hacme ve likiditeye sahip olmasına rağmen, finansal krizleri öngörülebilirliğinin oldukça tartışmalı olduğuna işaret etmektedir.

Diğer bir önemli finansal gösterge ise, küresel hisse piyasaları göstergesi olan MSCI endeksidir. Capital International şirketinin, 1969 yılında ilk küresel borsa endeksleri olarak, Amerika dışındaki uluslararası piyasaları yansıtmak için bir dizi hisse senedi endeksi piyasaya tanıtmıştır. Ardından Morgan Stanley 1986'da Capital International'ın veri lisans haklarını satın alarak bu endekler için MSCI kısaltmasını kullanmaya başlamıştır. 2007 yılı itibariyle New York Menkul Kıymetler Borsasında (NYSE) işlem görmeye başlayarak halka açık bağımsız bir şirket olmuştur. Tüm MSCI endekslerinin her üç ayda bir gözden geçirilip ve yılda iki kez hisse sayısı ve yansıtıcılığına göre yeniden dengelenmesi nedeniyle, bu endeksleri karşılaştırma ölçütü olarak takip eden tüm ETF ve yatırım fonlarının da portföylerinde aynı değişiklikleri yapmaları gerekmektedir. Bu nedenle, MSCI endekslerinin piyasayı değiştirme ve yönlendirme gücü yatsınamaz. Dahası, endekse eklenen hisse senetleri genellikle hisse fiyatlarını yükseltirken, bunun tersine endeksten hisse çıkarıldığında ise genellikle bu hareket hisse senedi fiyatını düşürmektedir. Dolayısıyla endeksin manipüle edilip edilmediği tartışmalara konu olmaktadır.

2008 ABD de başlayıp küresel çapta yaşanan finansal krizi sonrası, Miletic ve diğ., (2013) çalışmalarında küresel finansal krizin MSCI World hisse senedi endeksi üzerindeki etkisini öngörmek istemişlerdir. Bu amaçla, 3 Haziran 2002 - 22 Mart 2013 dönemi arasındaki MSCI hisse senedi endeksinin günlük verilerini analiz etmişlerdir. Çalışmalarının odak noktası küresel finansal krizin etkisini incelemek olduğundan,

2008 Eylül den 2009 Aralık'a kadar finansal kriz dönemi için 1 diğer dönemler için 0 (sıfır) yapay değişkenlerini kullanmışlardır. "Value at Risk" Modeli ile bankacılık krizlerini ölçümlemeyi hedeflemişlerdir ve simetrik/asimetrik GARCH modellerini kullanmışlardır. Seçilen borsa endeksinin gerçekleştirdiği kar zarar üzerinden, 200 gözlem için %95 ve %99 güven aralıklarında VaR modelinin bir gün sonrasını tahmin edebilme performansı analiz edilmiştir. Geriye dönük test sonuçları, EGARCH için değerlendirilen Riske Maruz Değer (VaR) modelinin, kriz öncesi dönem için Kupiec testine göre her iki güven düzeyi için de yeterli olduğunu göstermektedir. Ek olarak, sonuçlar EGARCH modelinin çok tutucu olduğunu, yani her iki anlamlılık düzeyinde de Riske Maruz değer tahmin performansının olduğundan daha yüksek olarak hesapladığını göstermektedir. Diğer yandan, çalışmalarında Kupiec testine göre %99 güven düzeyi ile VaR hesaplamasında kullanılan EGARCH (2,1) modeli hem normal hem de Student t getiri dağılımını kabul edilmesi halinde yeterli olduğunu göstermişlerdir. Fakat çalışmada yapay değişkenler kullanılarak sadece kriz anındaki 1 günlük tahmin performansının değerlendirilmiş olduğu unutulmamalıdır.

Ching Huang ve diğ., (2015)'de ise, çalışmalarında riske maruz değer (VaR) tahminindeki performanslarını karşılaştırmak için GJR-GARCH, NA-GARCH, Eşik GARCH (T-GARCH) ve AV-GARCH olan dört asimetrik genelleştirilmiş otoregresif koşullu (heterokedastisiti) değişen varyans (GARCH) modelini kullanmışlardır. Simetrik GARCH modeli ile birlikte, VaR tahmininde daha uygun bir GARCH yöntemi bulmak için otoregresif hareketli ortalama (ARMA[1,1]), AR(1), MA(1) ve "ortalama") olmak üzere dört farklı ortalama denklemi benimsemişlerdir. Finansal krizde MSCI Dünya Hisse Endeksi, 2006'dan 2009'a kadar günlük 900 gözlem için analize dâhil edilmiştir. Ortalama GARCH (GARCHM[1,1]), MA GARCHM(1,1), AR(1)-T-GARCHM(1, 1) ve ARMA(1,1) T-GARCHM(1,1) aşım sayısı açısından diğer modellerden daha iyi performans gösterdiğini sonuçlarından bulmuşlardır. ARMA(1,1)-T-GARCHM(1,1) modelinin; ortalama aşım aralığı, ortalama aşım yüzdesi, toplam aşım aralığı, toplam hata yüzdesi ve maksimum aşım aralığı açısından en iyi performansı olduğunu göstermişlerdir. T-GARCH modelleri dışında, ortalama veya MA (1) ortalama denklemi kullanılarak aşım sayısı azaldığını savunmuşlardır. Genel olarak konuşursak, aşım açısından performans ne kadar iyi olursa, sermaye gereksinimi o kadar büyük olacağından bahsetmişlerdir.

Çalışmalarında ayrıca, Lehman Brothers Holdings yatırım bankasının 15 Eylül 2008'de iflas başvurusunda bulunmasının ardından küresel finansal piyasalarının yapısının değişmiş olabileceği varsayımı altında, MSCI World Index'in getiri modellerinin 15 Eylül 2008'den önce ve sonrasında farklı seyir edebileceğini ve bu tarihten önceki verilerin örneklem dışı grup için uygun olmayabileceği üzerinde durmuşlardır. Diğer yandan, tahmin modellerindeki kriz öncesi ve kriz dönemindeki çalışmalar ile kendi çalışmaları arasındaki ampirik bulguların tutarsızlığını açıklamak için, MSCI Dünya Endeksinin sadece 23 gelişmiş piyasa ülke endeksinden oluştuğuna ve her ülke için işlem süresi değiştiğine ve bu sebeple de MSCI Dünya Endeksinin reel getirisinin bozulabileceğine dikkat çekmişlerdir.

Bu da doktora tez çalışmamızda, finansal krizleri öngörü modellemesi üzerinde çalışırken kriz dönemlerinde MSCI endeksi gibi açıklayıcılığı açısından tartışmalara neden olan finansal bir öncü gösterge yerine, reel arz ve talep ile şekil alan ve manipüle edilemeyen BDI endeksi üzerine odaklanılmıştır.

Son dönemlerde Baltık Kuru Yük Taşımacılığı İndeksi (BDI), reel sektör endeksi olmasına rağmen küresel piyasaların gelecekteki davranışlarına ilişkin bilgi sağlaması açısından popülerlik kazanmıştır.

VIX, yatırımcının duyarlılığını temsil ederken, BDI ise gelecekteki ekonomik performansla doğrudan ilişkilidir. Oysaki VIX endeksi finansal piyasalar ile doğrudan ilişkiliyken, buna karşın BDI tamamiyle üretim için kullanılan hammaddelerin taşımacılık maliyetlerine bağlıdır. BDI endeksinin popüleritesindeki en önemli etken ise, 20 üzerinde dünya çapında taşımacılık rotası, üretimde kullanılan ham maddelerin maliyetleri ile günlük olarak gemi yanaşma ve benzeri gibi nakliye maliyetleri hesaplamasında barındırması, erken dönemlerde gelecekteki mal ve dolayısıyla üretim talebini yansıtır oluşu ile manipüle edilemez oluşudur. Fakat bu sayılan özelliklerin endeksin doğası gereği oluşturduğu fiyat oynaklığı nedeniyle tahmin edilirken zorluklar yaratmaktadır. Bu nedenle. BDI endeksi bilindiği kadarıyla, endeksin ölçüm kapasitesindeki zorluklar ve bu zorluklar için oluşturulabilecek ekonometrik tahmin yöntemleri ilk olarak Bildirici ve diğ., (2015, 2016, 2017) çalışmalarında tartışmakta ve serinin koşullu ortalama ve varyansta eşik etkilerine tabi olduğunu göstermektedirler. Fakat 2019 yılı sonunda Çin de başlayıp tüm dünyayı saran COVID-19 küresel tıkanma sırasında, Çin'in üretim ham maddeleri piyasasında ki etkisi nedeniyle endeksin tahmin etme kalitesine önemli ölçüde zarar vermiştir.

Bu çalışmada finansal krizlerin öncü göstergeleri incelenirken VIX ve BDI endekleri üzerinde uygulama yapılmıştır.

İkinci bölümde, ilk olarak konjonktürel dalgalanmaların ve finansal krizin tanımı verilerek; finansal krizlerin yakın çağda kaydedilen ilk görünümleri ile şimdiye uzanan boyutsal ve tanımsal değişiklikleri değerlendirilmektedir. Finansal krizlerin tipleri ve etkilerini gösterdiği durumlar ilgili literatür ile incelenmektedir. Geçmişten günümüz COVID-19 sürecine kadar olan finansal kriz süreçleri anlatılmış ve daha sonrasında bu krizlerin sinyallerini oluşturabilecek yeni nesil finansal krizlerin öncü göstergeleri tanımlanmıştır. Öncü göstergelerin ve finansal krizin etkisini niteleyen endekslerin varlığı ile içinde bulunduğumuz durumlar anlamlandırılmıştır. Finansal öncü göstergelerden Volatilite Endeksi (VIX) ve Morgan Stanley Capital International (MSCI) endeksleri detaylı incelenmiştir. Öncü göstergeler arasında son dönemde giderek popüler olan ve hatta krizleri öngörmedeki yeteneği son dönemdeki birçok çalışmaya konu olan, yatırımcının finansal ortamdaki korku ve riskinin bir algı ölçüsü olarak ve de kuru yük sevkiyatıyla ilgili maliyetlerin bir yansıtıcısı olarak önemli bir ekonomi gösterge değişkeni olan Baltık Kuru Yük Endeksi (BDI) incelemesine geniş yer verilmiştir.

Çalışmanın üçüncü bölümünde, finansal krizler için öngörü oluşturabilecek seriler için modeller ele alınmıştır. Bu modellerin birbiri ile kombinasyonu ve kullanım alanları derinlemesine tartışılmıştır. Dördüncü bölümde ise finansal krizleri tahmininde kullanılan öngörü değişkeni olan Baltık Kuru Yük Endeksi (BDI) verisi ve Volatilite Endeksi (VIX) verileri üzerinde uygulamalı olarak tahmin yöntemleri geliştirmek hedeflenmiştir. BDI ve VIX gibi doğasında oynaklık barındıran ekonomi göstergeleri ile tahmin yapabilmek leptokurtik dağılımı nedeniyle sonuçlarda hata paylarını attırdığı kanıtlanmış, bu nedenle çalışmada, STAR tipi doğrusal olmayan oynaklık modelleri ailesinin (LSTAR-GARCH ve LSTAR-APGARCH) tahmin edebilme performansındaki kazanımlar incelenmiştir. Buna ek olarak, tek rejimli GARCH modellerine kıyasla koşullu oynaklık modelleri ile tahminlerin doğruluğu üzerindeki katkıları incelenmiştir. Doğrusal olmayan ekonomik gösterge serileri ile tahmin yapılırken, bu durumu bertaraf etmek için, yalnızca koşullu ortalama süreçlerinin değil, aynı zamanda koşullu varyans süreçlerinin farklı rejimler arasında değişmesine izin veren farklı tipte doğrusal olmayan GARCH modelleri ile doğrusal olmayan serileri modellemeleri üzerine analizler yapılarak sonuçları değerlendirilmiştir.

2. KONJONKTÜREL DALGALANMA TÜRLERİ VE FİNANSAL KRİZLER

2.1. Konjonktür Dalgalanma Tanımı

Finansal yapının iyileşme ve kötüleşme konusunda gösterdiği değişikliklerin (dalgalanmaların) yarattığı trend “Konjonktür” olarak adlandırılmaktadır. Konjonktür kavramına baktığımızda bir takım aşamalardan geçip gelişerek bugünkü anlamını kazandığı gözlemlenmektedir. Bu tarihsel gelişimine baktığımızda, dönem dönem konjonktür ve dalgalanmaları hem ayrı ayrı hem de aynı anda birbiri ile ilgili kavramlar olarak literatürde yer almaktadır. Konjonktürel dalgalanmalar olarak ekonomi de görülen seyir ya da diğer bir ifadeyle dalgalanmaların çeşitleri şeklinde literatürde yerini almıştır (Röpke, 1936).

Günümüzde ise konjonktür tanımı, zaman serilerindeki ve yeni klasik iktisadın etkileriyle gelişerek, farklı zaman serilerindeki trendden sapmaların birlikte hareketi, Lucas tarafından konjonktürel dalgalanmalar olarak genişletilmiştir (Lucas, 1970).

Lucas tanımına, Kyland ve Prescott sabit ve dışsal olarak konjonktür verimliliğinin değiştiği varsayımı altında iki dışsal kriter eklemiştir (Kyland ve Prescott, 1977). Bu eklemeler ile konjonktür dalgalanmalar modeli, Neoklasik büyüme modelinin değiştirilmiş versiyonuna dönüşmüştür. Dahası, bu yeni gelişen modele Yeni Keynesyen İktisatçılar da asimetriyi katmışlardır. Bu gelişme ile konjonktür dalgalanmalar modeli simetrik olmaktan çıkıp asimetric olarak tanımlanmaktadır. Konjonktür Dalgalanmalardaki bu gelişim ve değişimin bazı aşamalardan geçerek 18.yy sonlarında başlayıp günümüze kadar geldiği gözlemlenmiştir (Parasız ve Bildirici, 2006).

2.1.1. Ekonomide Dalgalanma Türleri

Ekonomideki dalgalanma türleri genellikle altı çeşit olarak tanımlanmaktadır. Bu dalgalanma türlerinin başlıkları aşağıda verilmiştir;

a. Mevsimsel dalgalanmalar:

Mevsimsel dalgalanmalar mevsim deęişikliklerine baęlı olarak her yıl aynı şekilde tekrarlanan ve nedenlerinin ile sonuçlarının herkesçe tahmin edilebildięi dalgalanmalardır. Mevsimsel dalgalanmanın temeline bakıldığında, genellikle doęa olaylarının büyük bir etken oluşturduęu gözlemlenmektedir; özellikle don, seller, kuraklık gibi hava koşullarının öncelikle tarım sektöründe etkiler yaratarak daha sonra, sanayi, ulaşım sektörü ve turizm sektörü gibi sosyal alanları da etkilemektedir. Öte yandan, örf adet, milli ve dini bayramlar eğitim öğretim dönemleri, bayramlar ve tatil dönemleri yerel ve bazende küresel olarak birçok ekonomik aktiviteyi etkilemektedir. (Parasız ve Bildirici, 2006)

b. Yapısal dalgalanmalar:

Küresel anlamda yaşanan ekonomik olayların, finansal sistem ya da yapı deęişiklikleri nüfus miktarındaki artış azalışlar, göçler, doęal çevre gibi etkenler bünyevi (strüktürel) dalgalanmalar ortaya çıkarır. Osmanlı İmparatorluğu'nun yıkılışının ve Birinci Dünya savaşı akabinde SSCB (Sovyet Sosyalist Cumhuriyetlere Birlięi)'nin dağılışı, bu tip yapısal dalgalanmalara örnek oluşturmaktadır.

c. Kısmi dalgalanmalar:

Ekonominin bütününde görülmeyip kısmi olarak sadece bir kısımda görülen dalgalanmalardır. En fazla 20 aya kadar uzanan dalgaları oluşturur. Genellikle moda, tekstil gibi kısa dönemli mal ve üretim sektörlerinde görülmektedir (Parasız ve Bildirici, 2015).

d. Trend:

30 yıl gibi uzun bir zaman dilimi içinde oluşun ya da yaşanan dalgalanmalar trend olarak adlandırılmaktadır. Genellikle uzun süreli olan bu dalgalanmalar bir ekonominin gerçek eęışleşmiş göstermekle beraber dört konjonktürden oluşmaktadır. Bunlardan ilk ikisi yükselme evresi dięer evresi ise gerileme evresidir (Parasız ve Bildirici, 2006).

e. Konjonktürel dalgalanmalar:

Konjonktürel dalgalanmalarda dalga yönü tek yönlü ise bu tip dalgalanmalar monotonik, eęer dalgalanmalar bazen artma bazen azalma gibi çok yönlü gelişıyorsa bu tip dalgalanmalar ise çok yönlü dalgalanmalar olarak adlandırılmaktadır. Eęer dalgalanma aynı şiddette düzenlilik taşıyorsa bu tip dalgalanmalara ise periyodik

dalgalanmalar denilmektedir. Konjonktürel dalgalanmalar “genellilik” teşkil eder. Örneğin; bir sektörde başlayıp ekonominin tüm sektörlerine yayılabilir. Hatta içsel ve dışsal değişikliklerden hemen etkilenen Sanayi sektöründen Konjonktür kavramının ortaya çıktığı genellikle tartışılmaktadır. Diğer yandan, Konjonktür dalgalanmaları kapitalist ülke sistemlerinde gözlemlenen bir olgudur. Buna ek olarak, konjonktür “süreklilik” taşımaktadır. Herhangi bir düzenli yapı seyretmeyip, bir konjonktürün bittiği yerde diğer bir evresi başlamaktadır. Konjonktür ayrıca oluştuğu ya da “yaşadığı devrin kendi özelliklerini” barındırmakta ve yansıtmaktadır. Öte yandan, “genel bir yayılım” etkisi de göstermektedir. Örneğin; bir ülkede başladıktan sonra diğer ülkelere yayılmaktadır.

f. Antipasyon konjonktür:

Arz ve talebin belli bir dönemde belli bir yerde kümelenmesinden oluşan dalgalanmalardır. Bu kümelenmeler, beklentilerden etkilenerek oluşmaktadır. Herhangi bir fiyatlardaki değişimin beklendiği dönemlerde. Planların öne alınması ya da sonraya bırakılması şeklinde yaşam içinde kendini hissettirmektedir (Parasız ve Bildirici, 2006) .

2.2. Finansal Krizin Tanımı

Kriz, geri dönüşü olmayan bir nokta, belirleyici seçimlerin yapılması gereken tehlikeli bir durumdur (Webster, 1982). Kriz aynı zamanda kötü, ani ve öngörülmesi zor olan durumları tanımlamak için de kullanılır. Yunanca "Krisis" kelimesinden türetilen kriz, bir durumdan diğerine geçiş sırasında meydana gelen belirsizlik zamanını ifade eder. Acil eylem, tipik koşullara kıyasla bir krizin en ayırt edici özelliğidir. Bu duruma tepki vermek ve hızlı hareket etmek esastır. Bu bağlamda bir kriz, "acil müdahale gerektiren değişiklikler" olarak da nitelendirilebilir (Kupperman ve diğ., 1975). Tüm sistemlerde bir kriz ortaya çıktığında organizasyonlar daha önce hiç yaşamadıkları bir dönüşüm sürecinden geçerler. Bununla birlikte kriz süreci, önceki operasyon düzeyi için tehlike arz eden bir süreç olarak da nitelendirilebilir. Friedman ve Schwartz para politikasını krizlere bağlamıştır (Friedman , Schwartz, 2008). Krizler, ekonomik aktiviteyi etkileyerek para arzını azaltır. Schwartz'a (1995) göre finansal kriz, insanların çılgınca borç para alma girişimlerinin neden olduğu bankacılık sistemindeki rezervlerin tükenmesi nedeniyle ne pahasına olursa olsun ödeme yapamamasının bir sonucudur.

Bu durumda bankalar kredilerini geri çekerler, büyük kredileri reddederler veya rezervlerini yeniden yapılandırmak için varlıkları tasfiye ederler (Gupta, Lam, 1998).

Mishkin'in belirtmiş olduğu gibi, “finansal bir kriz, finansal piyasaların bozulmasından dolayı meydana gelir”. Bu bozulma, etkin finansal piyasaların ahlaki tehlike ve ters seçim sorunları nedeniyle kaynakları yeterince yönetemediğinde ortaya çıkar ve doğrusal değildir (Mishkin,1991).

Herhangi bir mal, hizmet, üretim faktörü veya finansal piyasadaki fiyatlar ve miktarlar kabul edilebilir seviyelerin önemli ölçüde üzerinde dalgalandığında, finansal krizler tetiklenir. Paul Krugman, krizin net bir tanımı olmadığını iddia etmiştir, ancak Edward ve Santanella, krizleri paranın değerinde önemli düşüşlere bağlamışlardır. Mali krizler ayrıca paranın değerindeki düşüşe ve uluslararası rezervlerin büyük ölçüde tükenmesine de bağlıdır (Edwards, 2001).

Kindleberger'e göre, son çare olarak uluslararası kredilerin verileceği güvenilir bir merci olmayışı, geniş, derin ve uzun vadeli krizlerin nedenini oluşturmaktadır. Kindleberger kriz sürecini çılgınlık, panik ve çöküş olarak tanımlar. Yatırımcılar çılgınlık sırasında kaçar veya borç para alır ve finansal varlıklar satın alırlar. Panik sırasında insanlar finansal varlıkları nakde çevirmeye veya borcunu geri ödemeye çalışırlar (Burton, 2017).

Krizlerin etkisi boyutu ve derinliği ülkeler ve dönemler arasında farklılaşmaktadır. 2008 krizi bu anlamda açıklayıcı olabilmektedir. Kriz hemen hemen Avrupa'nın tüm ülkelerinde yaşanmış olup bazı ülkelerinde de daha uzun ve derin görülmüştür. Yunanistan, İrlanda ve İzlanda krizi en ağır geçiren ülkeler olurken Birleşik Krallık ve İspanya da çok sert bir şekilde etkilenmiştir. Gayrimenkul krizi en çok İrlanda, İspanya ve Birleşik Krallık'ta görülmüştür. İspanya'da işsizlik oranı %25 e kadar yükselmiştir. Güçlü ve daha muhafazakâr ekonomisi olan Almanya'da bile gayrimenkul balonu olmamasına rağmen ülke Gayri Safi Yurtiçi Hâsıla (GSYİH) değerinde, 2008 ve 2009 birinci çeyreğinde %6,8 etkilenme yaşamıştır. Çok fazla benzerliğin yanı sıra çok fazla farklılıklar da görülmektedir, bu farkların büyük bir bölümü “euro bölgesinde” olmuştur. Ondokuz ülke aynı merkez bankası ve para birimini kullanmakta fakat ortak bir devlet yönetimi bulunmamaktadır. Avrupa Merkez Bankası (ECB) kriz dönemi ve sonrasında Amerikan Merkez Bankası (Federal Rezerv Bankası - FED) kadar ekonomik daralma ile saldırgan bir mücadele göstermemiştir. Örneğin, 2008 Aralık

ayında FED faiz oranlarını %0 olarak açıklamışken, aynı zamanda ECB faiz oranını %2,5 olarak açıklamıştır. ECB 2011 yılında faizlerde iki arttırım yaparken, FED ekonomisini canlandırmak için farklı alternatifler arayışındaydı. FED iki temel mücadelesinin bir tanesi düşük enflasyon diğeri ise düşük işsizlik iken ECB ise sadece düşük enflasyon ile mücadele etmiştir (Blinder, 2013).

Bu durum aslında Cooper (2008)'in da bahsettiği gibi, her modern ekonominin bir merkez bankası vardır. Dünyanın en güçlü kuruluşları arasında yer alan merkez bankaları; Amerika'da FED, Avrupa'da ECB, İngiltere'de İngiltere Bankası (BoE) ve Japonya'da Japonya Bankası (BoJ). Bu kurumların tutumu faiz oranlarını belirler ve dolaylı olarak da gayrimenkullerin değerlerini, birikim tutarlarını hatta her haftaki alış-veriş masraflarını bile etkilemektedir. Merkez Bankası politikaları bir ekonomide büyüme veya daralmaya etki edebilir (Cooper, 2008). Bu nedenle de yukarıda bahsedildiği gibi her ülkenin “Finansal Krizi” algılaması, tepkisi ve o ülkedeki krizin yansımaları farklılık göstermektedir.

2.3. Bazı Küresel Krizlerin Tarihçesi

2.3.1. Lale Çılgınlığı (Tulipmania)

Finansal krizlerin tarihçesine bakıldığında ilk olarak bilinen Lale Çılgınlığı (Tulipmania), Hollanda da 1634–1637 yılları arasında yaşanmış ve Lale arpacıklarının (lale soğanı) spekülatif fiyatlarının yaratmış olduğu o döneme damgasını vuran bir finansal krizdir.

Lale'nin anavatanı konusunda çok tartışmalar olsa da, Lale'nin anavatanının Türkiye olduğu birçok kaynakta belirtilmektedir. Batı Avrupa'ya ancak on altıncı yüzyılın ortalarında, Avusturya'daki bir çiçek meraklısı tarafından taşındığını belirten kaynaklar bulunmaktadır. Hollanda'da Lale, yalnızca en zengin bahçelerde yetiştirilebilen nadir bir çiçek olma statüsüne erişmiş ve hızla zenginliğin simgesi haline gelmişti. Böylece, o dönemde diğer çiçek pazarlarında da olduğu gibi, Hollanda'lılar lalelere hâkim olmuşlardır. Lalelerin gelişimini ve yayılımını tetiklemişlerdir (Garber, 1990).

Fakat Lale arpacıkları (soğanları), zor yetiştirilen bir ürün olması, verimin ve istenilen rengin elde edilebilmesi için geçen sürenin 7 yıla yakın olması nedeniyle pazardaki diğer çiçeklere kıyasla daha yüksek fiyatlara satılmaya başlanmıştır (Akıncı ve diğ.,

2014). 1625'te "Semper Augustus" Lale arpacık soğanı 2.000 Guilders'a satılmış, bu değer ons başına 400 \$ veya 16.000 \$ değerinde altına eşitti (Garber, 1989). 1634 yılında bahsi geçen arpacık soğanı ons başına 450 dolara satıldı (5.500 Guilders veya 50.000 dolar değerinde altın). Kaynaklara göre, değeri 1637'de zirveye ulaşan bir Semper Augustus, o zamanlar Hollanda'daki en görkemli evin fiyatıyla karşılaştırılabilir olan 10.000 Guilder'a satıldı (Dash, 2011).

Genellikle Nisan ve Mayıs aylarında açmaya başlayan laleler, mevsim şartlarına bağlı olarak Haziran ayında hasat edilip Eylül ayında tekrar dikilmelidir. Bu nedenle, özellikle Haziran-Eylül ayları arasında, çiçeklenme döneminden sonra arpacık soğanı için spot ticaret sözleşmeleri müzakere etmek hayati hale gelmiştir. Ancak, ebruli laleler için büyüme koşulları çok daha zordur ve uzun bir prosedür gerektirir. Bu nedenle, lalelerin üretim, tahsilat ve ödeme koşullarını içeren bir tür ileriye dönük işlem, sözleşmelerini geçersiz kılmaya ve üreticileri zor durumda bırakmaya başlamıştır. Ürün kıtlığı nedeniyle müşteriler teslimat gününde vadesi gelen ödemeyi alamamış, satıcılar ise taze arpacık temin edememiştir. Bu ikilem, Şubat 1637'de verilen bir mahkeme kararının 30 Kasım 1636'dan önce yapılmış sözleşmelerin yapılması gerektiğini göstermesi ve bu tarihten sonra imzalanan sözleşmelerin alıcıların satıcılara sözleşme bedelinin yüzde 10'unu ödemesini şart koşması şartıyla çözüldü. Mayıs 1638'de sözleşme bedelinin %3,5'inin ödenmesiyle sözleşmeyi fesih hakkının geçerli olacağı belirlenmiştir (Garber, 1989; Thompson, 2007). Lale üretimi ve talebinde düşüşe neden olan bu süreç, büyük ölçüde vadeli sözleşmelerin opsiyon dönemlerine dönüştürülmesine bağlanabilir. 1637'de başlayan fiyat düşüşleriyle laleler en yüksek değerinin yüzde 10'una bile satılamadı ve 1739'da en pahalı arpacık soğanı 0,1 Guilder'den daha ucuza mal oldu (Garber, 1989; Thompson, 2007).

2.3.2. "Bubble" Küresel Balon Şirket Krizleri

Güney Denizi Balonu, dünyanın ilk finansal çöküşü olarak, görülen ilk Ponzi şeması (Ponzi scheme), yaşanan spekülasyon çılgınlığı ile insanların grup düşüncesine (group think) kapıldığında neler olabileceğine gösteren feci bir örnektir. Bunun feci bir finansal çöküş olduğu varsayıldığında, o zamanın en büyük düşünürlerinden bazılarının bile buna dâhil olduğu söylentiler arasında yer almıştır. Her şey, 1711'de bir Parlamento Yasası ile "Güney Denizi Şirketi" adlı bir İngiliz anonim şirketinin kurulmasıyla başlamıştır. Bu şirket, ulusal borcu konsolide ederek kontrol etmeye

veya azaltmaya, aynı zamanda, İngiltere'nin Amerika'da sürdürdüğü ticari faaliyetler ile kârlarını artırmasına yardımcı olmak için tasarlanmış bir kamu ve özel ortaklıktı. Şirkete bu durumu gerçekleştirebilmesi için 1713'te bölgede ticaret tekeli verildi. Bunun bir kısmı, Afrika kölelerinin İspanyol ve Portekiz İmparatorlukları ile ticaretine izin veren “asiento” idi. Köle ticareti, önceki iki yüzyılda son derece kârlı olduğunu kanıtlamıştı. Özellikle İspanya Veraset Savaşı sona erdiğinde ve ticaret ciddi bir şekilde başlayabildiğinde, pek çok kişi köle kârlarının çarpıcı biçimde artmasını beklediğinden, plana karşı büyük bir kamu güveni oluşmuştu (Garber, 2001).

Güney Deniz Şirketi, kendi hisse senedi satın alımlarına inanılmaz bir faiz (%6) teklif ederek, yatırımcıları kendisine çekmeyi amaçladı. Ancak İspanyol Veraset Savaşı 1713 yılında Utrecht Antlaşması ile sona erdiğinde, beklenen ticaret patlaması gerçekleşmedi. Bunun yerine İspanya, İngiltere'ye yalnızca sınırlı miktarda ticarete izin vermiş ve kârın bir yüzdesini almıştı. İspanya ayrıca köle ithalatını vergilendirdi ve İngiltere'nin "genel ticaret" için gönderebileceği gemilerin sayısına katı sınırlar koydu. Bu durumda, Güney Deniz Şirketi'nin sürdürülebilirlik için ihtiyaç duyduğu kâra yakın bir kâr elde edilmesi mümkün olamayacaktı (Paul, 2010).

Kral George daha sonra 1718'de şirketin başkanlığını üstlendi. Bu durum, hisse fiyatlarının yükselmesine neden oldu. Çünkü iktidardaki hükümdarın bu şirket üzerindeki “yetki onayı” son derece güven uyandırmıştı. Kısa süre sonra hisse senetleri yüzde yüz faiz getirmeye başlamıştı. Fakat, şirketin vaat ettiği kârın çok uzağında bir kâr elde ediyor oluşu itibarıyla bu spekülasyon balonunun sallanmaya başladığının sinyalleri görülmeye başlamıştı. Şirkete dâhil olanlar, fiyatı daha da yükseltmek ve talebi arttırmak için arkadaşlarını da hisse senedi satın almaya teşvik etmeye başlamışlardı (Baddeley, McCombie, 2011).

Ardından, 1720'de parlamento, Güney Deniz Şirketi'nin ulusal borcu devralmasına izin verildi. Şirket, 32 milyon sterlinlik ulusal borcu 7,5 milyon sterlin karşılığında satın almıştı. Satın alma aynı zamanda borcun faizinin düşük tutulacağına dair güvencelerle gelmişti. Hisse senedi getirileri doğrudan borç faiziyle değiştirilmişti. Hisse senetleri yüksek kâr güvencesiyle satıldı. Bu duruma bağlı olarak daha yüksek faiz üreterek hisse senedi fiyatını ve talebini artırdı. 1720 Nisan'ında Güney Denizi Şirketi hisse fiyatı 128 pound iken Ağustos ayına kadar hisse senedi fiyatı aşırı derecede artmış ve fiyat 1000 pounda yükselmişti (Garber, 2001).

Şirket artık satın aldığı borçla ticaret yapan ve sürdürülebilir hale gelmişti. Piyasalarda hissedilen olumlu yöndeki değişimler, o dönemde yaşanan İngiltere - İspanya savaşı ile kötüye gitmeye başlamıştır. Bu durum, tüm ticari finansal faaliyetlerin durmasına neden olmuştur. Finansal anlamda zorluğa giren şirketin neredeyse ticari faaliyetleri durduğu için, şirket yöneticileri dâhil şirketin büyük yatırımcıları, şirket hisse fiyatının şirket kârının çok ötesinde değerlendirildiğini fark ederek sahip oldukları hisseleri satmaya başlamışlardı. Bu durumun duyulmaya başlaması ile satış faaliyetleri daha da hızlanmıştı. Öyle ki, panikleyen yabancı yatırımcılar piyasayı terk etmiş ve bu durum büyük bir satış dalgasına dönüşerek, çöküşü hızlandırmıştı (Thomas, 2003).

1720 yılının Eylül ayı ortalarında 500 pounda kadar düşen hisse fiyatı, bazı uzmanların kaçınılmaz bir felaketin gerçekleşeceğine dair görüşlerini adeta doğrular bir nitelik kazanmıştı. Sonuç olarak, beklenen ve öngörülen balon patlamıştı. Hisse senetleri, Aralık ayına kadar 124 pound'a kadar düştü ve en yüksek değere ulaştığı 1720 Temmuz ayından Aralık ayına kadar, hisse senedi değeri %80'ini azalmış oldu. Özellikle yatırımcılar finansal çöküşler yaşadılar. Bu sebeple intiharlarda gözlenen belirgin bir artış olması nedeniyle, binlerce kişi hayatını bu sebeple kaybettiği gözlemlenmiştir (Neal, Schubert, 1985).

Bunun gibi bir olayın tekrar olmasını önlemek amacıyla, 1720'de Balon Yasası (Bubble Act) parlamento tarafından kabul edildi. Bundan sonra, kraliyet tüzüğüne özel izni olmadan Güney Deniz Şirketi gibi anonim şirketlerin kurulması yasa ile yasaklanmıştır. Bu süreçte, yaklaşık 200 "balon" şirket kurulmuş ve bunların çoğunun adı dolandırıcılıkla anılsa da günümüze kadar ulaşan ayakta kalabilen şirketlerinde aralarında olduğu bilinmektedir (Garber, 2001).

Dünya çapındaki ilk finansal felaket olarak tarihe "Bubble" olarak geçen, İngiltere'deki Güney Deniz Şirketi Balonu'na benzer bir işleyişe sahip olan Mississippi Balonu (The Mississippi Bubble), firmaların spekülatif fiyatlamalarından dolayı aynı dönemde Fransa'da yaşanmıştır (Neal, Schubert, 1985).

Mississippi Bubble, 18. yüzyıl Fransa'sında spekülatif bir çılgınlığı tetikleyen ve finansal çöküşle sonuçlanan bir olaydır. 1714 yılında Paris'te, d'Orléans Dükü II. Philippe'nin arkadaşı olan bir İskoç banker John Law, Fransa'nın borç yükünden ancak ticaret ve finansal bir plan yardımıyla kurtulabileceğini savunmuştur.

Kraliyet, 1716'da banknot, tahvil ihraç etme ve mevduat toplama hakkına sahip ilk özel banka olan Banque Générale'yi kurma sorumluluğunu John Law'a vermiştir. Kuzey Amerika'nın Mississippi Nehri vadisindeki geniş Fransız topraklarını geliştirmek, ticari faaliyetlerde bulunmak ve kolonileşme hareketlerini hızlandırmak için kraliyet tarafından özel ayrıcalıklar kendisine verilen John Law, bir yıl sonra Compagnie d'Occident'i ("Batı Şirketi") kurmuştur.

John Law'ın şirketi kısa süre sonra Fransız tütün ve Afrika köle ticaretini de tekelleştirmiştir. 1719'da Fransa'nın sömürge ticaretini domine etmiştir. Ayrıca Fransız vergilerinin tahsilini ve para basımını da üstlenmiştir. Bu esnada, ülkenin hem dış ticaretini hem de maliyesini kontrol edebilecek düzeye ulaşmıştır. Sömürge ülkelerde fiili varlıkların olmamasına rağmen, talep arttıkça insanlar büyük getiri potansiyeli olan ihraç edilmiş hisseleri satın almaya başlamışlardır (Hoppit, 2002).

İlgili kâr potansiyeli göz önüne alındığında, Compagnie des Indes'deki hisselerle yönelik kamu talebi keskin bir şekilde artmıştır. 1719 Temmuz ayından yılsonuna kadar bir hissenin fiyatı 500 livre'den 18.000 livre'ye kadar yükselmişti.

Ekonomideki yaratılan olumlu hava, para basma hacminin artırılmaya başlaması ile bozulmuştu. Ekonomi yüksek enflasyonlu bir yapıya dönüşmüştü. Şirketin sahip olduğu varlıklarına kıyasla daha fazla hisse senedi çıkarmasına bağlı olarak, hisselerin yeterli varlık karşılığının olmaması sonucunda, hisseler değersizleşmeye başlamıştır.

Bunun sonucu olarak John Law, devalüasyon (değer düşürmeye) yapmaya karar vermiştir. Basılan banknotlar da bu şekilde değerini kaybetmiştir. Hisselerini altına çevirmek isteyen halk karşılığının olmadığını farkedince panik havası ile hisse fiyatları hızlı bir şekilde düşmeye başlamıştır. Öyle ki, Mart 1720'de, konjonktürel panik havası sonucunda 9.000 livre olan hisse birim fiyatları, Aralık ayının başında 5.000 livre'ye kadar gerilemiş ve Aralık ayı sonu itibarıyla 1.000 livre'ye düşmüştür. Mississippi Balonu'nun patlaması ile birlikte büyük bir finansal kriz ortaya çıkmış, Fransa'da genel bir borsa çöküşüne neden olmuştur. 1720 yılı tam bir felaketle sonuçlanmış ve Fransa tarihin en büyük finansal bunalımına girmiştir. Ekonomideki tüm ihmaller sadece Law'a atfedilemez olsa da, krizin bariz bir günah keçisi olmuş ve Aralık 1720'de Fransa'dan kaçmak zorunda kalmıştır. Şirketinin ve bankasının muazzam borçları kısa süre sonra konsolide edilmiş ve devlet tarafından devralınmıştır (Garber, 2001)

2.3.3. Liberty Bonds

Birinci Dünya Savaşı'nın sona ermesiyle birlikte, başta İngiltere, Fransa ve Almanya olmak üzere Avrupa ülkelerinin çoğu, ekonomilerini yeniden yapılandırmak için ABD'den milyonlarca dolarlık kredi almaya başladılar. Dolayısıyla, Amerika Birleşik Devletleri'nden gelen teknik ilerlemelerle birlikte, Avrupa ülkelerindeki azalan üretim hacmi, kapasitede hızlı bir büyüme ile sonuçlandı. İkinci Dünya Savaşı öncesinde ABD hükümeti tarafından orduyu finanse etmek için çıkarılan *Liberty Bonds* (Özgürlük Tahvilleri) olarak bilinen menkul kıymetlere yapılan yatırımlardaki artış, finansal işlemlere yeni bir boyut kazandırmıştı. Sonuç olarak, Amerika Birleşik Devletleri için bu prosedür, bir finansal güvenlik çağının başlangıcı olmuştu. Çünkü sadece bankalara yatırım yaparak paralarını kullanmaya çalışan Amerikalılar, *Liberty Bonds*'a geçerek, %3,5 ile %4,5 arasında değişen faiz oranları almışlardır. Karşılıklı faydaları maksimize eden bu strateji, hem devletin hem de yatırımcıların kazançlarını artırmıştır (Gitlin, 2008).

Amerikanın, Birinci Dünya Savaşı sırasında finansman sağlamak için, kurumlara ve halka pazarladığı “Liberty Bond (Özgürlük Tahvilleri)” olarak bilinen bir dizi borçlanma aracı çıkardı. Liberty Bond’ların yükselişindeki en önemli faktör; , tüm ticari ve yatırım bankacılığı endüstrilerinin yanı sıra milyonlarca gönüllü satış elemanının görevlendirilmiş olması ve büyük propaganda kampanyaları, hatta o dönemin ünlü film yıldızlarının önderlik ettiği kampanyalar ile Liberty Bond’lara olan talepler arttırılmış olmasıdır. Nitekim kampanyalar çok başarılı olmuş ve yaklaşık 23 milyon Amerikalı bu yeni yatırım aracına yatırım yapmıştı. Finans piyasası yeni bir ürün kazanmıştı ve özellikle orta gelirli halk için muhteşem bir yatırım aracıydı. Hatta yatırım ve emeklilik fonlarının yükselişinden önceki çağda orta gelirli halkın yatırımlarını değerlendirdiği bir yatırım aracıydı. 1920'lerde yatırım bankaları, orta gelirli hane halkına bu yatırım aracını sunabilmek için yeni ofisler açarak, basılı reklam kampanyaları ve sponsorlu radyo programları gibi yeni yöntemler kullanarak menkul kıymetleri teşvik etmeye yönelmişlerdi (Hilt ve diğ., 2021)

Liberty Bonds gibi bonoları ve varlıklarıyla birlikte diğer firma hisselerini satın alan yatırımcılar, belirli bir süre sonra daha fazla getiri beklentisiyle yaşam standartlarını iyileştirmeyi amaçladılar. Spekülatif aktivite miktarını artıran bu yapı, iş stoku ile uzun vadeli yatırımları engellemiş ve piyasalara oynak bir nitelik kazandırmıştır (Sauert, 2010).

1920'li yıllarda gelir dağılımı giderek eşitsiz hale gelmişti. Üretim sürecinde makineleşme düzeyinin artmasına paralel olarak, Lale Çılgınlığı'ndan Mortgage Krizine kadar uzanan spekülâtif balonlar, özellikle vasıfsız işçi sayısının ve emek işçiliğinin yüksek olduğu sektörlerde fazlasıyla görülmekteydi. Bu süreç, ekonomik adaleti sağlamak için gelir vergisi oranlarının düşürülmesi gibi bir politikanın yürütülmesi fikrini gündeme getirdi. Ancak, bu durum gelirlerini sermaye piyasalarından elde eden varlıklı sınıf için refah düzeylerinin artması anlamını taşıyordu (Akıncı ve diğ., 2014).

2.3.4. Büyük Buhran

1929 yılına kadar nüfusun %20'si toplam milli gelirin %54'ünü kazanabiliyorken, halkın %40'ı toplam milli gelirin sadece %12,5'ini elde ediyordu (French, 1997). Bu durum gelir eşitsizliğinin ne kadar ciddi boyutlara ulaştığını belirten bir gösterge niteliğindedir. Büyük Buhran öncesi gelir eşitsizliğindeki bu tutarlı gelişme, hükümet müdahalesini gerektiren piyasa başarısızlığının güçlü bir göstergesi olarak görülmüyordu. Dow Jones Endeksini inceleyerek, borsaya yönelik spekülâtif saldırılar kolayca görülebilir hale gelmektedir. 1928 yılı başında 191'den az olan endeks değeri yılsonunda 300'e yükselmiş ve Eylül 1929'da 381 ile zirveye ulaşmıştır. Böylece endeks yaklaşık iki yıl içinde ikiye katlanmıştır (Kindleberger, 1986). İngiltere Maliye Bakanı Philip Snowden, borsalardaki bu olumlu eğilimi dikkatle izlemek için Ekim ayı başında ABD'ye gitmiştir. Snowden, New York Menkul Kıymetler Borsası'nın "spekülâtif bir balon" (speculative orgy) içinde olduğunu savunmuş ve bir süre Amerikan yatırımcılarının yatırım faaliyetlerini analiz ettikten sonra işlem gören hisse senetlerinin pahalı olduğunu vurgulamıştır. Piyasanın oynaklığını vurgulayan bu duyuruya cevaben İngiliz yatırımcılar hızla hisselerini satmaya ve borsadan fon çekmeye başlamışlardır. Hisse fiyatları daha da düşmeden önce, artan satış dalgasının halkasını oluşturmaya başlayan Amerikalı yatırımcılar da hisselerini satmaya başlamışlardır. 23 Ekim 1929, belirsiz bir ortamın hızla ortaya çıkması sonucu hisse değerlerinde ani bir düşüş görülmüştür. Henüz büyük çöküşe ulaşmamış olan New York Menkul Kıymetler Borsası'ndaki en büyük satış dalgası 24 Ekim "Kara Perşembe"de gerçekleşmiştir (Bierman, 1998).

2.3.5. İsveç Gayrimenkul Balonu

İkinci Dünya Savaşı'nın ardından finansal piyasalarda ilk kuralsızlaştırmayı (deregülasyon sürecini) başlatan İsveç, 1980'lerin başında İsveç Gayrimenkul Balonu'nun bir sonucu olarak finansal sistemin yapısını değiştiren temel dinamikleri anlamıştır. Bu çerçevede, öncelikle bankaların likidite oranları düşürülmüş, ardından faiz ve kredi limitleri ile döviz işlemleri üzerindeki kısıtlamalar kaldırılmıştır (Erdönmez, 2005). Mali piyasaların serbestleştirilmesinin ardından, kredi hacmi hızlı bir gelişme dönemine girmiştir. 1986-1990 yılları arasında kredilerin GSYİH'ya oranı %85'ten %135'e çıkmıştır. Artan faiz oranları nedeniyle kurumsal yatırım sertifikası veren finans kuruluşları, sertifikaların karşılığını ödeyemediler ve bu durum finansal bir krize yol açtı. Kendilerini kurtarmayı başaran finans işletmeleri, banka kredisi talep etseler de iflas prosedüründen kurtulamadılar (Pomerleano ve Bubbles, 2005). Bankaların, banka dışı finans kuruluşlarına kredi vermeye başlamasıyla birlikte taşıdıkları riskin derecesi ve sorunlu kredilerin sayısı önemli ölçüde artmıştır. 1990 yılı sonunda yüzde 1, 1991 yılı sonunda yüzde 3,5 ve 1992 yılı dördüncü çeyreğinde yüzde 7,5 olan sorunlu krediler ile bankacılık sektörü krize girmiştir. Toplam kredilerin yüzde 10 ila 15'ini oluşturan emlak kredileri, toplam zararın yüzde 40 ila 45'ini oluşturmuştur. Sonuç olarak, finansal altyapıyı güçlendirmeden yürütülen kapsayıcı deregülasyon süreci, etkisiz risk analizleri, genişletici para politikası, kredi hacmindeki hızlı artışlar nedeniyle gayrimenkul ve finans piyasalarında spekülasyon hareketleri yaşanmış ve kriz başta Norveç ve Finlandiya olmak üzere tüm İskandinav ülkelerine sıçramıştır (Aydın, 2002).

2.3.6. İnternet Balonu (The Dotcom Buble)

2000'li yıllara gelindiğinde, spekülasyon balonu tanımlamak için İnternet Balonu (The Dotcom Bubble) kullanılmıştır. Teknoloji firmaları için bir borsa endeksi olan NASDAQ'daki hisse senetlerinin yatırımcılara öngörülen getirileri sağlayamadığı 2000 yılında İnternet Balonu krizi patlak vermiştir. 1990'larda iletişim teknolojilerinin hızla gelişmesine paralel olarak kişisel bilgisayarların sayısı artmış, yazılım ve paket programların genişliği artarak, internetin tüm sınırları ortadan kaldırmasına neden olmuştur. Paralel bir şekilde, kişisel olarak gerçekleştirilen ve şirketlerin yaptığı yatırımlar, sanal ortama kaymaya başlamış ve gerçek dünya pazarlarındaki kurumsal faaliyetler daha elektronik hale gelmiştir. İlgili varlıkların aşırı değerlendirilmesi ve

speklatif hareketlerin yoęunlařması, yatırımcıların piyasa kořulları ilgili tehlikeleri dikkate alınmaksızın çevrimiçi aęlar aracılığıyla saęlanan hisse senetlerine yönelik anlık harcamaları piyasalarda dalgalanmalara neden olmuřtur (H. H. Friedman ve Friedman, 2010). Bu dalgalanmalar NASDAQ Menkul Kıymetler Endeksi'nde de kendini gçl bir řekilde gstermiřtir. Sonu olarak, 1996 yılında 600 olan endeks deęeri 2000 yılında 5.000'e ykselmiřtir. 2000 yılının bařında internet ortamında oluřan bu konjonktr, FED'in piyasa faiz oranlarını altı kez st ste artırmasıyla ortadan kalkmıř ve ısınan ekonomi ivme kaybetmeye bařlamıřtır. Yatırımcılar, internette iřlem gren hisse senetlerinin pahalı olduęunu ve bunun sonucunda piyasaya speklatif bir balonun yayıldıęını keřfetmiřlerdir (Wollscheid, 2012).

2.3.7. Mortgage Krizi (2008 Kresel Finansal Krizi)

2008 Mortgage Krizi (2008 kresel finansal krizi), 2000'li yıllarda FED, ECB ve BoJ'ın para politikasını gevřetip faiz oranlarını dřrmesiyle bařlamıřtır. Bu politikalar, varlık fiyatlarında enflasyona yol aarken, bankaları dřk faiz oranlarıyla oęunlukla konut ipoteęi olmak zere uzun vadeli krediler sunmaya teřvik ettiler. Konut kredisi talebini teřvik etmek iin bankalar, kredi portfylerini eřitlendirmiřlerdir. Kredi kriterlerini daha serbest hale getirerek, geri deme olasılıęı dřk mřterilerin kredi kullanım oranlarını hızlı bir řekilde ykseltmiřlerdir. Bylece Amerika Birleřik Devletleri'ndeki finans kuruluřları, deme gc yetersiz olan binlerce kiřiye ipotek kredisi vermeye bařlamıřtı. İpotek verenlerden alınan senetler menkul kıymete dnřtrldęnde, borluların deme sıkıntısı yařayabileceęi bilinmesine raęmen risk bařkalarına kaydırılmıř oldu. Riski hızlı bir řekilde dięer bankalara ve kurumsal yatırımcılara kaydıran ilk ipotek kuruluřları, bu menkul kıymetleri ihra edenler olmuřtur (Parasız, Ekren, 2016).

Isenman (2010), 2008 mali krizi ile 1984'ten bu yana Amerika Birleřik Devletleri'nde meydana gelen krizler arasındaki benzerlikleri ve farklılıkları incelemiřtir. Bu nedenle, 2008 mali krizini 1984 mali felaketiyle karřılařtırmıřtır. Amerika Birleřik Devletleri'nde bařka krizler olmasına raęmen, 1984 krizini (mevduat ve kredi krizleri olarak da bilinir) 2008 kriziyle karřılařtırmak iin  temel neden vardı.

İlk olarak, Finans, toplum ve teknoloji aısından 1984 krizi 2008 krizine olduka benzemekteydi. Byk Buhran'da yařanan mali krizin deęerlendirilmesinde, aędař

öğeler bunlunmamaktaydı. 1984 krizi, son otuz yılda ilk defa mali bir felakete dönüşmüştü (Isenman, 2010).

İkincisi, hem 1929 ve 1984 krizi hem de 2008 krizi Amerika Birleşik Devletleri'nde meydana gelmiştir. Geçmişte aynı sınırlar içinde meydana gelen krizler, 2008 kriziyle karşılaştırıldığında, 1929 ve 1984 krizinin etkileri daha yaygın bir etkiye sahip olduğu belirlenmişti (Parasız, Ekren, 2016).

Üçüncüsü, her iki krizde de finansal kuruluşlar, banka sermayesini tüketen sözleşme yükümlülüklerini yerine getirmediler. Her iki kriz sırasında da konut değerleri düştü ve faiz oranları eşi görülmemiş yüksekliklere ulaştı. Finansal kurumların çoğu ya kapandı ya da birleşti diğerleri ise devlet sübvansiyonu aldı. Isenman'ın çalışması, uygun anları karşılaştırmak için bu iki krizi kullanmıştır (Isenman, 2010).

2008 krizi, o yılın son aylarında patlak veren ve çok sayıda ülkeyi etkileyen küresel ekonomik ve mali krizdir. ABD konut piyasasının ani devalüasyonunun ve kişisel iflaslardaki artışın bu felaketi hızlandırdığına inanılıyordu. 2008 krizinin nedenlerini dört kategoride sınıflandırabiliriz.

2.3.7.1. Küresel Finans Krizinin Nedenleri

2.3.7.1.1. Likidite Bolluğu

21. yüzyılın başından beri, Amerika Birleşik Devletleri'ndeki çok düşük seviyelerde tutulan faiz oranları ve krediler, özellikle düşük gelirli bireylere cazip hale getirilmiştir. George W. Bush'un 2004'te ABD başkanı olarak yeniden seçilmesiyle, daha düşük gelirlilere bir dizi vergi indirimi ve diğer ev edinme yardımları sağlanmaya başlandı. Alt gelir grubuna verilen kredilerde ilk iki yıl sabit faiz ödemesi, sonraki yıllar için piyasa faiz oranlarına göre değişken faiz ödemesi uygulanmaktaydı.

Kamusal alanda düşük gelirli veya NINJA (No income, No job and asset; gelir yok, iş yok, varlık yok) kredileri olarak bilinen bu teknikler, varlık değerlerinde, özellikle de ev fiyatlarında çok hızlı bir artışa neden olmuştur. 2006 yılından bu yana, FED'in faiz oranlarını artırması, konut piyasasında ciddi bir gerilemeyi hızlandırdı. Düşük gelirli insanlar aylık kredi ödemeleri yapamadılar. Bunun nedeni, evlerin fiyatlarının başlangıçta finanse edildikleri miktarın altına düşmesidir (Parasız, Bildirici, 2015).

Bazı ipotekli kredilerde geri ödeme güçlüğü yaşanması sonucunda banka portföylerinde hacizli konut sayısı artmaya başlamıştır. Bu konutların bankalar

tarafından piyasada bulunması, konut değerlerinde düşüşüne neden olmuştur. Bu durumda, kalan kredi taksitlerinin bugünkü net değeri, halen kredi ödemesi yapanların sahip olduğu evlerin değerinden düşüktü. Sonuç olarak, bu kişiler ipotek ödemelerini de durdurmuştu (Polat, 2018).

2.3.7.1.2. Menkul Kıymetleştirme

Terimden de anlaşılacağı gibi, menkul kıymetleştirme, gerçek veya tüzel kişinin, ticari faaliyetlerinden elde edilen varlıklar ve gelecekteki kârlar karşılığında borç senetleri ihraç ederek finansman sağlaması durumunda gerçekleşir (Roubini, Mihm, 2012).

2000-2006 yılları arasında Amerika Birleşik Devletleri'nde herkesi ev sahibi yapmak için kredi veren bankalar, risklerini azaltmak için bu kredilerin bir kısmını veya tamamını menkul kıymetleştirme kararı almışlardı. İlk bakışta bu strateji riski paylaşıyor gibi görünse de, aslında paylaşılan bir borçtu. Uzmanların çoğunluğuna göre 2008 mali krizi, tüm gelir gruplarına aynı faiz oranı ve aynı geri ödeme planıyla ipotek kredisi verilmesi nedeniyle değil, bankaların kredileri paketleyip yeniden satması nedeniyle başlamıştır (Papadatos, 2009).

2.3.7.1.3. Şeffaflık

Bu kriz sırasında banka varlıklarının değeri ve hatta alıcıları bile uygun şeffaflıkla belirlenemedi. Bu sorunlar, Lehman Brothers gibi karmaşık ticari düzenlemelere ve sözleşmelere sahip olan şirketlerin iflasının getirdiği riskin değerlendirilmesi ile analiz edilmesini zorlaştırmıştır.

2.3.7.1.4. Derecelendirme Kuruluşları ve Denetleyici Kuruluşlar

Bazı şirketler, bankalara ve diğer finansal kuruluşlara derecelendirme sağlayan derecelendirme kuruluşlarına ödeme yapmaktaydı. Bu durumun neticesinde, derecelendirme kuruluşları daha az tarafsız yargıda bulunabilmekteydi. Öte yandan, derecelendirme kuruluşları, kuruluşların finansal zorluklarını her zaman tespit edememektedir. En son mali krizden önce, derecelendirme kuruluşları konuyu kısmen veya çok geç algıladıkları için etkisiz kaldılar. Ancak, finansal krizin başlamasıyla birlikte kredi notları düşürülmüştü (Attali, 2015).

Mali ve reel sektörler arasındaki artan uyumsuzluk mevcut küresel krize katkıda bulunmuştur. Devlet inisiyatiflerinin bir sonucu olarak bir miktar hafiflemiş gibi

görünse de, nihai çözümü finans sektörünün daha fazla değer kaybetmesi ve reel sektörle daha uyumlu hale gelmesiyle olmuştur.

Bu durum, Türkiye gibi ülkelerin dış kredilerinin azalması şeklinde kendini göstermiştir. Başta Amerika Birleşik Devletleri olmak üzere çok sayıda ulusun finans kurumu ya iflas ilan etmiştir ya da kötü bir duruma düşmüştür. Finansal kuruluşlar arasındaki daha önceki güven ortamı da benzer şekilde büyük ölçüde zayıflamıştır. Sonuç olarak, kredi veren kuruluşlar borçlanma taahhütlerini artırmış ve vadelerini kısaltarak borçlanmayı çok daha pahalı hale getirmiştir. Bu durum, yurtiçi finans kuruluşlarını bu tür tedbirler almaya mecbur etmekle kalmamış, uluslararası borçlanma koşullarını da zorlaştırmıştır (Stiglitz, 2012).

Bu kötü ortam, iç kredilerdeki düşüşte de etkili olmuştur. Dış kredilerdeki düşüş nedeniyle, bankaların para bulmakta zorlanması nedeniyle iç kredilerdeki düşüş ilk etapta hissedilmiştir. Dış borca ulaşamayan veya onu elde etmeyi geçmişe göre daha pahalı bulan bankalar, nakit tutma motivasyonlarını artırmış ve müşterilere kredi verme isteklerini azaltmıştır. Bu durum, iç talepteki daralmaya bağlı olarak kredi talebinde önemli düşüslere neden olmuştur. Sonuç olarak, ekonomik güven zedelenmiş, hem tüketiciler hem de üreticiler bu durumdan etkilenmiştir. Türkiye bu kriz ile birlikte yüksek bir işsizlik oranı ve gerileyen bir ekonomi ile yüzleşmek zorunda kalmıştır.

2008 yılının üçüncü çeyreğinde Türkiye ekonomisi bir önceki yılın aynı dönemine göre % 0,5 oranında büyümüştür. Yılın ilk dokuz ayında yüzde üç oranında artış kaydedilmiştir. Büyümedeki bu yavaşlama, hem yerel hem de uluslararası talepteki düşüşten kaynaklanmaktadır. 2001 krizinden bu yana ekonominin lokomotifini olan yurt içi nihai tüketim ise ilk kez azalmıştır.

Ek tüketici talebi endeksleri, en son çeyrek için olumsuz eğilimlere işaret ediyordu. Yurt içi otomotiv satışları önemli ölçüde azaldı ve üçüncü çeyrek ortalamasının çok altında kaldı. Özel tüketim talebindeki toparlanmaya rağmen, yeni açıklanan tüketim endekslerinin mevsimsellikten arındırılmış değerleri halen düşük seviyelerdeydi. Başta otomobil ve dayanıksız ürünler olmak üzere tüketim mallarındaki ithalat düşüş eğilimi devam etmektedir (Polat, 2018).

2.3.7.2. Küresel Finans Krizinin Sonuçları

2.3.7.2.1. Konut Fiyatlarındaki Düşüş

Küresel mali krizin nedenlerinden biri konut fiyatlarındaki artış olduğuna göre, konut fiyatlarındaki düşüş de etkilerinden biridir. Bazı konut kredilerinin geri ödenmemesi sonucunda konut piyasası yukarıda anlatılan kısır döngüye girmiş ve Amerika Birleşik Devletleri'nde konut değerleri 2007 yılının başından itibaren önemli ölçüde düşmüştür. Konut fiyatları neredeyse %100 artış göstermiş; 2007 yılına gelindiğinde ise sert bir düşüş yaşanmıştır. Benzer düşüşler Birleşik Krallık'ta da görülmüştür.

2.3.7.2.2. İşsizlik Oranlarında Artışlar

Küresel krizin işsizlik oranları üzerinde büyük etkisi olmuştur. Özellikle Amerika Birleşik Devletleri ve gelişmiş ülkelerde yükselen bu oran dikkat çekmektedir. Türkiye'de ise hâlihazırda yüzde 10'un altında kalan işsizlik oranı, krizle bu seviyelerin altında kalmaya devam etmiştir.

2.3.7.2.3. Enflasyonist Etki

Enflasyon, 2007 ve 2008 yıllarında mali kriz dışındaki nedenlerle yükselmiştir. Bu dönemde petrol ve gıda maliyetlerindeki artış, önemli bir enflasyonist etki yaratmıştır. Enflasyon oranları, özellikle artan enerji talebine sahip gelişmekte olan ülkelerde keskin bir şekilde artışa geçmiştir. Petrol fiyatlarındaki düşüşün ve ekonomik krizin etkisinin azalmasıyla enflasyonist eğilimlerin azalacağı tahmin edilmektedir.

2.3.7.2.4. Regülasyonlar ile Müdahaleci Yaklaşımlar

Mali krizin ek bir etkisi, özellikle gelişmiş ülkelerde, düzenleme ihtiyacının artmasıydı. Hedge fonları gibi zayıf düzenlenmiş tehlikeli ürünlerden tipik bankacılık işlemlerine kadar finansın tüm alanlarında yeni kurallar bekleniyordu. Piyasanın tüm sorunlarını kendi başına çözeceği veya kendi kendini düzenlemenin yeterli olduğu argümanı artık yaygınlığını yitirmişti (Alantar, 2008).

2.3.8. SARS-CoV-2/COVID-19 Küresel Tıkanma

Sağlık, toplumların üretken olması ve refaha kavuşması için hayati öneme sahiptir. Hastalık gibi sıkıntılı durumların; üretimi, seyahati, eğlenceyi, mal tüketimini ve genel olarak ekonomiyi etkilemesi muhtemeldir. Dünya son zamanlarda birçok viral salgınla karşı karşıya kaldı; 2003'te SARS-CoV (Ağır Akut Solunum Yolu Yetersizliği Sendromu), 2012'de MERS-CoV (Orta Doğu Solunum Sendromu)ve 2014'te Ebola.

Batı Afrika’da ortaya çıkan Ebola, Kore’de ortaya çıkan MERS ve diğer birçok salgın gibi sağlık felaketleri, küresel sağlık güvenliğine daha fazla yatırım yapılmasına neden olmuştur. Salgınların veya pandemilerin sadece küresel sağlık etkilerinin olmadığı, aynı zamanda çeşitli sosyo-ekonomik etkilere de yol açtığı açıktır (Rizvi, Itani, 2021).

Batı Afrika’da yayılan Ebola virüsü, bu tür bulaşıcı hastalıkların ciddi ve öngörülemeyen ekonomik etkilerinin olabileceğini doğrulamıştır. Bu hastalık nedeniyle GSYİH büyümelerinde meydana gelen değişimler incelendiğinde; Liberya’da %8,7’den %0,7’ye, Sierra Leone’de %5,3’ten %0,8’e gerilediği bildirilmiştir (Dünya Bankası, 2016). 2003 yılında, SARS salgını sırasında, Dünya Sağlık Örgütü (DSÖ) tarafından bir uyarı yayınlandıktan sonra sadece iki ay içinde Hong Kong’a gelen turist sayısı %68 oranında azalmış, Singapur’da ise bu azalmanın %70 civarında olduğu bildirilmiş ve turizm sektörü kötü bir şekilde etkilenmiştir (Begley, 2013). Yaklaşık 800 kişinin öldüğü ve 8000’den fazla kişinin enfekte olduğu SARS salgını döneminde, uluslararası ekonomik kaybın toplamda 40 milyar Amerikan Doları olduğu hesaplanmıştır (Oberholtzer ve diğ., 2004). Dünya Bankası, 1997 ile 2009 yılları arasında altı ana salgından kaynaklanan ekonomik kayıpları tahmin ettikleri bir analiz gerçekleştirmiş ve analizleri en az 80 milyar Amerikan Doları tutarındaki kayıpları ortaya çıkarmıştır (Barret, Bouley, 2015). Bu nedenle, bu tür salgınların önemli ekonomik etkilerinin yanı sıra geniş kapsamlı etkilerinin sadece sağlık sektörü ile sınırlı olmadığı ve bu tür salgınların sağlık sektörünün çok ötesinde etkileri olduğu sonucuna varılmıştır. Bu kapsamda, Dünya Sağlık Örgütü de hastalıkların kapsamlı ekonomik etkisinin değerlendirilebileceği bir çerçeve ortaya koymuştur (DSÖ, 2009).

COVID-19 salgını, Aralık 2019 yılında Çin’in Wuhan kentinde başlayarak küresel bir salgın haline gelmiştir. Hastalık resmi olarak 2019 yılının 31 Aralık günü DSÖ’ye bildirilmiş ve ilk can kaybı 11 Ocak 2020 tarihinde kaydedilmiştir. Mart ayının başında Avrupa’da belirtilen teyitli vaka sayılarındaki keskin artış ile birlikte, hastalığın yeni merkez üssü Avrupa olarak ilan edilmiştir. Avrupa’da şok yaratan bu süreç, virüsün şaşırtıcı bir şekilde yayılmasının ardından, sağlık hizmetleri ve genel farkındalık açısından ülkelerin ve halkların gevşek ve değişken yanıtı ile vaka sayılarında üstel bir büyümenin ateşini fitillemiştir. Bu duruma tepki olarak, başta Avrupa Birliği (AB) olmak üzere birçok hükümet acil eylem gerektiren bir dizi zorluk ile yüzleşmemek ve virüsün yayılmasını engellemek için çok katı ve benzeri görülmemiş önlemler almak

zorunda kalmıştır. Bazı ülkeler, insan hareketliliği ve ekonomik güçteki yetersizlik gibi koşullar nedeniyle önlemleri başarılı bir şekilde uygulayamamış ve yayılmayı azaltamamıştır (Günay, Can, 2022). İşletme, sağlık ve mali sektördeki bu birleşik kriz, yatırımcıların benzersiz zorluklarla karşı karşıya kalmasına neden olmuştur. Devletler bazında ekonomik sınamalara yol açarak küresel finansal strese yol açmıştır.

COVID-19 salgını, Büyük Buhran'dan bu yana görülen en kötü küresel ekonomik durgunluğun nedeni olmuştur. Bu salgının etkisi yıkıcı ve çok yönlüydü. Firmaların, finansal araçların ve ekonomilerin finansal sürdürülebilirliğini aynı anda tehlikeye atmış ve halen devam eden bir takım oynaklıkların kaynağı olmuştur (Yarovaya ve diğ., 2020). Finansal piyasalarda önemli düzeyde belirsizliklere neden olarak fiyat artışlarını tetiklemiştir. COVID-19, gıda fiyatlarında kısa vadeli oynaklık yaratarak genel talep üzerinde olumsuz bir etki yaratmıştır. Bu durum, politika yapıcılar, firmalar, yatırımcılar gibi ekonomide büyük role sahip paydaşların çeşitli zorluklarla karşı karşıya kalması durumuna neden olmuştur. Neredeyse tüm varlık sınıfları (Mirza, Rahat, ve diğ., 2020; Yarovaya ve diğ., 2021), ve tüm finansal piyasalarda (Mirza, Naqvi, ve diğ., 2020; Rizvi ve diğ., 2020) yüksek derecede oynaklık ve belirsizlik gözlemlenmesine neden olmuştur.

Salgının tüm dünyayı etkilemesi ile 2008 Küresel Finansal Krize göre daha fazla ekonomik etkilere sahip olduğu görülmüştür. Kişilerin tüketim alışkanlıklarını değiştiren ve firmalar ile işverenlerin özellikle çalışanlara yönelik kısıtlamaya gitmesine neden olan yeni bir ekonomik düzende, küresel çapta büyük ölçekli finansal tedbirlerin uygulanmasına neden olmuştur. Bu kapsamda, gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin merkez bankalarında varlık alımları, likidite arttırımı, faiz indirimi ve kredi destek programları gibi uygulamaları başlamıştır. Seyahat kısıtlamaları, çalışma saati düzenlemeleri, sokağa çıkma yasakları ile birlikte hane gelirlerinde azalma ile arz/talepte daralmaya varan ve üretimi direkt etkileyen Büyük Buhran'dan beri yaşanılmayan bir ekonomik kriz ortamına zemin hazırlamıştır (Oral, Sevinç, 2020).

COVID-19 salgını, tarım sektörünün dayanıklılığını teste tabi tutmuştur. Otel ve restoranlardan gelen talepteki dünya çapındaki düşüş, tarımsal emtia fiyatlarında %20'lik bir düşüşe neden olmuştur (Nicola ve diğ., 2020). Rusya'nın Viyana'daki Petrol İhraç Eden Ülkeler Örgütü (OPEC) toplantısında pandemi tarihlerinin açıklanmasının ardından petrol üretimini azaltma konusundaki isteksizliği, Suudi Arabistan'ı benzeri görülmemiş indirimler ve tüketicilere ek petrol pompalama

tehditleri ile yanıt vermeye teşvik etmiştir. 23 Mart'ta Brent Ham Petrol fiyatı yaklaşık 30 yıl içinde bir günde en fazla düşüşü yaşadı. Bunun nedeni, OPEC'in fiili lideri olan Suudi Arabistan'ın petrol arzını Şubat ayına göre %25 artırarak üretimini daha önce görülmemiş bir seviyeye çıkarmasıydı. Brent Ham petrol 34 \$/varilden %24 düşerek 25,7 \$/varil'e düşmüştür (Domonoske ve Schneider, 2020). İngiliz Plastik Federasyonu (BPF), COVID-19'un İngiliz imalat şirketlerini nasıl etkilediğini belirlemek için bir anket yapmıştır. Ankete katılanların neredeyse tamamı pandeminin ticari faaliyetler üzerindeki olumsuz etkisine ilişkin endişelerini belirtmişlerdir (Yu ve diğ., 2021). İthalat sorunları ve personel eksiklikleri, tedarik zincirlerindeki aksaklıklar ve izolasyon politikaları nedeniyle işletmeler sorunlar yaşamaya başlamışlardır. Çoğu üretim şirketi için “evde çalışma” opsiyonu uygun olarak görülmemiştir.

Kimya Endüstrisinin küresel üretimini %1,2 oranında azaltacağı tahmin edilmiş ve sektör için 2008 mali krizinden bu yana yaşanan en düşük büyümenin tüm ülkeler için olası etkilerini göstermesine neden olmuştur. Çin'de üretimde büyük paya sahip BASF gibi büyük kimya üreticileri, faaliyetlerini ertelemek zorunda kalmışlardır. Bu durum beklenen büyümenin yavaşlamasına katkıda bulunmuştur (Knieps, 2020; Nicola ve diğ., 2020).

Dünyanın dört bir yanındaki topluluklar, finansal piyasalar, şirketler ve kuruluşlar, tüm ekonomiler üzerinde istenmeyen bir etkisi olan COVID-19'dan etkilenmiştir. Koordine edilmemiş hükümet müdahaleleri ve karantinalar, tedarik zincirinde aksamalara yol açmıştır. Çin'de karantina ve izolasyon politikalarının uygulanması, genel olarak mal ve hizmetlerin tüketiminde, talebinde ve kullanımında azalmaya neden olmuştur. Bu durum, sanayilerin emtia çıktısında büyük bir düşüşe yol açmıştır (Yap, 2020). COVID-19 dünyanın diğer bölgelerine yayıldıkça Çin, diğer ülkelerden daha hızlı toparlanmaya başlayacak ve bu da Çin'in ticari müzakere gücünü ABD'ye kıyasla artıracaktır. Gerçekten, Çinli işletmeler, borsaya güçlü bir şekilde bağımlı olan ve zorunlu olarak ondan etkilenen batılı eşdeğerlerini satın almak için mükemmel bir konumda olacaklardır (Wilson, 2020).

Tedarik zincirindeki bozulmanın yanı sıra sermaye piyasası sektörü de etkilenmiştir. Amerikan borsasındaki 500 büyük şirketin hisse senedi performansını ölçen bir borsa endeksi olan S&P 500, Dow Jones Sanayi Ortalaması ve NASDAQ, ABD hükümeti Korona virus yardım paketleri ile ekonomisini güvence altına alana kadar önemli ölçüde düşüş göstermiştir. Yardım paketi uygulamasından sonra ise bu endekslerde

sırasıyla %7,3, %7,73 ve %7,33 oranında artışlar görülmüştür. Ayrıca, 10 yıllık ABD Hazine tahvil getirileri %0,67'ye gerilemiştir (Elliot, 2020). Asya piyasalarında, Çin'den Shanghai Composite, Hong Kong'dan Hang Seng ve Güney Kore'den KOSPI ile aynı seyir izlenmiştir. Düşüş yaşayan piyasalar hükümet desteğinin ardından hisse senetleri yükseltmişlerdir. Japonya'nın Nikkei endeksi %2,01 artmıştır. Avrupa'nın tahvil getirileri çoğunlukla düşmüştür. 2011–2012 avro bölgesi krizinde karşılaşılan piyasa stresi darbe seviyelerine ulaşmıştır. 23 Mart 2020'de, Alman DAX, İngiliz FTSE 100 ve Euro Stoxx 50 düşüş yaşamıştır. Ancak AB'nin kurtarma paketi üzerinde anlaşmaya varıldıktan sonra önemli ölçüde yükselmeler görülmüştür. Bu dönemde, altın dolar karşısında %0,65 değer kaybetmiştir (Nicola ve diğ., 2020).

Küresel hisse senedi piyasalarındaki düşüş, kritik likidite seviyelerine sahip oynak bir ortam yaratmıştır. likiditeyi korumak ve ekonomik şoku hafifletmek için küresel merkez bankaları harekete geçerken, bazı liderler "whatever (ne olursa olsun)" stratejisini benimsemiştir (Buck ve diğ., 2020). Tahvil piyasalarının büyük ölçekli devlet tahvili ihracıyla baş etmede zorluk yaşayabileceğini ve merkez bankalarının bu tahvilleri benzeri görülmemiş bir ölçekte satın alarak müdahale etmek zorunda kalabileceği belirlenmiştir (Wilson, 2020).

Hem seyahat arzı hem de talep üzerinde etkili olan COVID-19 salgını, turizm sektörünü en çok etkileyen faktörlerden biri olmuştur. Dünya Seyahat ve Turist Konseyi, dünya çapında seyahat ve turizm endüstrisinde işleri tehlikeye giren 50 milyondan fazla işçinin olduğunu belirtmiştir (Faus, 2020). Seyahat ve turizm endüstrisinden elliden fazla Avrupalı kamu ve ticari gruptan oluşan Avrupa Turist Manifestosu koalisyonu, acil eylem gereğini vurgulamıştır. Buna ek olarak, AB'nin Korona Müdahale Yatırım Girişimi, nakit ve finansal kaynakların yanı sıra likidite sıkıntılarını hafifletmeye yardımcı olmak için turizm ve seyahat endüstrisine ulusal ölçekte hükümet yardımı sundu. İttifak ayrıca Avrupa İşsizlik Reasürans Planının başlatılması için çağrıda bulunmuştur (Nicola ve diğ., 2020).

Vietnam, 2019'un ilk çeyreğinde yaklaşık 1,45 milyon Çinli ziyaretçi almasına rağmen bu sayı Ocak 2020'de 644.000 kişi azaldı. COVID-19 pandemisi 2020'nin ikinci çeyreğine kadar uzanması durumunda Vietnam turizm sektörünün 5 milyar dolarlık zarara uğrayacağı tahmin ediliyordu (Times, 2020). Ayrıca Filipinler, ülkenin tüm yıllık GSYİH'sında %0,3–0,7'lik bir daralma öngörmekteydi. Amerika Birleşik Devletleri'nde, zorunlu olmayan tüm seyahatlerin kısıtlanması, ABD-Kanada

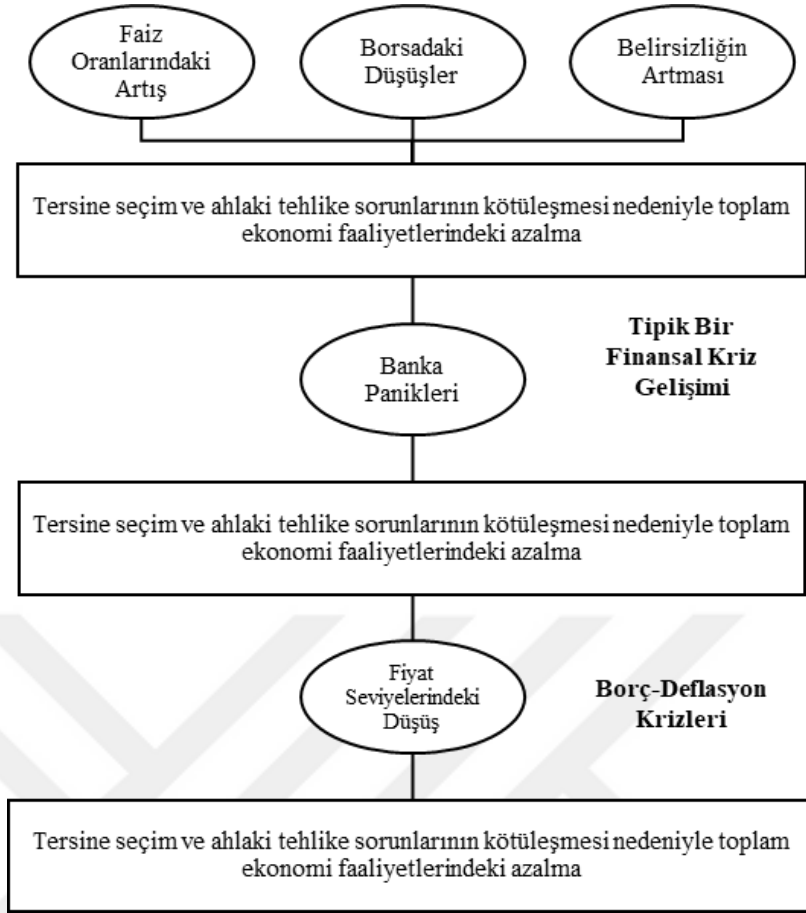
sınırlarının kapatılması ve vize hizmetlerinin askıya alınması, Amerikan ekonomisinde bozulmalara yol açmıştır (Nicola ve diğ., 2020).

Türkiye’de teyit edilen ilk vakanın 2020 yılı Mart ayında açıklanması ile birlikte ekonomide bazı değişiklikler gözlemlenmiştir. T.C Hazine ve Maliye Bakanlığı’ndan açıklanan verilere göre, ilk vakanın tespit edildiği ayda (Mart 2020), merkezi yönetim bütçesi bir önceki seneye göre %18,2 azalarak, bütçe açığı bir önceki aya (Şubat 2020) göre %43,4 gerilemiştir. Bütçe harcamalarının artmasına ve gelirlerin azalmasına neden olmuştur. Mart ayında açıklanan istihdam rakamlarının 2008 krizinden bu yana en düşük seviyeye ulaştığı bildirilmiştir. Önceki yıla göre Nisan 2020 ihracat değerleri, bazı Avrupa ülkeleri için (Fransa, İspanya, İngiltere, İtalya, Belçika ve Almanya) %35,9 ile %66 arasında düşmüş, ABD için ise ihracatın %25,1 oranında düştüğü belirtilmiştir. Türkiye için salgın öncesi ve sonrası dönemleri kapsayan ve kurumlar vasıtasıyla belirlenen büyüme tahminleri %3 ile %8 arasında azalış göstermiştir. Türk Lirası’na yapılan müdahalelere rağmen diğer ülke para birimlerine göre değer kaybetmiş ve salgın sonrasında enflasyonda yükselmeler kaydedilmiştir (Adıgüzel, 2020).

2.4. Finansal Kriz Türleri

Ekonomik kriz çeşitli şekil ve biçimlerde kendisini göstermesine rağmen, iki grup altında incelemek mümkündür. Bunlardan birincisi reel sektör krizleri olarak nitelendirilen krizlerdir. Reel sektör krizleri, işgücü, mal ve hizmet piyasalarındaki istihdam ile çıktıda önemli düşüşlerin olmasıyla karakterize edilebilir.

Şekil 1, finansal kriz sürecinin beş aşamasının bir özetini göstermektedir. Mishkin'e göre, aşağıda sıralanan durumlar hemen hemen tüm finansal krizlerde ortaya çıkar. Borç-deflasyon (döviz kısıtlaması) sorunları sonucunda bir kriz ortaya çıkıyorsa, bu geleneksel bir finansal kriz değildir. Hangi şekilde olurlarsa olsunlar bu unsurların uygulamaya konulması, daha fazla ters seçim ve ahlaki tehlike sorunları nedeniyle finansal bir krize ve ekonomik aktivitede düşüşe neden olacaktır. Resmin üst kısmında hemen hemen tüm finansal krizlerde meydana gelen olaylar, alt kısmında ise borç veya deflasyon durumunda meydana gelen olaylar listelenmiştir (Mishkin, 1991).



Şekil 1: Finansal Kriz Anatomisi

Mishkin, F. "Anatomy of Financial Crisis", NBER Working Paper Series, NO: 3924, December 1991, s.12

Para krizleri, büyük ve ani yabancı sermaye çıkışları gibi spekülatif saldırılar ile, uluslararası rezervlerde düşüş ve faiz oranlarındaki aşırı dalgalanmalar sonucu ulusal paraya olan inancın kaybolması ve merkez bankasının sermaye üzerindeki kontrolünü kaybetmesi ile açığa çıkmaktadır. Döviz kurunda, yüzde 10 ile 25 arasında değişen nominal değer kaybı şaşırtıcıdır (Frankel ve Rose, 1996). Bu koşullar altında döviz krizleri ve ödemeler dengesi krizleri ortaya çıkmaktadır.

Sistemik finansal krizler, finansal sistemin kredi dağıtımını, ödemeler ve varlık değeri gibi temel süreçlerini bozan ve fiili ekonomi üzerinde olumsuz etkileri olan şoklar olarak tanımlanmaktadır.

Bir dış borç krizi, bir hükümetin yurtdışı ödeme güçlükleri nedeniyle kamu veya özel sektör yükümlülüklerine ilişkin anapara ve faizi ödeyemediğini iddia etmesi durumunda ortaya çıkar (Yavaş, 2007).

İkiz kriz deyimi, parasal ve finansal krizlerin aynı anda meydana geldiği ve yakın vadede birbirini etkilediği bir senaryoyu ifade eder. İkiz krizlerin en iyi çağdaş örnekleri 1982'de Şili, 1992'de Finlandiya ve İsveç ve Asya krizleridir.

Öte yandan bankacılık krizleri, 2001 yılından sonra gündeme gelen ve 2008 yılında Amerika Birleşik Devletleri'nde yaşanan krizle gündemden düşmeyen bir tür kriz haline gelmiştir. Günlük banka likiditesi, uluslararası faktörlere bağımlılığı açısından çok istikrarsızdır. Diğer nedenler ise, donuk krediler sonucu banka bilançolarının bozulması, ticari kredilerin vadelerinin kısılması ile reel sektörden kredi talebinin azalması, vadesiz hesaplardan ani çekilmeler, vadeli mevduatların çok kısa sürmesi, menkul kıymet piyasalarındaki ani ve keskin dalgalanmalar, finansal sistemdeki istikrarsızlık ve sermaye erozyonu ile açığa çıkan piyasa şokları olarak bilinmektedir.

2.5. Finansal Kriz Erken Uyarı Sistemi

Öncü Öncü Göstergeler Metodolojisi, çeşitli tür ve konumlardaki krizleri açıklamak ve tahmin etmek için oluşturulmuş modellerde kullanılan açıklayıcı değişkenler ile geniş bir yelpazede değerlendirilebilir. Finansal kriz modellerinde kullanılan göstergeler, Kaminsky (2003) tarafından şu şekilde sınıflandırılmıştır: Birinci nesil krizlerde, kamu kesimi açıklarının GSYİH'ya oranı ve aşırı reel parasal büyüme kriz göstergesi olarak kabul edilmektedir. İkinci nesilde ihracat, ithalat ve reel efektif döviz kurları kriz göstergesi olarak kabul edilmektedir. Kriz göstergeleri olarak ticaret hadleri ve yurtiçi reel faiz oranı da dikkate alınmaktadır. Üçüncü nesil krizlere ilişkin göstergeler, yurtiçi kredi hacminin GSYİH'ye, M2'nin rezervlere, M2'ye, mevduata ve hisse senedi fiyatlarına oranını içerir. Yukarıdaki bilgilere göre literatürde yer alan öncü göstergeler arasında döviz kuru ve ödemeler dengesi göstergeleri, parasal ve finansal göstergeler ile reel sektör yer almaktadır (Yücel, Kalyoncu, 2010).

Finansal krizleri tetikleyen temel değişkenlerin belirlenmesinde ülke ekonomileri arasında farklılıklar bulunmaktadır. Sonuçta bu göstergeler sunulurken, her ekonomi mikro düzeyde incelenmekte ve makro boyutlar analiz edilmeye çalışılmaktadır. IMF, birkaç ülkede test ettikten sonra birkaç göstergeyi erken uyarı işaretleri olarak onaylamıştır. Borsa endeksleri şu şekilde özetlenebilir: enflasyon, kamu harcamaları, reel döviz kuru, kısa vadeli sermaye hareketleri, para arzı/rezerv oranı, kredi genişlemesi, ihracat hacmi, cari açık, bütçe açığı, bankaların döviz pozisyonları,

bankaların donuk alacakları (sorunlu krediler), yurtiçi faiz oranları ve yurtiçi-dış faiz farkı (Erdoğan, 2006).

Apoteker ve Barthelemy (2000), 1970'den 2001'e kadar olan aylık ve üç aylık verilere dayanarak, öncü göstergelerin 40 gelişmekte olan ülke için geçerli olup olmadığını belirlemiş, göstergelerin döviz kuru ile ilgili kısmı dışında krizi öngören göstergeleri kullanmışlardır. Aziz, Caramazza ve Salgado (2000), 1975 ile 1997 yılları arasındaki aylık ve yıllık verileri kullanarak 23 değişken üzerinden 20'si gelişmiş ve 30'u gelişmekte olan toplam 50 ülke için öncü göstergelerin geçerli olup olmadığını belirlemişlerdir. Çalışmanın bulgularına göre, döviz kuru ve rezervlerin ağırlıklı ortalamasının 1,5 katı hızda gerçekleşen standart sapma ile toplam ortalama, kriz olarak tanımlanmaktadır. Aşırı değerlendirme, dönemsel uluslararası ticaret oranları, enflasyon, iç kredilerdeki büyüme, M2/Rezervler, küresel reel faiz oranları ve cari işlemler dengesinin hepsinin krizi anlamada uygun olduğu gösterilmiştir.

Bruggemann ve Linne (2002), AB'de yer alan altı ülkenin yanı sıra Türkiye ve Rusya'ya ilişkin 1993'ten 2001'e kadar olan aylık verilere dayanarak, ABD Doları karşısında %20'lik bir devalüasyonun bu ülkelerde 10 iş günü sürdüğünü ve krize zemin hazırladığını ileri sürmüştür. Ancak, aşırı değerlemeye ek olarak, zayıf ihracat yapısı, rezervlerdeki düşüş ve finans sektöründen gelen veriler, sorunu açıklamada daha kesin sonuçlar vermektedir. Bir araştırmada, Meksika, Asya ve birkaç yükselen ülke ekonomisi dâhil 46 ulusun krizlerini incelenmiştir. Ağırlıklı ortalama döviz kurunun eşik değerini ve rezervlerdeki değişimi hesaplamışlardır (Mulder, Bussiere, 1999). Seçimden önce ve sonra yapılan bu araştırmalar, siyasi istikrarsızlığın krizin şiddeti üzerinde önemli bir etkisi olduğunu ortaya koymuştur. Collins (2001), hem gelişmiş hem de gelişmekte olan toplam 25 ulus için sinyal yaklaşımını incelemek için 1985'ten 1998'e kadar aylık verileri kullanmıştır. Döviz kurundaki ve rezervlerdeki değişimin ağırlıklı ortalaması eşik değeri 3 olarak belirlenmiştir. Önemli enflasyon yaşayan ülkeler için ek hesaplamalar kullanılmıştır. 1981'den 1989'a kadar olan yıllık verileri kullanan Kamin, Schindler ve Samuel (2001), 26 yükselen ekonomiyi inceledi. Kriz tanımı olarak reel döviz kuru ve rezervlerdeki değişim için ağırlıklı ortalamanın 1,75 eşik değeri olduğunu belirlemişlerdir. Önemli derecede enflasyon yaşayan ülkeler için ek hesaplamalar kullanılmamıştır. Krkoska (2001), 1994 ile 1999 yılları arasında üçer aylık veriler kullanılarak yapılan dört geçiş ekonomisi araştırmasında gelişen krizi karakterize etmiştir. Döviz kuru, faiz oranı ve rezervlerdeki ağırlıklı ortalama

değişimin iki alternatif eşik değeri belirlenmiştir. Birincisi %5, ikincisi ise %0,5'tir. Araştırmada standart sapmanın önceki 36 aya göre daha yüksek olduğu tahmin edilmiştir. Cari işlemler ile doğrudan yabancı sermaye girişleri arasındaki fark ise krizlerin kırılabilirliği açısından incelenen en önemli istatistiktir. Bu oranın %5'i aşması, yaklaşan felaketin bir işareti olarak belirlenmiştir. Nag ve Mitra (1999), bir krizi tanımlamak için 1980 ve 1998 yılları arasında Endonezya, Malezya ve Tayland için 2 eşik değerini belirledikleri çalışmada aylık verileri kullanmışlardır. Ortalamanın üzerinde standart sapmalara sahip oldukları belirlenmiştir. Değerlerin yaklaşık %80'i Asya krizi öncesi bir felakete işaret ediyordu. Krugman'ın 1979'da finansal krizlerin mantığına ilişkin açıklaması nedeniyle, krizlerin tanımı ve tahminine yönelik araştırmalar artmıştır. Krugman, 1979 yılındaki araştırmasında, bütçe açığını finanse etmek için para arzını artırmanın, ödemeler dengesi sorununu şiddetlendirdiğini ve rezervlerin azalmasının ise krizlere yol açtığını bulmuştur. Krugman'ın modeli, kriz öncesi sabit döviz kuru sistemi ve kriz sonrası sürünen pariteler ve para bantlarıdır (Frankel, Rose, 1996). Kaminsky, Lizondo ve Reinhart, hangi kriterlerin finansal felaketleri öngörebileceğini belirlemek için ampirik verileri incelemişlerdir (Reinhart ve diğ., 1997).

Birinci grup olarak adlandırılan araştırmada Dornbusch, Goldfajn, Valdes ve Edwards şişirilmiş döviz kuru, Krugman aşırı borç düzeyi ve Razin ve Milesi-Ferretti hizmet maliyetleri üzerinde yoğunlaşmışlardır. Bu grubun araştırmasında, finansal krizlerin oluşumunu ve ilerlemesini değerlendirmek için nitel analizler kullanmıştır.

İkinci araştırma grubu, kriz öncesi ve sonrası dönemlerin özelliklerine bakar. Eichengreen, Rose ve Wyplosz'un 1995 çalışması, Frankel ve Rose'un 1996 çalışması ve Moreno'nun 1995 çalışması gibi bu ayrımı temel alan çalışmalar, değişkenlerin kriz öncesi davranışlarını, sakin dönem olarak da bilinen kriz dışı dönem ile karşılaştırılmıştır. Edwards'ın 1989 araştırmasında, Edwards ve Santaella'nın 1993 araştırmasında ve Kamin'in 1988 araştırmasında kriz yaşamamış ülkeler kontrol grubu olarak kabul edilmiştir. Parametrik ve parametrik olmayan testler uygulanarak değerlendirilmiştir.

Üçüncü araştırma kategorisi, devalüasyona odaklanır ve belirli bir süre boyunca devalüasyon olasılığını inceler. Bu çalışmalarda, bir veya daha fazla ülke dikkate alınabilir ve olası bir para birimindeki değer kaybının büyüklüğüne ilişkin bir tahmin de sağlanabilir (Berg, Pattilo, 1999).

Kaminsky, Lizondo ve Reinhart'ın arařtırmalarında kullandıkları yaklařım, sözde dördüncü grubu oluřturan alıřmaların temelini oluřturmaktadır. Kaminsky, Lizondo ve Reinhart'ın alıřmaları, bugüne kadarki en kapsamlı ve derinlemesine olan ampirik arařtırma dır (KLR). KLR'ye göre, döviz kurunun aylık yüzde deęer kaybının aęırlıklı ortalaması ve rezervlerdeki aylık yüzde kaybının aęırlıklı ortalaması üç standart sapmayı ařtıęında bir finansal kriz meydana gelir (Berg, Pattilo, 1999). Yerel para biriminin aşırı deęerlenmesi ve mevcut denizařırı rezervlerin azalması sonucunda endeks yükselecektir (Karaor, Alptekin, 2006).

2.6. Yeni Nesil Finansal Krizlerin Öncü Göstergeleri

2.6.1. Kredi Temerrüt SWAP'ı (iTraxx Europe Crossover 50)

Karşı tarafın belirli bir prim karşılıęında kredi gibi finansal varlıklar üzerinde temerrüt riskini üstlenmesine izin veren bir finansal sözleşme türüdür. Krediler bu tür varlıklara bir örnektir. Kredi Temerrüt SWAP'larının (KTS) düşük likiditesi, tezgâh üstü piyasada işlem görüyor olmalarına bağlanabilir. Bu nedenle, kredi temerrüt swaplarına dayalı endeksler türetilmiř, piyasa yapıcılar bu endeksleri tezgâh üstü ve organize piyasalarda altı aylık veya bir yıllık dönemlerde piyasadan toplamıř ve mevcut versiyonuna çevrilmiřtir. Böyle bir endeksin bir örneęi, iTraxx Europe Crossover 50'dir. Likit bir araç olan KTS endeksleri, bu şekilde yapılmasının bir sonucu olarak eřitli finansal piyasalar tarafından hızla benimsenmiřtir (Saglık, 2009).

KTS olarak yalnızca referans varlıęa dayalı bir takasa yatırım yapmak yerine, yatırımcılar, KTS endekslerinin tanıtılması ve yaygınlařması sayesinde artık piyasanın daha geniř bölümlerine ve sektörlere bir bütün olarak yatırım yapabilir duruma gelmiřlerdir. Bu durum, yatırımcıların portföylerini daha etkin bir şekilde eřitlendirmelerine olanak tanımıřtır. Böylece yatırımcılar bir bütün olarak yeni bir varlık türü olarak deęerlendirilebilecek KTS'ye yatırım yaparak bu varlıkları fiyatlama, bu varlıklardan kaynaklanan riskleri daha iyi yönetme ve varlıklarının likiditesini artırma fırsatına sahip olmuřlardır. Tüm bunlar, kredi temerrüt takaslarının yeni bir varlık türü olarak kabul edilebilmesi nedeniyle mümkün olmaktadır. En önemli kredi temerrüt swap endeksi grupları, iBoxx ve Trac-x, 21 Haziran 2004'te bir araya gelerek, řu anda Dow Jones iTraxx endeksleri olarak bilinen endeksi oluřturdular. International Index Company Limited, o sırada iTraxx endekslerini yönetmekten sorumluydu. Markit Group Limited (Markit Grubu) tarafından satın

alınan International Index Company Limited ve CDS IndexCo LLC şirketlerinin sahip oldukları iTraxx ve CDX LCDX endeksleri tek bir KTS merkezi oluşturulmuş olundu. Bu olayın ardından, daha önce Dow Jones iTraxx olarak bilinen endeksler, Markit iTraxx endeksleri olarak yeniden isimlendirildi. Markit Grubu, on altı büyük bankaya, hedge fonlarına ve firmanın çalışanlarına aitti. Şirketin bu kadar geniş tabanlı bir ortaklık yapısına sahip olması nedeniyle, şirketin yönettiği endeksler finans camiası tarafından onaylanmaktadır. Endekslerin oluşturulmasından piyasa yapıcılar sorumludur. 35'ten fazla finans kuruluşunun artık Markit iTraxx piyasa yapıcıları olarak faaliyet gösterme lisansı vardır. Bu piyasa yapıcılar, hem Asya hem de Avrupa için piyasaların yaratılmasından ve endekslerin ticaretinden sorumludur. Aşağıda bu endeks türlerinin temel bir açıklaması yer almaktadır (Parasız, Bildirici, 2015).

2.6.1.1. Markit iTraxx Endeks Türleri

2.6.1.1.1. Markit iTraxx Europe

Bu endeks, tümü aynı ağırlığa sahip 30'u tüketici sektöründe, 25'i finans sektöründe, 20'si TMT (telekom, medya ve teknoloji) sektöründe, 20'si enerji sektöründe, 20'si sanayi sektöründe ve 10'u otomotiv sektöründe bulunan 125 Avrupa referans varlığından oluşmaktadır. Bu endeksler genellikle 3, 5, 7 ve 10 yıllık vadelerle işlem görmektedir. Piyasa yapıcılar her altı ayda bir yeni güncellenmiş seriler üretirler.

International Index Company/Markit Group, Markit iTraxx Europe endekslerinin oluşturulmasından, yönetiminden ve yayınlanmasından sorumludur. 20 Mart ve 20 Eylül, her bir endeksin güncelleme aldığı tarihlerdir. Güncellemeler yılda iki kez yapılır. Endeksler, güncellendikleri gün veya o tarih bir iş günü değilse, o tarihin hemen ardındaki iş gününde başlar. Her endekste, referans varlıklara aynı miktarda ağırlık verilir. Markit iTraxx Europe endekslerini oluşturan bileşenlerin geçici üye listesi, listenin güncelleneceği tarihten önceki yedinci iş günü Markit Group'un internet sitesinde yayınlanır (Sağlık, 2009).

Markit Group, piyasa yapıcılarının katılması için telekonferanslar düzenlemekten sorumludur. Her piyasa yapıcının telekonferanslara katılma ayrıcalığı vardır ve her teklif için bir oy hakkı vardır. Piyasa yapıcılarının yüzde kırkının bir telekonferans için yeter sayı oluşturması gerekmektedir. E-posta ile oylama ve piyasa yapıcılar tarafından tekliflerin sunulması diğer seçeneklerdir. Çoğunluğu oluşturan katılımcı sayısı, telekonferansın önerilen değişikliklerinin (e-posta ile oy verenler dâhil) kabul nisabını

oluşturmaktadır. Ayrıca Markit Grubu, endeks oluşumuna ilişkin piyasa yapıcılar tarafından sağlanan her türlü bilgi ve belgenin gizliliğini korumakla yükümlüdür. Markit iTraxx Europe Crossover Endeksinin tipik olarak elli farklı varlık içermesine rağmen, piyasa koşulları gerektirdiği takdirde endekse dâhil edilen varlıkların sayısı önceden bildirilerek artırılabilir. Bir varlığın endekse dâhil edilebilmesi için karşılanması gereken birincil kriterlerin listesi aşağıdadır (Sağlık, 2009).

1. Başlangıç olarak, bu endekse dâhil olan tüm firmaların köklerinin Avrupa'da olması gerekiyor.
2. KTS için son altı ayda en yüksek işlem hacmine sahip firmalar puanlanarak toplamda en yüksek hacme sahip olan firmalar belirlenmelidir ve en yüksek hacme sahip ilk 50 firma bu şekilde seçilir. KTS'lerin hacmi hesaplanırken, şirket içinde gerçekleşen işlemler bu hacmin bir parçası olarak kabul edilmez.
3. İki şirketin aynı kısaltmaya sahip ancak farklı kredi temerrüt swaplarına sahip olması durumunda, işlem hacmi her iki şirketin kredi temerrüt swaplarının işlem hacimlerinin toplamıdır. Daha likit kabul edilen şirket varlık endeksi üyesidir.
4. Aralarında yüzde elliye aşan bir kontrol bağlantısı varsa, şirketler tek bir varlık olarak faaliyet göstermektedirler.
5. Endekse dâhil olan şirketlerin kredi notlarının BBB-/Baa3/BBB- (sırasıyla Fitch, Moody's ve S&P tarafından belirlenen) eşiğinden düşük olması gerekmektedir. Birkaç kuruluş bir şirkete çeşitli derecelendirmeler sunduğunda, şirkete en düşük notu veren kuruluş kabul edilir (Sağlık, 2009).
6. Varlıkların endekse dâhil edilebilmesi için endeksin güncellendiği tarihten önceki beşinci işgünü sonuna kadar 100.000.000 Euro'dan fazla tirajlı olması gerekir. Dolaşımda olduğu düşünülen menkul kıymet sayısı, tahsisli satış hesaplarına katılmaz.
7. Endekste yer alan firmalar için kredi temerrüt swaplarının kredi marjı baz puanı, minimum vadesi beş yıl ve maksimum vadesi 1.250 baz puan olmak üzere iTraxx Finansal Olmayan Endeksin iki katına eşit olmalıdır. Beş yıl vadeli Finansal Olmayan Endeks kredi marjı baz puan bu bağlamda güncellemeden önceki son iş günü için uygundur (Sağlık, 2009).

2.6.1.1.2. Markit iTraxx LevX

Kaldıraçlı işlem yapan Avrupa şirketlerinin borca dayalı kredi temerrüt takasları (LCDS) bu endeksi oluşturmak için kullanılır. Bu kredi temerrüt swaplarının 35'i eşit ağırlıklı 1. sınıf borca dayalı kredi temerrüt swapları endeksini, eşit ağırlıklı 2. ve 3. sınıf borca dayalı kredi temerrüt swapları endeksi ise kalan 35 kredi temerrüt swapını oluşturmaktadır (Sağlık, 2009).

2.6.1.1.3. Markit iTraxx Asia

Ex-Japan endeksi, Japonya merkezli olmayan ve aynı ağırlığa sahip 70 Asya referans varlığının performansını izler. Bu 70 referans varlığın 20'si, bu referans varlıkların ellisinin yatırım yapılabilir derecesine sahip olmasına rağmen yüksek getirili olarak sınıflandırılmıştır. iTraxx Japonya endeksi eşit ağırlıklı 50 Japon referans varlığından oluşurken, iTraxx Avustralya endeksi eşit ağırlıklı 25 Avustralya referans varlığından oluşur. iTraxx Australia 5 ve 10 yıl vadeli, iTraxx Japan 3, 5 ve 10 yıl vadeli işlem görürken, iTraxx Asia Ex-Japan, iTraxx Japan 80 ve iTraxx Japan HiVol 5 yıl vadeli işlem görmektedir (Sağlık, 2009).

Sonuçlarda tarafsızlığı ve güveni korumak için endeksler, bir dizi titiz ilke kullanılarak hesaplanmaktadır. En yüksek likiditeye sahip referans varlıklar endekse dâhil edilmek üzere seçilir. Her yılın 20 Mart ve 20 Eylül'ünde endeksler yılda iki kez güncellemelerini alır. Bu güncelleme sırasında endeks, önceki altı ay boyunca Avrupa'da ve önceki on iki ay boyunca Asya'da piyasadaki en likit olan varlıklardan oluşacaktır. Markit Grubu günde iki kez Londra saatiyle 11:00 ve 16:00'da endeksler için hesaplamalar ve duyurular yapmaktadır (Sağlık, 2009).

2.6.2. Volatilite Endeksi (VIX)

Amerika Birleşik Devletleri'ndeki S&P 500 hisse senedi opsiyonlarının fiyatı, piyasanın otuz gün sonraki volatilite beklentisini göstermek için kullanılmaktadır. Chicago Opsiyon Borsası Kurulu (CBOE), yatırımcıların finansal piyasalar üzerindeki kaygı ve endişe düzeylerini ölçmenin bir yolu olarak VIX'i geliştirmiştir.

Bazen VIX olarak da bilinen CBOE Oynaklık Endeksi, ilk olarak 1993 yılında CBOE tarafından üretilmiş ve hesaplanmıştır. O zamandan beri, hisse senedi piyasalarının oynaklığının derecesinin bir ölçüsü olarak yaygın olarak kullanılmaktadır. Robert E. Whaley, VIX'in geliştirilmesine en çok katkıda bulunan kişiydi. Hisse senedi opsiyonlarının değerleri, kısa vadeli oynaklık beklentilerini ölçen VIX'i hesaplamak

için kullanılır. Formül, S&P 500 endeksine dayalı kısa vadeli ve sonraki dönem (yani önümüzdeki iki ay) için seçenekleri dikkate alır ve varyans, bu seçeneklerin 30 gün içinde sona ereceğini göstermek için hesaplanır. Süresinin dolmasına sekiz günden az kalan seçenekler hesaplamanın dışında tutulur. 2003 yılında, VIX'i hesaplamak için kullanılan metodolojide bazı ayarlamalar yapılmıştır. En önemli değişiklikler, opsiyonlara dayalı endeksin daha önce S&P 100 iken şimdi S&P 500'e dayanacak olması ve oynaklığın sadece kırılma yerine çok çeşitli kullanım fiyatlarına göre belirlenecek olmasıdır. Ayrıca VIX'in yeni değeri, geçmişte olduğu gibi Black-Scholes opsiyon fiyatlandırma modeli kullanılarak belirlenmemektedir. Yeni VIX, zararına satılan alım opsiyonlarının ağırlıklı fiyatlarının ortalaması alınarak hesaplanır (Bildirici ve diğ., 2019).

30'dan fazla olan bir VIX derecesi, risk ve oynaklıkta bir artışa işaret ederken, 20'den düşük bir değer, algılanan riskte bir azalmaya işaret eder. CBOE, her işlem günü boyunca VIX'in her dakika boyunca güncellemelerini yayınlar. VIX'e olan yoğun ilginin bir sonucu olarak, CBOE 2004'te VIX Vadeli İşlemleri ticaretine başlamış ve bunu 2006'da VIX'e dayalı opsiyonlar izlemiştir. Standart sapma ve VIX hesaplamaları (2.1) ve (2.2) nolu denlemlerde verilmiştir.

$$\sigma^2 = \frac{2}{T} * \sum \frac{\Delta K_i}{K_i^2} * e^{RT} * Q(K_i) - \frac{1}{T} * \left[\frac{F}{K_0} - 1 \right]^2 \quad (2.1)$$

$$VIX = \sigma * 100 \quad (2.2)$$

Burada, σ : standart sapma, T: opsiyonun vade sonuna kalan süresi, F: endeks opsiyon fiyatlarına dayanan endeksin vadeli seviyesi, K_i : i'nci zararda opsiyonun kullanım fiyatı (yani eğer $K_i > F$ ise alım, $K_i < F$ ise satım opsiyonu), ΔK_i : kullanım fiyatları arasındaki fark, yani i'nci kullanım fiyatının alt ve üstünde yer alan kullanım fiyatları arasındaki farkın yarısıdır. Kullanım fiyatları arasındaki fark denklem (2.3)'de verilmiştir.

$$\Delta K_i = (K_{i+1} - K_{i-1})/2 \quad (2.3)$$

Ayrıca denklem (2.1)'de ifade edilen, K_0 : F'den sonraki ilk kullanım fiyatı, R: risksiz yatırım faiz oranı, $Q(K_i)$: i'nci opsiyonun geçerli fiyatıdır.

2.6.3. Dow Jones Industrial Average/Dow Jones Sanayi Endeksi (DJIA)

Dow 30 olarak da bilinir. Endeksin adında "sanayi endeksi" kelimesi geçse de bu deyim tarihi bir kavrama atıfta bulunur ve şu anda bulunan endüstriyel işletme sayısı çok fazla değildir. Endeks, New York Menkul Kıymetler Borsası'nda işlem gören ve halka açıklık oranı otuzun üzerinde olan en büyük otuz şirketi içermektedir. Endeks, büyük şirketlerin sonuçlarını derlediği için hisse senedi piyasaları için öncü bir gösterge işlevi görmektedir (Sağlık, 2009).

2.6.4. Morgan Stanley Capital International (MSCI) Endeksi

Morgan Stanley Capital International'ın kısaltması olan MSCI endeksi; bir yatırım araştırma şirketi olarak kurumsal yatırımcılara ve hedge fon sahiplerine hisse senedi endeksleri, portföy riski ve performans analitiği gibi yönetim araçları sunmaktadır. MSCI, Morgan Stanley'in Capital International'ın veri lisans haklarını 1986 yılında satın almasıyla kurulmuştur. Günümüzde MSCI daha çok yatırım fonu ve Borsa Yatırım Fonu (ETF) tarafından karşılaştırma ölçütü olarak kullanılan hisse senedi endeksleri serisi ile tanınmaktadır (Kenton, 2020).

MSCI Barra şirketi, MSCI indeklerinden belkide en çok bilinen MSCI Gelişmekte olan Piyasalar Endeksi ve MSCI Sınır (frontier) Piyasalar endekslerini yönetmektedir. Ayrıca her yıl yeni ve çeşitli özellikte indeksler piyasaya sunmaktadırlar (Kenton, 2020).

Capital International şirketi, 1969 yılında ilk küresel borsa endeksleri olarak, Amerika dışındaki uluslararası piyasaları yansıtmak için bir dizi hisse senedi endeksi piyasaya tanıttı. Morgan Stanley 1986'da Capital International'ın veri lisans haklarını satın alarak MSCI kısaltmasını kullanmaya başladı ve bununla beraber Morgan Stanley şirketi MSCI'nin en büyük hissedarı oldu. 2004 yılında MSCI, bir risk yönetimi ve portföy analitiği şirketi olan Barra'ya tarafından yaklaşık 816,4 milyon dolara satın alındı. Her iki kuruluşun birleşmesi ile yeni bir firma olan MSCI Barra, 2007 yılında halka arz (IPO) MSCI hisse senedi altında New York Menkul Kıymetler Borsası'nda (NYSE) işlem görmeye başlamıştır. Firma, 2009 yılında ise tamamen bağımsız halka açık bir şirket haline gelmiştir (Kenton, 2020).

MSCI endeksinin çalışma şekline baktığımızda, MSCI hisse senedi endeksleri için hisse senedinin bulunduğu piyasasında kolay işlem gören ve yüksek likiditeye sahip olan hisse senetlerini seçer. Hisse senetleri mutlaka aktif yatırımcı katılımına sahip olmalı ve sahiplik kısıtlaması kesinlikle olmamalıdır. MSCI endekslerinde doğruluk ve verimliliği dengelemek zorundadır. Ayrıca, altta yatan hisse senedi piyasasını temsil edebilmek için yeterli sayıda temsili hisse senedi içermelidir. Aynı zamanda, ETF ve yatırım fonlarının endeksi takip edebilmesi için çok fazla sayıda da hisse senedi bulundurmamalıdır (Amadeo, 2021).

Her endeks, tüm hisse senetlerinin piyasa sermaye miktarının toplam değerini hesaba katar. Hisse senedi fiyatı, dışarıda kalan hisse sayısı ile çarpılır. Aslında Dow endeksinden farklı olarak, S&P 500 endeksi de aynı metodolojiyi kullanmaktadır. Piyasa değerleri hem ABD doları hem de yerel para birimi cinsinden hesaplanmaktadır. Bu da aslında döviz kurlarının etkisi olmadan endeksin nasıl seyir ettiği hakkında bir fikir verebilmektedir (Amadeo, 2021).

Endekler, Pazartesi'den Cuma'ya kadar günlük olarak güncellenmektedir. Buna ek olarak, her endeks üç ayda bir gözden geçirilir ve yılda iki kez hisse sayısı ve yansıtıcılığına göre yeniden dengelenir. Bu nedeni, endeksin ölçtüğü dayanak hisse piyasasının bileşimini hala doğru bir şekilde yansıttığından emin olmak için hisse senetleri eklenir veya çıkarılır. Böylece MSCI endeksleri piyasayı değiştirme gücüne de sahiptir. Çünkü bir endeks yeniden dengelendiğinde, onu karşılaştırma ölçütü olarak takip eden tüm ETF ve yatırım fonlarının da aynı hisse senetleri fonlarından alıp satmaları gerekmektedir. Buna ek olarak, endekse eklenen hisse senetleri genellikle hisse fiyatlarını da yükseltmektedir. Bunun tersi olarak, endeksten bir hisse senedi çıkarıldığında ise genellikle bu hareket hisse senedi fiyatını düşürmektedir (Amadeo, 2021). En çok tanınan ve karşılaştırma ölçütü olarak kullanılan MSCI endeksleri şöyledir;

- MSCI Gelişmekte olan Piyasalar Endeksi: 1988'de kurulan bu endeks; aralarında Çin, Hindistan, Tayland, Brezilya, Güney Afrika, Rusya ve Meksika'nında olduğu yükselen 24 ülkenin ekonomi bileşenlerini içerir.
- MSCI Sınır (Frontier) Piyasalar Endeksi: Asyadan seçilmiş olan ülkelerdeki finansal piyasaların performansını ölçümlemek için karşılaştırma ölçütü olarak kullanılan endeks; Ortadoğu, Afrika, Güney Amerika ve Avrupa piyasalarına

odaklanmaktadır. Kuveyt, Vietnam, Fas, Lübnan, Kenya ve Bahreyn gibi bazı sınır bölgelerinin hisse piyasalarını içermektedir.

- MSCI Tüm Ülkeler Dünya Endeksi (ACWI): 3.000'den fazla hisse senedi ile temsil edildiği 23 gelişmiş ve 26 gelişmekte olan piyasalardaki küçükten büyüğe hisse senetlerinin performansını izleyen, MSCI firmasının öncü küresel hisse senedi endeksidir.
- MSCI Avrupa, Avustralya ve Uzak Doğu (EAFE) Endeksi: Kanada ve Amerika Birleşik Devletleri hariç 21 gelişmiş ülke piyasalarından 918 hisse senedini içermektedir.

2.6.5. Baltık Kuru Yük Taşımacılığı Endeksi (BDI)

Baltık Kuru Yük Taşımacılığı Endeksi, 1744 yılına uzanan bir geçmişe sahiptir. Baltık kuru, 1985 yılında Baltık Kuru Yük Taşımacılığı Endeksi (BDI) olarak geliştirilmiştir. 1744 yılında, Londra'nın Threadneedle Sokağında, the Virginia ve Maryland adında bir kahvehane adını Viginia ve Baltic olarak değiştirmiştir. Yeni kimliği restaurant olan bu yer, İngiliz yerlilerinin gemilerle taşıdıkları malların sözleşmelerini yaptığı bir yer haline gelmiştir. Baltık Kuru Yük Taşımacılığı Endeksi, 23 nakliyat tüccarının oluşturduğu ilk komite ile bulunmuştur. Bu gelişme, 1857 yılında bir şirketin kurulmasına ve yapılandırılmasına neden olmuştur. Günümüzde, BDI deniz taşımacılığı ve ticari mallar için önemli bir bilgi edinme kaynağı olmasının yanında, ekonomi üzerinde yapılan tahminlerde kullanılan bir araçtır (Zucollo, 2013)¹. Hububat, demir cevheri, kömür, bakır ve benzeri temel hammaddeleri içerisinde BDI, genel bir gösterge olmuştur. BDI kullanılmaya başlandığı andan itibaren nakliyat fiyatlarının belirlenmesini sağlayan ve Dünya'daki ticaret faaliyetleri ile üretim aktivitelerinin nabzını tutan bir gösterge olmuştur (Lin, Sim, 2013).

Baltık Deniz Taşımacılık Endeksi (BFI), 1985 yılında bulunmuştur ve dünya deniz taşımacılığı ticareti için bir kriter oluşturmuştur. Gelişen pazar alanlarının yanı sıra Güney Amerika ve Uzak Doğu gibi yerlerin keşfedilmesinin sonucunda BFI popülerliğini yitirmiştir. Yatırımcılar her zaman yatırım kararlarında onlara yardım edebilecek göstergelere ihtiyaç duyarlar. Son yıllarda, BDI'ı ekonominin küresel

¹ BDI indeksinin oluşumunu sağlamıştır (provided an evaluation of the BDI index)

ölçekte bir göstergesi olmuştur². Ayrıca, BDI ham petrol fiyatlarına, limanlara ve yerleştirme ücretlerine bağlı olan yapısı onu küresel taleplere ve imal edilen ürünlere karşı hassaslaştırmaktadır³. BDI, demir-çelik, kömür, çimento ve hububat gibi hammaddelerin, fiyat ölçülerinin belirlenmesinde bir kaynak durumundadır. BDI, dünya çapında bulunan 23 farklı nakliyat yolunun ortalama fiyatlarının, günlük olarak toplanmasıyla oluşturulur. İşsizlik oranı, enflasyon ve petrol fiyatları gibi ekonomik göstergeler, devletler ve spekülörler tarafından etkilenebilir veya manipüle edilebilir. Fakat BDI'nın manipüle edilmesi veya etkilenmesi zordur. Çünkü BDI'nın arz – talep ilişkisi gibi faktörler tarafından yürütülmesi bunun bir nedeni olarak gösterilebilir. Bu nedenlerden bir diğeri ise, talepleri etkileyecek olan veya manipüle edebilecek olan Dünya'daki mevcut gemi sayısının sınırlı olmasıdır. Daha fazla geminin inşa edilmesi büyük maliyetlere neden oluşturabilecektir (Oomen, 2012).

Geman ve Smith (2012), BDI'nın yatırımcılar için 5 farklı alt endeks içeren bir araç ve gösterge teşkil ettiğini belirtmişlerdir. Bu alt endekslerin isimleri; 1998 yılında Panamax (BPI) , 1999 yılında Capesize (BCI) , 2000 yılında Baltık Handymax endeksi (BHMI) , 2005 yılında Supramax ve Handysize (BHSI) olarak bilinir. Ayrıca, German ve Smith Baltık Capesize endeksinin hesaplamasını açıklamışlardır. Bu hesaplamalar, Capesize kuru yük gemileri için 10 uygun rotadaki nakliyat fiyatı o rotalarda bulunan her rota için diğer 9 rotaya teşkil edilen önem baz alınarak yapılır. Panamax kuru yük gemileri için ise, 4 rotadan faydalanılır ve her rota için aynı ağırlıkta (%25) hesaplanır. Supramax gemileri 3 deniz rotası ve 6 yolculuk müsaadesine sahiptirler. Fakat Baltık Supramax endeksi sadece altı yolculuk müsaadesine sahiptir.

Bahsi geçen dört endeks, nakliyat zamanları, gemi malzeme maliyetleri ve deniz taşımacılığı boyutu ve ağırlığı için en iyisini temin eder. Bu endeksler sonucunda BDI, kuru yük deniz taşımacılığı fiyatlarının aritmetik ortalamaları ile hesaplanır. BDI, denklem (2.4) ile ifade edilmektedir.

$$\frac{(CapeSizeTC_{avg} + PanamaxTC_{avg} + SupramaxTC_{avg} + HandysizeTC_{avg})}{4} * 0.113473601 \quad (2.4)$$

Burada, TC_{avg}: ortalama gemi kiralama zamanını göstermektedir (Zucollo, 2013).

² Bir yatırımcının bakış açısında BDI indeksinin oluşumu hususunda okuyucu atıfları (Regarding the evaluation of the BDI index with an investor perspective, readers are referred to (<http://www.learningmarkets.com/understanding-the-baltic-dry-index/>))

³ Economic SYNOPSIS, St. Louis Federal fon bankaları (Federal reserve banks of St. Louis)

Ekonomik durgunluklardan sonra ve ekonomik büyümeler boyunca, hammaddelere olan talebin artışı bu alana yapılan yatırımları arttırır ve buna bağlı olarak nakliyat hacimlerinde büyümeler görülür. Tam tersine, ekonomik gerilemeler süresince, hammaddelere olan talep azalır ve bu durum kullanım kapasitesi yaratır (Oomen, 2012).

Küresel faktörler BDI'ndeki arz-talep ilişkisi üzerinde önemli bir rol oynamaktadır. BDI ve küresel piyasalar aynı ekonomik ve finansal hareketliliğe sahiptirler. Bunun nedeni piyasalardaki karışıklığın ve krizlerin, arz-talep ilişkisi üzerindeki etkileridir. Demir cevheri, fosfat, hububat ve alüminyum oksit, kuru yük taşımacılığının başlıca hammaddeleridir. Bu maddeler inşaat ve enerji sektörünün vazgeçilmez dinamikleridir. Ayrıca, navlun oranları, nakliyatın devam ettiği ve aynı kaldığı hammadde talepleri ile belirlenir.

Bulunan çeşitli karakteristikler, serinin lineer olmadığını ima eder. Ayrıca, BDI'nin etkilerinin küresel ekonomide ve borsa endekslerinin üzerindeki sonuçları incelenmemiştir. Yapılan çalışmalar arasında Oomen'in (2012) hipotezinde yer alan analizlerinde, BDI getirilerinin vadeli işlemler borsası getirileri üzerinde etkili olmasını ve BDI olası etkilerini, 11 gelişmiş ülkenin borsa endeksleri üzerinde incelemişlerdir. Çalışma, BDI borsa getirileri arasındaki ilişkinin tahmin edilebilir ve anlamlı olduğunu göstermiştir. Önemli bir bulgu ise, BDI'nin tahmin edici gücünün örneklem testi üzerine etkileridir. Çalışmalarında, veri tabanı 4 alt periyoda bölmüş ve anlamlı sonuçların 2001 ve 2007 yıllarında alındığını kanıtlamıştır ⁴.

Son dönemde BDI'nin popülerliğinin ardındaki nedenler Yamarone (2017) tarafından, Üretimin çok erken bir aşamasındaki fiyatların gelecekteki talebin tahminini yansıtan bir ölçü olması, Bir diğeri ise, gerçekleşmiş ekonomik işlemlerin bir ölçüsü oluşu, Dahası bir ticaret ölçüsü oluşudur. Öte yandan, öngörü oluşturabilme özelliklerine sahiptir. Fakat öngörü yeteneğinde indeks verilerinin doğası gereği kendi içinde bazı zorluklar yaşamaktadır.

Bildirici ve diğ., (2015, 2017) BDI'nin tahmin edilebilirliğinin zorluklarını tartışmakta ve serinin koşullu ortalama ve varyansta eşik etkilerine tabi olduğunu göstermektedir.

⁴ Oomen (Hipotezi ve verilerin ifadesi için konjektürlerin analizinde regresyon tahminlerini kullanmıştır. Bulmuş olduğu BDI'nin logaritmik sonuçlarıyla ileriye dönük borsa getirileri tahminlerini yapabilmektedir. MSCI serilerindeki artık değerlerin otokorelasyonun ayrılması ile tutarlılığı ve her regresyon için bağımsız değişkenlerin t-i içeren aylık gecikmelerini kıyaslamıştır

BDI'nin eşik tipi doğrusal olmayan davranışı, sevkiyat talep ve arz koşullarına dayalı fiyat ortaklığından kaynaklanmaktadır.

Kuru yük taşımacılığında, üretim hammaddeleri örneğin; demir, kömür, fosfat, tahıl ve alüminyum gibi büyük bir paya sahiptir. Diğer yük türleri, likit ve konteyner taşımacılığı olarak sınıflandırılabilir. Bununla birlikte, taşımacılık piyasası talepten türetilmiştir ve bu talep aslında dünyadaki nihai malların talebiyle bağlantılıdır. Bu nedenle hammaddelere yönelik gerçekleşen talep, aslında küresel ekonomide gelecekteki toplam talebin güçlü bir göstergesini oluşturmaktadır.

Mevcut küresel gemi filosunun sınırlı kapasitesi göz önüne alındığında, taşımacılık talebindeki artış navlun oranlarında keskin artışlara yol açmaktadır (Fusillo, 2004). Günlük navlun oranı denge fiyatındaki bu ani değişiklikler, BDI serisinin oynaklığının artmasına neden olmaktadır.

Genel olarak, üretimde kullanılan hammaddelere yönelik küresel talepteki değişikliklerle birleştiğinde, esnek olmayan gemi arzının, esnek olmamasından kaynaklanan kısa vadeli artan taleple başa çıkmak için esnek olmayan ve katı gemi arzının, BDI endeksinin koşullu ortalaması ve varyansındaki keskin dalgalanmalar üzerinde güçlü etkileri mevcuttur (Bildirici ve diğ., 2015; Jugovic ve diğ., 2015; Lun ve diğ., 2010).

Gözlemleye bildiğimiz kadarıyla, literatürde 2014 yılına kadar, BDI'nın modellemesine daha az odaklanılmış daha çok BDI'nın regresyon analizi, spektral analizi ve bulunan çeşitli özellikleriyle izlenen yol ile modelleme üzerinde çalışılmıştır. Yine gözlemleyebildiğimiz kadarıyla ilk olarak Bildirici ve diğ., (2014), TAR-TR-GARCH modelleriyle günlük BDI fiyat değişimlerinin rejime özgü oynaklığını araştırmış ve GARCH modellerinin TAR ve TAR-TR-GARCH artırmalarının tahmin doğruluğunu iyileştirdiğini göstermişlerdir.

Papilias ve Thomakos (2013), BDI yıllık büyümesinin sadece dönemsel olmadığını aynı zamanda döngüsel olduğunu ifade etmişlerdir. Spektral analizleri kullanarak, trigonometrik regresyonlar gibi döngüsel yapıları incelenmesi ile en basit model üzerinde çalışmışlardır. 3, 4 ve 5 çevrim periyotlarının frekansları incelenmiştir. Onların tahminleri, kısa ve orta vade çizgisine ve önümüzdeki altı ile on iki aylık BDI büyümesine odaklanmıştır. Çalışmanın sonucu 3 ile 5 yıllık yapının istikrarlı döngü

durasyonunun olduğunu göstermiştir ⁵. Bu analizlerinde döngüsel bileşenler için onlara yol gösterecek farklı modeller ve model ortalamaları ile performans değerlendirmesi üzerinde çalışmışlardır. Sonuç olarak, yardımcı bilgilerin kullanımının performans kazancında mümkün olduğunu kanıtlamışlardır. Ayrıca, önümüzdeki 12 aylık tahminlerin BDI yatırımları için belirleyici olup olmadığı konusunda bir risk yönetimi çalışması gerçekleştirmişlerdir. Çalışmalarının sonucu, uzun vadelerin BDI yatırımları ve vadeli piyasalarda risk azaltma yöntemleri için faydalı olduğudur. Trigonometrik model, daha iyi karar veren en iyi ekonomik modeli sağlar.

Chen, Meersman ve Voorde (2012), ana yollardaki kuru yük pazarının vadeli işlem oranlarını tahmin edilebilirliği üzerinde çalıştılar. Analizlerinde, BDI aylık değişimlerinden faydalanmışlardır. BDI aylık değişimleri zaman serilerinin gelecek yıllara ait tahminini yapan modellere uygulanmıştır. Bu modeller, performansın tahmin edilebilirliğinin belirleyici ve kullanılabilir olduğunu bulmuştur. Koentegrasyon testleri, spot fiyatlarının ve ticaret yollarının, tüm üç geminin boyutları ile uzun soluklu ilişkilere sahip olmadığını kanıtlamıştır. Ayrıca, onların tahminlerinde ARIMA, ARIMAX, VAR ve VARX kullanılmıştır.

Leonov ve Nikolov (2012) çalışmalarında, kuru yük taşımacılığındaki tahminlerinde dalgacık (wavelet) ve yapay sinir ağları (neural network) modellerini kullanmışlardır. Çalışmalarının amacı, Baltık Panamax 2A rotası ve Baltık Panamax 3A rotası nakliyat oranlarındaki dalgalanmasını analiz etmektir. Bunun yanı sıra, wavelet ve neural network modelleri karıştırılarak yeni bir analiz yöntemi bulunmuş ve nakliyat ekonomisinde bir diğer analiz yöntemi olarak kullanılmıştır. Wavelet zaman serilerinin çok ölçekli alt gruplara ayrılması olarak ifade edilir. Bu zaman serileri, farklı zaman frekanslarının ve gözlemlerinin modelleri arasındaki volatilité dinamikleri ile üretilir ve neural network tahmini için kullanılır.

Bulut, Duru ve Yoshida (2012), FILF (Fuzzy Integrated Logical Forecasting) kesin olmayan entegre mantıksal tahmini modeli kuru yük taşımacılığının zamanla sınırlı gemi kiralama sözleşme oranları etkilerinin performansı üzerinde çalışmışlardır. Tahmin aracı olarak kesin olmayan (fuzzy) c-means kümelenecekleri ile kesin olmayan

⁵ BDI'nın negatif senkronizasyonu, ABD doları ve hazine alanına karşı zayıftır. Ancak pozitif senkronizasyonu GBP/USD kuru oranları, ortaya çıkan hisse senetleri, bakır ve kalay üzerinedir. Ayrıca, BDI'nin senelik büyümlerinin konksiyonel otoregresyon ile gösterildiğini kanıtlamışlardır

zaman serilerinin otogresif dizaynında bir vektördür. Panamax ve Handymax kuru yük taşımacılığı zamanla sınırlı gemi kiralama sözleşmeleri oranları için mantıksal tahmin (VAR-FILF) modeline entegre edilmiş otogresif kesin olmayan bir vektörün değiştirilmesi üzerine çalışmışlardır. Açığa çıkan sonuçlar, Chen'in FTS modeli, iki değişkenli konvansiyonel zaman serileri modeli cFTS (Bi- cFTS) ile test edilmiştir. VAR-FILF modeli, bu modellerden daha kesin olduğu kanıtlanmıştır. Ayrıca, aralıkların uzunluğu tahmin sonuçlarını ve tahminin kesinliğini etkiler. Sonuç olarak, çalışmalarında Chen'in FTS modeli tahmin sürecinin kesin olmayan aralık uzunluğunun yapılandırılması için kesin olmayan c-means kümelermelerini önermişlerdir.

Geman ve Smith (2012), verileri iki periyoda bölmüşlerdir. İlk periyod, 1988 ile Temmuz 2003 arasında ve ikinci periyot ise 2003 ile 2010 arasındadır. Getirilerin normal olmadığını gözlemlemişlerdir ve normallik üzerine test uygulamışlardır ⁶. Geman ve Smith (2012), finansal literatürde farklı gemi taşımacılığı piyasaları, göstergiyi yönlendiren navlun oranları ve küresel ekonomide BDI ile onların ilişkileri üzerine çalışmışlardır. BDI için CEV (Varyansın Sabit Esnekliği - The Constant Elasticity of Variance), 1988 ve 2003 yılları arasında 2003 yılı ortalarında meydana gelebilecek bir kırılma tespit edilir ve bu nedenle model kırılma periyodunun öncesi ve sonrası olarak analiz edilmiştir.

Lin ve Sim (2013), BDI'nın az gelişmiş ülkelerin ticaretinde anlamlı ve nicel olarak bir yanıt oluşturduğunu bulmuşlardır. 2SLS tahminleri, ticarete %1'lik bir genişlemenin az gelişmiş ülkelerin GSYİH'sını yaklaşık %0,5 oranında artırdığını göstermektedir. OLS tahminleri ise bu durumun daha yüksek oranla gerçekleşebileceğini belirleyebilmektedir. Jurun ve diğ., (2015), temsilci denizcilik iş sonuçlarını, ortalama yıllık BDI değerleri ile ölçmek için düzeltilmiş Altman Z-skorunu kullandı. Çalışmalarının sonucunda, BDI'nin belirli hisseler için iyi bir alım veya satım sinyalini temsil ettiğini vurgulamışlardır. Başka bir deyişle, karar vermek için güvenilir bir temel sağlar. Kısa vadeli (üç aylık) ortalama BDI değerleri ile bir şirketin iş mükemmelliği arasında yüksek bir korelasyon olduğu keşfine dayanarak bu sonuca ulaşmışlardır.

⁶ . Normal olmayan BDI sonuçlarını analiz etmek için modelleme konuları ile ilgili olarak, fiyat yapışkanlığı (price stickiness) ve sürekliliği dikkate alınmalıdır.

Zeng ve Qu (2014), BDI'nın oynaklığını araştırmak için ampirik mod ayrıştırmasına (EMD) dayalı bir yöntem önermişlerdir. Bu yöntemde, orijinal navlun fiyat serisi, önce EMD kullanılarak birkaç bağımsız içsel moda ayrıştırılmıştır. Daha sonra, içsel modlar üç bileşen ile oluşturulmuştur. Bunlar; normal piyasa faaliyetlerinden kaynaklanan kısa vadeli dalgalanmalar, aşırı olayların etkisi ve uzun vadeli eğilimleridir. Sayısal deneyler, önerilen yöntemin, farklı ekonomik anlamlara sahip toplu navlun fiyat serilerinin özelliklerini etkin bir şekilde ortaya çıkarabildiğini ve hata birikimini azalttığını göstermiştir. Aynı çalışma grubunun 2016 yılında yaptığı bir çalışmada, BDI tahmini ampirik mod ayrıştırma yöntemine (EMD), yapay sinir ağları (ANN) yönteminin eklenmesi ile güçlendirilmiştir. Orijinal BDI serileri, önce EMD kullanılarak birkaç içsel mod işlevine ayrıştırılmıştır. İçsel mod işlevi üç bileşenden oluşturulmuştur. Bunlar; kısa vadeli dalgalanmalar, ekstrem olayların etkisi ve uzun vadeli eğilimdir. Ayrışma ve kompozisyon sonuçlarına dayalı olarak, ANN, her bir içsel mod işlevi için oluşan bileşeni modellemek için kullanılmıştır. Sonuçlar, önerilen EMD-ANN yönteminin ANN ve VAR'dan da iyi performans gösterdiğini göstermektedir. EMD tabanlı bu yöntemin kuru taşımacılık piyasa analizi ve tahmini için uygun bir teknik olduğu vurgulanmıştır (Zeng ve diğ., 2016). Ruan ve diğ., (2016) BDI ve ham petrol spot fiyatları arasındaki çapraz korelasyonları multifraktal trendden arındırılmış çapraz korelasyon analizi (MF-DCCA) yöntemini kullanarak araştırmışlardır. MF-DCCA aracılığıyla elde edilen ampirik sonuçlar ile, BDI ve ham petrol fiyatları arasındaki her bir dizi çiftindeki çapraz korelasyonun kısa vadede güçlü bir şekilde kalıcı olduğunu, ancak uzun vadede zayıf derecede kalıcı olmayan çapraz korelasyonlar olduğunu göstermişlerdir. Ayrıca, BDI ile ham petrol fiyatı arasındaki çapraz korelasyonların kısa sürede her türlü dalgalanmada kalıcı olduğunu da bulmuşlardır.

Papailias ve diğ., (2017), yaptıkları çalışmada mevsimsellikten arındırılmış BDI verilerinin 3 ila 5 yıl arasında kömür, bakır, mısır, demir gibi emtia fiyat değişkenliklerini temsil etmek incelemişlerdir. Modelde kullanılan regresyona ham petrol fiyatlarını, Morgan Stanley yükselen (MSCIEM) ve gelişmiş (MSCIDEV) piyasalar için küresel endeksler ile sterlin/dolar paritesini eklemişlerdir. Kurulan modellerin nihai sıralamasında yanlışlık oluşturmadığından emin olmak için standart otoregresif model seçimini referans olarak almışlardır. Sonuçlara göre, BDI ile demir ve kömür arasında modelin iyi tahmin performansını açıklayan temel bir ilişki

bulunmuştur. Döngüselliklerin daha fazla mevcut olduğu 12 aylık periyotta trigonometrik regresyon kullanımının daha etkili olduğunu bulmuşlardır. Demir ve kömür için belirlenen en büyük SSR (işaret başarı oranı) değerinin (%57,32), bakır tarafından izlendiğini (SSR; %54,78) belirlemişlerdir. AR(1) karşılaştırmasının bakır için verdiği SSR'nin %50,96 olarak bulunmuştur.

Lin ve diğ., 2019 yaptığı çalışmada, 1 Ekim 2007'den 31 Ekim'e 2018'e kadar bir veri seti üzerinde üç değişkenli VAR-BEKK-GARCH-X modeli kullanarak, BDI'nin, emtia vadeli işlemleri, döviz ve hisse senedi piyasaları üzerindeki yayılma etkisini incelemişlerdir. Sonuçlar, BDI yayılma etkisinin zamanla değiştiğini ortaya koymaktadır. BDI'nin yayılma etkisi tüm örnekleme dönemi boyunca önemsiz olduğunu ancak 2008/2009 küresel finansal kriz sırasında ve Çin'deki 2014-2016 ekonomik yavaşlama sırasında etkisi artarak önemli olduğunu bulmuşlardır. BDI, özellikle finansal krizler sırasında emtialar, para birimi ve hisse senedi piyasaları için uzun vadeli olmaktan (10 yıllık) ziyade kısa vadeli (3 ila 5 yıllık) bir gösterge işlevi gördüğünü belirtmişlerdir. Kamal ve diğ., 2020 tarafından yapılan çalışmada, piyasa yapıcılarının ile gemi sahiplerinin kısa ve uzun vadeli denizcilik işletmesi kararlarının vermelerine ve piyasa riskinden kaçınmalarına yardımcı olmak için derin öğrenme yaklaşımı kullanılarak, BDI'nin kısa ve uzun vadeli tahminleri gerçekleştirilmiştir. RNN, LSTM ve GRU gibi sıralı derin öğrenme modelleri kullanılmıştır. Doğruluğu arttırmak ve ölçmek için sonuçlar ARIMA ve MLP yöntemleri ile karşılaştırılmıştır. Sonuçlar önerilen yöntemlerin BDI'nin hem kısa hem de uzun vadeli tahmininde ARIMA, MLP, RNN, LSTM ve GRU'dan daha iyi performans gösterdiğini göstermiştir.

Radivojevic ve diğ., 2021 yaptıkları çalışmada, 2008 küresel kriz ile COVID-19 pandemisi dönemlerini içeren bir süreçte BDI değerinin hesaplamasına navlun fiyatlarının etkisini incelemişlerdir. Çalışmalarda çoklu doğrusal regresyon modeli kullanılmış ve model parametrelerinin tahmininde 2SLS ve GMM tahmincileri kullanılmıştır. Araştırmanın bulgularına göre, demir cevherinin ve çinkonun navlun fiyat değerleri ile BDI değerinin negatif ve anlamlı bir ilişki sahip oldukları bulunmuştur. Pirinç, nikel ve çimento fiyatları ile pozitif ve anlamlı bir ilişkinin de görüldüğü belirtilmiştir. Bu durumun literatürdeki değerler ile ters düşmesinin nedeni COVID-19 pandemisinin yarattığı güven teşkil etmeyen ortamla ve uzun süreli değerlendirmelerin BDI değerindeki dalgalanmaları tahmin etmede yetersizliği ile

açıklanabilmektedir. Hasan ve diğ., 2021 yaptıkları çalışmada, COVID-19 pandemisinin küresel ekonomik aktivite, borsa ve enerji sektörü üzerindeki etkisini, büyük zarar verici etkileri göz önünde bulundurarak incelemişlerdir. 21 Ocak 2020 ile 26 Şubat 2021 arasındaki veriler için yapısal vektör otoregresyon (SVAR) modeline dayanan sonuçlarda, COVID-19 vakalarının BDI, MSCI dünya endeksi (MSCI) ve MSCI dünya enerji endeksi (MSCIE)'ini önemli ölçüde ve olumsuz etkilediğini göstermişlerdir. Çalışma sonuçları, endekslerinin (MSCI ve MSCIE) BDI'ya göre, COVID-19 vakalarından nispeten daha fazla etkilendiğini ortaya koymaktadır. Borsaların COVID-19 pandemisine reel ekonomiden daha duyarlı olduğunu vurgulamışlardır. Küresel sağlık krizinin ekonomik faaliyet, borsa ve enerji sektörü üzerindeki yayılma etkilerinin daha fazla olduğunu ileri sürmüşlerdir.

Michail ve Melas (2020) literatürde ilk kez COVID-19 pandeminden elde edilen verileri kullanarak denizcilik endüstrisinde dışsal etkileri incelemişlerdir ve navlun fiyatlarının kuru yük, temiz ve kirli tankerleri özelinde nasıl etkilendiğini araştırmışlardır. Hem GARCH (1,1) hem de VAR spesifikasyonlarını kullanan sonuçlarda, pandeminin kuru yük ve kirli tanker segmentlerini doğrudan etkilediğini belirlenmiştir. Bununla birlikte, çoğunlukla petrol fiyatlarındaki düşüş ile ikinci tur etkilerin ve bazı durumlarda da borsa kaynaklı etki yoluyla üçüncü tur etkilerin de mevcut olduğunu göstermektedirler. Taşıma hizmetleri talebi için günlük liman çağrılarını kullanarak, hem kuru yük hem de temiz tankerlerin ekonomiyi oldukça etkilendiklerini, ham petrol taşıyan gemilerin ise böyle bir ilişki göstermediğini bulmuşlardır. Zhao ve diğ., (2022) yapılan çalışmada, küresel kuru yük taşımacılığının COVID-19 sırasında ikinci ayda karantina politikalarından büyük ölçüde etkilendiğini ve BDI'nin 2019'dan 2020'ye kadar yıllık bazda yaklaşık %35,5 düşüş gösterdiğini belirtmişlerdir. 2019'dan 2020'ye kadar Şanghay Limanı, Hong Kong Limanları, Singapur Limanları ve Los Angeles Limanlarındaki konteyner üretimleri, sırasıyla, yaklaşık %19,6, %7,1, %10,6 ve %30,9 ile yıllık en büyük düşüşleri görmüşlerdir. Buna ek olarak, çalışmada, COVID-19'un patlak vermesi nedeniyle denizcilik endüstrisi üzerindeki dış etkilerin etkisini incelemek için BDI, için üstel düzeltme modelleri geliştirildi. Gözlemlenen ve tahmin edilen değerler arasındaki yüzde tahmin hatasını hesaplandı. Sonuçlar, 2020 ve 2019'un aynı döneminde BDI, CCBFI (Çin Kuru Yük Navlun Endeksi) ve konteyner taşımacılığının karşılaştırılmasından elde edilen sonuçlarla tutarlı bulunmuştur.

Cengiz ve Turan (2021), COVID-19'un denizyolu yük taşımacılığı üzerindeki etkilerini araştırmış ve en büyük değişikliğin konteyner taşımacılığı operasyonlarında olduğunu ve limanlara uğrayan gemi sayısının radikal bir şekilde azaldığını gözlemlemişlerdir. Yılmazkuday (2020) COVID-19 ile BDI tarafından ölçülen ekonomik aktivite arasında önemli bir negatif bağlantı olduğunu ortaya koymuştur. Jeris ve Nath (2021), COVID-19 salgını sırasında ABD'deki bankacılık sektörünün durumunu analiz etmek için ham petrol fiyatı, ABD ekonomi politikası belirsizliği, BDI ve borsa oynaklığının ABD banka endeksleri üzerindeki etkisi üzerinde çalışmışlardır. 21 Ocak 2020 ile 30 Ekim 2020 arasındaki günlük veriler kullanılarak, ABD'de banka endekslerini hangi faktörün yönlendirdiğini keşfetmek için sürekli dalgacık yaklaşımı (wavelet approach) kullanılmıştır. Dalgacık yaklaşımından elde edilen sonuçlara dayanarak, ABD COVID-19 vakalarının çalışma döneminin başında, ortasında ve sonunda banka endekslerinin getirisini güçlü bir şekilde etkilendiğini belirlemişlerdir. Ayrıca, bu pandemi döneminde hem borsa oynaklığı hem de ABD ekonomi politikası belirsizliği ABD banka endeksleri üzerinde güçlü ve olumsuz bir etkiye sahip olduğu bulunmuştur. Fakat çalışma süresi boyunca BDI ve ABD banka endeksleri için tutarsız sonuçlar rapor edilmiştir. Bu tutarsızlık, küresel ekonomik aktiviteyi yönlendiren dış faktörlere bağlanmıştır.

3. EKONOMETRİK METODOLOJİ

Zaman serileri modellerinde farklı boyutlardaki lineer olmayan işlemleri takip eden konular, koşullu ortalama ve/veya koşullu varyanslarda olabilir. Buna göre, çalışmada incelenen modeller, koşullu ortalama ve özde lineer olmama ile gruplara ayrılmıştır. Çalışma, koşullu ortalama ve lineer olmamaya odaklanır ve takibinde heteroskedastisite (istatistik incelemesinde kullanılan herhangi bir ekonometrik model olasılık dağılımlarının birbirinden farklı olması) GARCH ve TGARCH tipi işlemler ile değerlendirilecektir. Benzer bir metodoloji ise Chan ve McAleer (2003) tarafından STAR-GARCH modeli olarak elde edilmiş ve bu modelin istatistiksel özelliklerinin değişimi incelenmiştir. Belirli zaman serilerinin rejimler arasındaki geçiş hızını ifade eden gamma parametrelerindeki büyük tahminleri için STAR-GARCH modelinin TAR-GARCH modeli ile iç içe olduğuna dikkat edilmelidir. Ayrıca, çalışmada TAR-TGARCH modelinin elde edilebilmesi için TAR-GARCH yaklaşımı Eşik değer GARCH (TGARCH) modeline genişletilecektir.

Sonrasında, Engle (1982) tarafından türetilen koşullu volatilitenin ARCH spesifikasyonu ve genişletilmiş versiyonu olan Bollerslev (1986) tarafından bulunan genelleştirilmiş ARCH (GARCH) modeli, çoğu finansal zaman serisinde kullanım alanı olan oynaklık kümelemesi (volatility clustering), yayvan kuyruklu (heavy tails) ve normal olmayan dağılım gibi dağılım yönlerine odaklanan önemli uygulamaların temelini atmıştır. Zakoian (1994) tarafından hazırlanan eşik değer GARCH (TGARCH) modeli, önsezi ile pozitif ve negatif şokların asimetrik etkilerini yansıtmayı amaçlamıştır. TGARCH modeli bir eşik değer altında ve üstündeki farklı yönlerin yansıtılmasını amaçlar ve ayrıca araştırmacılara finansal kaldıraç etkilerinin bulunmasına izin verir. Ayrıca, GARCH işlemini modellemek için geliştirilen çeşitli modeller, STAR tipi lineer olmamayı takip eder ve ST-GARCH modelini içerir (Franses, van Dijk, 2000). Aynı zamanda, Hagerud (1997a, 1997b), Gonzalez-Rivera (1998), Lundbergh ve Teräsvirta (1999), Anderson ve diğ., (1999), Dufrénot ve diğ., (2002) ST-GARCH modelini geliştirmiş ve uygulamışlardır. Anè ve Rangau (2006), Ding ve diğ., (1993) tarafından hazırlanan PGARCH (Power-GARCH modeli sadece

asimetrik etkiyi dikkate almayıp, aynı zamanda oynaklığın uzun bellek özelliğini modellemek için başka bir yol sağlar) modelini birleştirmişlerdir. Rejim dönüşümü ile GARCH modeli ailesinin genişletilmesi, RS-GARCH (Rejim Dönüşümlü GARCH) modeli olarak adlandırılmıştır. Tse ve Tsui (1997), GARCH işleminde asimetrik güç terimine izin veren APGARCH modelini izlemişlerdir. Benzer şekilde, Brooks ve diğ., (2000) kaldıraç etkisini ve serbest bir güç terimini içeren faydayı değerlendirmişlerdir. Lundbergh ve Terasvirta (1998) hem koşullu ortalama hemde koşullu varyansda lineer olmamaya izin veren STAR-STGARCH modelini geliştirmişlerdir. Chan ve McAleer (2003), STAR-GARCH modelindeki tahminlerin bu bağlamdaki istatistiksel özellikleri üzerine odaklanmışlardır. Busetti ve Manera (2003), Pasifik Havzası Bölgesindeki Pazar etkileşimleri üzerinde çalışmak için STAR-GARCH modelini değerlendirmişlerdir. Östermark ve diğ., (2004) Finlandiya Bankası ve Finans şube indeksi modellemeleri için STAR tipi modelleri kullanmışlardır. Bildirici ve Ersin (2013; 2014) LSTAR-LST-GARCH modeli ailesini geliştirmiştir ve petrol fiyatlarını, koşullu ortalama ve koşullu varyans süreçlerinde LSTAR tipi yumuşak geçiş ile modelleyerek aynı anda lojistik fonksiyonları yöneten geçişlerin rejimler aralığını belirlemişlerdir.

Bildirici ve diğ. (2014), TAR-TR-GARCH modelleriyle günlük BDI fiyat değişimlerinin rejime özgü oynaklığını araştırmış ve GARCH modellerinin TAR ve TAR-TR-GARCH artırımlarının tahmin doğruluğunu iyileştirdiğini göstermişlerdir.

Bildirici, Ersin ve Onat (2014, 2017) TAR-GARCH modelini kullanmakta ve BDI'nın leptokurtik dağılım ve eşik etkilerine tabi olduğunu göstermektedirler.

Bildirici ve diğ. (2020), ham petrol fiyatlarına, iki rejimli ve bu rejimlerin geçişlerinin hem koşullu ortalama hem de koşullu varyansta LSTAR tipi bir yumuşak geçişle yönetildiği GARCH modelini önermişlerdir.

Çalışmalarında, verileri iki rejime ayırmalarının nedeni, etkin LSTM tahmincisinin iki rejiminde var olan birbirinde farklı istatistiksel karakteristiklerinden ve de ARCH ve GARCH etkilerinden hem fayda sağlamak hem de bu etkilere uyum göstermesidir. Bu da hem her iki rejimde de hemde tüm verilere uygulanması durumunda daha iyi tahmin performansı sağlamasına olanak tanımaktadır. Ayrıca, ham petrol fiyatları verisi için önerdikleri yöntem sonuçları, GARCH ve LSTARGARCH'ın, petrol fiyatlarının kaotik yapısı karşısında RMSE (Kök Ortalama Kare Hata) ve MAE (Ortalama Mutlak

Hata) açısından diğerlerine göre daha iyi tahmin performansı sağladığını ortaya koymaktadır.

Doktora tezi çalışmamızda; LSTM tahmincisi modele dahil edilmemiş olup, bunun yerine LSTARGARCH ve LSTARAPGARCH modelleri tahmin yöntemi olarak önerilmiş ve uygulanmıştır.

3.1. GARCH Modeli

Ekonometrik literatürde uygulanan birçok lineer olmayan zaman serisi modeli vardır. Lineer olmayan zaman serileri metodolojisinde en çok uygulama alanı olan modeller, 1982 yılında Engle tarafından bulunan otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH) modeli, 1986 yılında Bollerslev tarafından geliştirilen genelleştirilmiş ARCH (GARCH) ve 1991 yılında Nelson tarafından geliştirilen eksponansiyel GARCH (EGARCH) modelidir. ARCH, GARCH ve EGARCH ailesi, finansal zaman serilerinin lineer olmayan özelliklerinin elde etmek için kullanıldığını belirtilmiştir (Cao ve Tsay, 1992).

Koşullu varyansta GARCH (p, q)'yu takip eden Y_t ile ifade edilen bir zaman serisi düşünüldüğünde, koşul denklem (3.1)'deki gibi ifade edilir:

$$Y_t = X_t b + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

Burada Y_t ve X_t 'nin muhtemel gecikmeli değerlerini içeren, bağımsız değişkenlerin vektörüdür. Denklemde, b: sabit vektörü ve ε_t : hata (veya artık) terimini ifade eder. Hata terimi ε_t , $\varepsilon_t = \sigma_t * z_t$ ifadesiyle verilir. Burada, z_t , $N(0,1)$ arasında birbirinden bağımsız ve aynı dağılıma sahiptir. GARCH (p,q) işlemi denklem (3.2) ile ifade edilir.

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i * \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j * \sigma_{t-j}^2 \quad (3.2)$$

Burada, p ve q negatif olmayan tamsayılar kümesi, $i > 0$ için $\alpha_0 \geq 0$, $\alpha_i \geq 0$ ve tüm j ifadeleri için $\beta_j \geq 0$ 'dır. Eğer $(\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j) < 1$ koşulu sağlanırsa, (3.1) eşitliğindeki yenilikçi işlem $\{\varepsilon_t\}$ 'nin durgun olma özelliğinin az olduğu söylenebilir. GARCH (1,1) modelinin en sık kullanımı, $3 * \sigma_1^2 + 2 * \sigma_1 * \beta_1 + \beta_1^2 < 1$ koşulu ε_t 'nin dördüncü anda var olduğunu gösterir ve ε_t normal rastgele bir değişkenden daha

büyükür. Bunun sonucu olarak, GARCH modeli aykırı deęerler üretecektir. Denklem (3.2)'de yer alan $i > 0$ ve $j \geq 0$ için σ_t^2 'nin negatif olmayan kısıtlamaları α_i ve β_j düşürülebilir (GARCH modelindeki farklı özellikler için Engle (1982) ve Bollerslev (1986) bakınız.).

GARCH modelinin başlıca özelliklerinden biri, ε_t 'nin koşullu varyanslarının tahmin edilebilir olmasıdır (denklem (3.2) ile). Eğer (3.2)'deki varyans denkleminin ε_{t-i}^2 ifadesi, $z_{t-i}^2 * \sigma_{t-i}^2$ ifadesi ile yer deęiştirirse, büyük koşullu bir varyansın etkileri diğer büyük koşullu bir varyans ile izlenebileceęi gözlenebilmektedir. Böylece GARCH modelinin aykırı deęer gruplarının üretme kapasitesine sahip olduęu ima edilir. Finansal zaman serilerinde, aykırı ifadeler kümeleri yüksek dalgalanma kümelerinin sonucudur.

GARCH modelinin sınırlarlamalarından biri, σ_t^2 ifadesinin artık deęer işaretinin deęişimi ile deęişmiyor olmasıdır. Koşullu varyans, hem pozitif hem de negatif artık deęerleri ε_{t-i} ile aynı etkiye sahiptir. Fakat, finansal zaman serilerinin ampirik ifadesi, şimdiki ve gelecekteki getirilerin volatiliteleri arasında negatif korelasyonu gösterir ve bu yukarıdaki durum için zıt bir ifadedir. 1991 yılında Nelson böyle kısıtlamaları gidermek için ekponansiyel-GARCH modelini önermiştir. Ekponansiyel GARCH modeli, yeniliklerin koşullu varyansının artık deęerlerin işaretine baęlı olarak deęişmesini sağlar. Model Nelson tarafından koşullu varyanslara pozitif ve negatif artık deęerleri asimetrik olarak karşılamayı sağlamak için önerilmiştir. Bir zaman serisi olan Y_t , ekponansiyel-GARCH veya EGARCH (p,q) modelinde denklem (3.3) ile ifade edilir.

$$\ln \sigma_t^2 = \alpha + \frac{1 + \Phi_1 * B + \Phi_2 * B^2 + \dots + \Phi_i * B^i}{1 - \Delta_1 B - \Delta_2 B^2 - \dots - \Delta_j B^j} * g(z_t - 1) \quad (3.3)$$

Burada, $g(z_t) = \theta z_t + \gamma[|z_t| - E|z_t|]$, B gecikme operatörü olmak üzere Φ_i , Δ_j , θ ve γ ise $(1 + \sum_{i=1}^q \Phi_i B^i)$ ve $(1 + \sum_{j=1}^p \Delta_j B^j)$ gibi herhangi bir ortak bulunmayan iki polinomial ifadede kullanılan parametrelerdir. Yukarıdaki fonksiyonda, $g(z_t)$ eęer z_t pozitif ise, $(\theta + \gamma)$ eęimi ile z_t 'nin lineer bir fonksiyonudur. Eęer z_t negatif ise, eęim, $(\theta - \gamma)$ ifadesine dönüşür. Sonuç olarak, σ_t^2 koşullu varyansı z_{t-i} innovasyonu işareti için asimetrik bir karşılaęa sahiptir (Cao ve Tsay, 1992).

3.2. STR Modeli (Smooth Transition Regression Model)

Doğrusal olmayan modeller hem makroekonomik ve hem de finansal modellemelerde bir dayanak noktası olmuştur. Doğrusal yaklaşımlar, doğrusal olmayan ekonomik olaylara makroekonomik modeller ile hizmet etmiştir fakat yapılan çalışmalarda çoğu durum için doğrusal olmayan özellikli modellerin daha yararlı olduğu gözlemlenmiştir.

Doğrusal olmayan ekonometrik modeller iki kapsamlı kategoriye ayrılabilir. İlki, özel bir durum olarak iç içe geçmeyen doğrusal modelleri içerir. Dengesizlik modelleri buna bir örnektir. İkinci kategori çoğu bilinen modeller iç içe geçen doğrusal modelleri içerir. Geçişli bağlaşım modeli (switching regression model), çeşitli Markov-geçişli modelleri (Markov-switching models) ve yumuşak geçişli bağlaşım modeli (smooth transition regression model) bu sınıfa ait modellerin örnekleridir. Bu uygulamalar ile ilgilenen araştırmacılar, başlangıç noktası olarak doğrusal bir model seçerler daha sonra gerekli olduğunda doğrusal olmayan modellere araştırmalarını çevirirler (Terasvirta, 1992).

Yumuşak geçişli bağlaşım/regresyon modeli (STR), Quandt tarafından 1958 yılında tanıtırılan geçişli regresyon modeli ile gelişmesine yardımcı olduğu, doğrusal olmayan bir regresyon modelidir. Geçişli regresyon modelinin tek değişkenli versiyonu olarak bilinen eşik otoregresif model Tong tarafından (1990)'da ayrıntılı olarak incelenmiştir.

Gözlemlenebilir geçişli değerler ile iki rejim geçişli regresyon modeli standart STR modelin iyi bir örneğidir. Fakat ikiden daha fazla rejimli geçişli regresyon modelleri genellikle iç içe geçmiş değildir. Bu sebepten, tek değişkenli yumuşak geçişli otoregresif (STAR) modeli, iki rejimli eşik otoregresif modelinin iyi bir örneğini içerir. Bacon ve Watts (1971)'deki çalışmalarında geçişli regresyon modelinin bir kısmının genelleştirilmesi ile STR modelini oluşturmuşlardır. Bacon ve Watts, iki regresyon eğrisi, biri düzleştirilmiş diğerinden ise geçişlerin sağlandığı planlanmış bir modeli içerir (Terasvirta, 1992).

Zaman serileri literatüründe, Chan ve Tong (1986) yılında tek değişkenli STAR modeli önermişlerdir. Daha önceki ekonometrik çalışmalara bakıldığında, Goldfeld ve Quandt (1973) ve Maddala (1977). Yeni çalışmalara ise Granger ve Terasvirta (1993), Terasvirta (1993, 1999), Franses ve van Dijk (2000), ve Dick van Dijk, Terasvirta ve

Franses (2002) olarak literatürde yer almıştır (Tervista, 1992). Standart yumuşak geçişli regresyon modeli (STR) denklem (3.4)'de verilmiştir.

$$y_t = \Phi'z_t + \theta'z_t G(\gamma, c, s_t) + u_t = \{\Phi + \theta G(\gamma, c, s_t)\}'z_t + u_t, \quad t = 1, \dots, T, \quad (3.4)$$

Burada, $z_t = (w_t', x_t')'$ açıklayıcı değişkenler, bir vektör olan $w_t' = (1, y_{t-1}, \dots, y_{t-p})'$, ve $x_t = (x_{1t}, \dots, x_{kt})'$, parametreleri ise dışsal değişkenlerdir. Ayrıca, $\Phi = (\Phi_0, \Phi_1, \dots, \Phi_m)'$ ve $\theta = (\theta_0, \theta_1, \dots, \theta_m)'$ parametre vektörü $((m + 1) \times 1)$ olan $u_t \sim iid(0, \sigma^2)$ şeklindedir. Geçiş fonksiyonu $G(\gamma, c, s_t)$, s_t 'nin sürekli bir geçiş değerinin sınırlı bir fonksiyonudur. s_t 'nin herhangi bir değeri için parametre uzayındaki her yerde sürekli, γ bir eğim parametresidir ve $c = (c_1, \dots, c_K)'$, konum parametrelerinin $c_1 \leq \dots \leq c_K$, vektörüdür. Denklem (3.4) modelinin son tanımı, modelin stokastik zaman içinde değişen katsayılı $\Phi + \theta G(\gamma, c, s_t)$ lineer bir model olduğu şeklinde yorumlanabilir. Bu geçiş modelinin, genel bir lojistik fonksiyon olduğu varsayılabilir.

$$G(\gamma, c, s_t) = (1 + \exp\{-\gamma \prod_{k=1}^K (s_t - c_k)\})^{-1}, \gamma > 0 \quad (3.5)$$

Denklemden, $\gamma > 0$ iken tanımlı bir kısıtlamadır. Denklemler (3.4) ve (3.5) beraber STR (LSTR) lojistik modelini açıklarlar. Burada, K parametresinin en yaygın seçenekleri, $K=1$ ve $K=2$ 'dir. $K=1$ için, parametreler $\Phi + \theta G(\gamma, c, s_t)$, s_t 'nin Φ 'dan gelip $\Phi + \theta$ 'ya giden monoton değişen bir fonksiyonudur. $K=2$ için, lojistik fonksiyonu minimum değerine ulaştığında, orta nokta $(c_1 + c_2)/2$ etrafında simetrik olarak değişir. Minimum sıfır ile $1/2$ arasında yer alır. Denklemden, iken sıfıra ulaşır, $\gamma \rightarrow \infty$ iken ve $c_1 = c_2$ olduğunda $1/2$ 'e eşittir. Eğim parametresi γ eğimi kontrol eder ve c_1 ve c_2 parametreleri geçiş fonksiyonun lokasyonunu gösterir. Geçiş fonksiyonu (3.5) $K=1$ olduğu durum Maddala (1977)'nin önerisine bir örnektir. Öte yandan Goldfeld ve Quandt (1973) ve Chan ve Tong (1986) önerileri normal rassal değerlerin kümülatif dağılım fonksiyonudur (Tervista, 1992).

LSTR modeli $K=1$ ile (LSTR1 modeli) asimetrik davranış karakterine sahiptir. Örneğin, s_t 'nin iş döngüsü evresinin ölçeni olduğunu varsayalım. LSTR1 modeli dinamik özellikleri daralmalarda genişlemeden farklılık gösterir ve geçişlerden biri en uç rejimden diğeri ise rahat geçişten geldiği süreçleri tanımlamaktadır. Öte yandan,

LSTR2 modelinde, yerel dinamik davranış sürecinin s_t 'nin her iki küçük ve büyük değerleri ile benzer ve ortalamadan farklı olduğu durumlarda ($K=2$) uygundur.

$\gamma = 0$ olduğu zaman, geçişme modeli $G(\gamma, c, s_t) \equiv \frac{1}{2}$ ve böylece STR modeli lineer bir model kapsamına girmiş olur. Bunun tam tersi olarak, $\gamma \rightarrow \infty$ sonsuza gittiği zaman, LSTR1 model yaklaşımı iki rejimli iki eşit varyansa sahip olan regresyon modeline dönüşür. $\gamma \rightarrow \infty$ iken LSTR2 modelinde sonuç dış rejimlerin aynı olduğu, orta rejimin diğer iki rejimden farklı olduğu diğer bir uç rejimli regresyon modeline dönüşür. Unutulmamalıdır ki; var olan LSTR2 modeline alternatif sözde üstel olarak bilinen eksponansiyel STR (ESTR) modelidir (Tervista, 1992). Bu geçiş fonksiyonu denklem (3.6) ise aşağıdaki gibidir.

$$G_E(\gamma, c, s_t) = 1 - \exp\{-\gamma(s_t - c_1^*)^2\}, \gamma > 0 \quad (3.6)$$

Bu fonksiyon $s_t = c_1^*$ etrafında simetriktir ve eğim parametresinin γ değerini azaltır, her ne kadar farklı bir minimum değer (sıfır) olsa da (3.6) gibi yaklaşık olarak aynıdır. Çünkü bu fonksiyon LSTR2 modelinden bir parametre daha az içerdiği için lojistik geçiş fonksiyonuna karşılık gelen yararlı bir alternatif olarak kabul edilebilir. Ancak, bir dezavantajı vardır. $\gamma \rightarrow \infty$ iken, (3.4) ile (3.6) pratikte doğrusal/lineer olduğunda, geçiş fonksiyonu için $s_t = c_1^*$ 'de ve başka bir yerde birlikte sıfıra eşittir.

γ sonuncu ve $c_1 - c_2$ olduğunda ve aynı zamanda sıfıra eşit olmadığı durumda, ESTR modeli bu nedenle LSTR2 modeli için iyi bir tahminci değildir. Pratikte, s_t geçiş değeri bir stokastik değerdir ve çok sıklıkla z_t 'nin bir elementidir. Ayrıca bazı değişkenlerin lineer bir birleşimi olabilir. Bazı örneklerde z_t 'nin bir elementinden farklı olabilir. Özel bir durum için, $s_t = t$, verim eğimleri deterministik değişen parametreleri ile doğrusal bir model verir (Tervista, 1992).

x_t (3.4)'te olmadığı ve $s_t = y_t - d$ ya da $s_t = \Delta y_t - d$, $d > 0$ olduğu zaman, STR modeli tek değişkenli yumuşak bir otoregresif geçiş modeli olur. Üstel STAR (ESTAR) modeli üstel otoregressif modelin hafif bir genellemesidir (Tervista, 1992).

3.3. TAR Modeli

Eşik değerli otoregresif (TAR) model, 1983 yılında Tong tarafından geliştirilmiş ve lineer olmayan ekonometri literatüründe, rejim değişimi modelinin altında

modellerden biri olarak düşünölmüştür. Eşik değeri parametresi r , bir kural olarak, bilenemez ve belirlenemez. Böylece, LM istatistiklerinin asimptotik dağılımı standart değildir. Genellikle LR tipi testler uygulanır. Bu test metodu, artık değeri oluşturduğundan White noise metodu olarak, Tong (1990) ve Osinska ve Witkowski (1997) tarafından açıklanmıştır. TAR(p) metodu bir eşik değeri otoregresresif modeli olarak denklem (3.7)'deki gibi gösterilir.

$$y_t = (\beta_{10} + \sum_{i=1}^r \beta_{1i} y_{t-i}) I(s_t \leq c) + (\beta_{20} + \sum_{i=1}^r \beta_{2i} y_{t-i}) I(s_t > c) + \varepsilon_t \quad (3.7)$$

Burada, rejim değerişimi gösterge fonksiyon olan bir $I(.)$ fonksiyonu ile (denklem (3.8)) yönetilir değeriendirilmektedir.

$$I_{t-k} = \begin{cases} 1, & s_t < c \\ 0, & s_t > c \end{cases} \quad (3.8)$$

Model $s_t = y_{t-d}$ ifadesine olarak sağlar. Burada, d : muhtemel gecikmeler arasında seçilen bir gecikme terimidir. Bu muhtemel gecikmeler, $d=\{1,2,...,p\}$ iken modelin açıklayıcı kuvvetini optimize eder ve SIC gibi bir bilgi kriteri ile en büyük gecikme seçilir. Artık terimleri hesaba katarak, $s_t = \varepsilon_{t-1}$ değerişken dönüşümleri ve $c=0$ eşik değeri iken, model, pozitif ve negatif inovasyonlar rejimleri arasında değerişen bir model ile indirgenir. Heteroskedastisite (ekonometrik model olasılık dağılımlarının birbirinden farklı olması) için en uygun test, Wald testidir. Eşik değeri parametresi r 'nin her değeri için ayarlama yapılır. Test denklem (3.9) ile belirtilmiştir (Witkowski, 2004).

$$W_n(r) = (R\theta(r))' \left[R(M_n(r))^{-1} * V_n(r) * (M_n(r))^{-1} R' \right]^{-1} R\theta(r) \quad (3.9)$$

Burada, $\theta = [\alpha \beta]$, $R = [I - I]$, $M_n(r) = \sum y_t(r) y_t(r)'$, $V_n(r) = \sum y_t(r) y_t(r)' \varepsilon_t^2$ olmak üzere, $y_t(r)$; her rejimdeki y_t ifadesinin gecikmeli ifadelerini belirten bir kümedir. Hipotez testinde H_0 için uygun istatistikler ise denklem (3.10)'da gösterilmiştir.

$$W_n = \sup_{r \in R} W_n(r) \quad (3.10)$$

Bu hipotez testinin önemli değerleri, bootstrap tekniğinin kullanılmasıyla belirlenir. Bu teknik şu şekilde ifade edilir: $u_t^* \sim n.i.d., t = 1, 2, \dots, n$ ifadesindeki gibi normal dağılmış olan bağımsız rastgele dizisi olan u_t^* ve $x_t^* = \varepsilon_t u_t^*$ olarak alalım. x_t^* ve y_t ifadesinin ampirik gözlemleri kullanılarak, y_t ve $y_t(r)$ ifadelerinin üzerinde koşullu olarak indirgenir. x_t^* ifadesinin y_t ve $y_t(r)$ üzerine gerilemesi, birinci artık değer varyansı $\sigma_t^{*2}(r)$ ifadesini verir. Eşik değer parametresi r ifadesi bilindiğinde, F-dağılımı eşik dağılımı olarak elde edilir ve bundan dolayı W_n ifadesinin F dağılımına yaklaştığı varsayılır. Şimdi $F_n^*(r) = n(\sigma_n^{*2} - \sigma_n^{*2}(r))/\sigma_n^{*2}$ ve $F_n^* = \sup_{r \in R} F_n^*(r)$ ifadelerini hesaplayabiliriz. Hansen (1996) tarafından gösterildiği gibi F_n^* dağılımı, W_n dağılımına yaklaşır. Artık, bootstrapping işlemi F_n^* ifadesinin hesaplanması için tekrarlanır ve böylece, W_n ifadesinin asimptotik dağılımı elde edilir. Asimptotik p değerleri, F_n^* değerinin W_n değerinden daha büyük olduğu bootstrap örneklerinin oranları eklenerek verilir.

3.4. TGARCH Modeli

TGARCH (p,q) modeli, 1994 yılında Zakoian tarafından bulunmuştur. İsmini baş harflerinden alan ve Glosten, Jaganathan ve Runkle tarafından önerilen GJR modeli ile ayrı olarak geliştirilmiştir. Koşullu varyans denklem (3.11) ile ifade edilir (Hatane, 2011).

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2 + \gamma u_{t-i}^2 I_{t-1} + \sum_{j=1}^q \alpha_j u_{t-j}^2 \quad (3.11)$$

Burada, indikatör fonksiyon denklem (3.12) aşağıdaki gibi belirtilir.

$$I_{t-k} = \begin{cases} 1, & u_{t-k} < 0 \\ 0, & u_{t-k} > 0 \end{cases} \quad (3.12)$$

TGARCH modelinin bir diğer gösterimi ise denklem (3.13) ile belirtilmiştir.

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \gamma_i s_{t-i} \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q b_j \sigma_{t-j}^2 \quad (3.13)$$

Bu eşitlikte indikatör fonksiyon denklem (3.14) ile gösterilmektedir.

$$S_{t-i} = \begin{cases} 1, & \varepsilon_{t-i} < 0 \\ 0, & \varepsilon_{t-i} \geq 0 \end{cases} \quad (3.14)$$

ε_{t-i}^2 ifadesinin koşullu varyans σ_t^2 üzerindeki etkisi, ε_{t-i} ifadesinin negatif ya da pozitif olmasına bağlıdır. Şimdi ε_{t-i} ifadesi pozitif olduğunda ya da $\varepsilon_{t-i} \geq 0$, toplam etkiler $\alpha_i \varepsilon_{t-i}^2$ olarak elde edilir. ε_{t-i} negatif olduğunda ya da $\varepsilon_{t-i} < 0$, toplam etkiler $(\alpha_i + \gamma_i) \varepsilon_{t-i}^2$ olacaktır. γ_i ifadesinin pozitif olması durumunda, hataların (ya da yanlışlıkların) daha büyük etkilere sahip olması beklenilebilir. Aslında, Zivot ve Wang (2006) tarafından bulunan modelin aynısıdır. TGARCH (1, 1) işleminin çok basit bir gösterimi denklem (3.15) ve (3.16) ile ifade edilmiştir:

$$r_t = \mu + \Phi r_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.15)$$

$$h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 \xi_{t-1} + \beta h_{t-1} \quad (3.16)$$

Burada, eğer $\varepsilon_{t-i} < 0$ ise $\xi_{t-1} = 1$ ve $\varepsilon_{t-i} > 0$ ise $\xi_{t-1} = 0$ 'dir. H_0 hipotezi, kaldıraç etkisi olmayan TARARCH modeli ile kolayca hesaplanır ve H_0 hipotezi, γ katsayısının negatif olması kabulüne dayanır. Aksine, alternatif hipotezlerin reddedilmesinin başarısızlığı ile negatif olmayan γ katsayısı üzerinde uygulanmıştır. Zaman serilerindeki analizlerinde kaldıraç etkisinin kanıtı olarak bu sonuç kabul görmüştür (Goudarzi ve Ramanarayanan, 2011).

3.5. TAR-GARCH ve TAR-T-GARCH Modeli

GJR-GARCH modeli, Glosten vd., (1993) tarafından geliştirilmiş ve Zakoian (1994) tarafından ayrı olarak geliştirilen TGARCH modeli ile aynı özelliklere sahiptir. GJR modeli koşullu varyans modellemesi üzerine kurulmuştur. Bu modelleme negatif ve pozitif gecikmeli ve bir indikatör fonksiyonla ilgili innovasyonlara değişken tepkiler verir. GJR-GARCH modeli denklem (3.17) ile gösterilir.

$$\sigma_t^2 = w + \alpha \varepsilon_t^2 + I(\varepsilon_{t-1}) \gamma \varepsilon_t^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (3.17)$$

Burada, $I(\varepsilon_{t-1})$, $\varepsilon_{t-1} \geq 0$ koşulunda $I(\varepsilon_{t-1}) = 0$ olan, aksi takdirde $I(\varepsilon_{t-1}) = 1$ olan bir indikatör fonksiyondur. Asimetri, γ ve indikatör fonksiyon $I(\cdot)$ tanımlandığında kaldıraç etkisi olarak adlandırılır. Bu yüzden, γ ifadesinin tipik olarak pozitif olduğu

düşünüldüğünde, volatilitedeki artışın oransal olarak artışı negatif şoklardan sonra, pozitif şokların etkilerine kıyasla daha fazla olur. Özdeşlik fonksiyonu, lojistik fonksiyon ve GJR yapısı ile artacaktır ve ST-GARCH modelini temel alacaktır (Bildirici ve Ersin, 2014).

Bu makalede, TAR-GARCH modeli eşik değer baz alınarak koşullu ortalama işleminin iki rejim arasındaki ayarlanmanın sağlanmış olması ile bulunabilir. TAR (p) gösterimi denklem (3.7)'de belirtilmiştir. Artık değer terimi sağlanarak, $s_t = \varepsilon_{t-1}$ değişken dönüşümleri ve $c=0$ eşik değeri iken, model TGARCH işleminin gerçek anlamlı haline dönüşerek, negatif ve pozitif inovasyonlardan dolayı rejim değişikliğine izin verir. Heteroskedastisite için, artık değerlere TAR-GARCH modelini elde etmek için bir GARCH işlemi ile modellenmesine izin verilmiştir. Denklem (3.2), (3.11) ve (3.12) kullanılarak model TAR-GARCH modeline dönüşür ve bu durum TAR modeli ile TGARCH koşulla varyans işleminin bir bileşimidir. Bu duruma göre, kovaryans matriksi denklem (3.18)'de verilmiştir.

$$H_t = C'C + A'\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}'A + B'H_{t-1}B + D'\eta_{t-1}\eta_{t-1}'D \quad (3.18)$$

D kare matrisin katsayısıdır ve η_t negatif gelir şokları vektörünün ilave ikinci dereceden formudur. $\varepsilon_{t-1} * I_{t-1}$ olarak ifade edilir, burada $\varepsilon_t < 0$ ise $I_t = 1$ ifadesi bulunur. Aksi takdirde sonuç 0'dır. Koşullu varyans-kovaryans matriksindeki η_t enklüzyonu, koşullu varyanstaki herhangi bir asimetrik etkinin açıklanmasına yardım eder. Aynı zamanda koşullu kovaryanstaki muhtemel pozitif asimetrik etkiler için izin verir. TAR-T-GARCH diyagonal modeli sınırları, A,B,D matrislerinin diagonal dışı elemanları için sıfır olur. Sabit model sınırları, A,B,D matrisinin tüm elemanları için sıfır olur. Artık, TGARCH (1, 1) işlemi için sabit olur ve $(A \otimes A + B \otimes B + D \otimes D)$ özdeğerlerinin $|1|$ 'den az olmasını gerektirir.

Metot, maksimum olasılık değerlendirmelerini modellerin tahmin edilebilmesinde kullanır. Koşullu normallik altındaki log olasılık fonksiyonu denklem (3.19)'da verilmiştir.

$$L(\theta) = -T \log(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \langle \log |H_t(\theta)| - \varepsilon_t(\theta) H_t^{-1}(\theta) \varepsilon_t'(\theta) \rangle \quad (3.19)$$

Burada, T: örnek gözlemlerinin sayısı, Θ : tahmin edilen bir parametre, $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t})$, 1x2 vektörünün artık değerleri veya t zamanındaki hata terimleri, ve H_t , $H_t = cov(\varepsilon_t | \Omega_{t-1})$ denklemiyle ifade edilen bir terimdir. Log olasılık fonksiyonu $L(\Theta)$, koşullu varyanslar pozitif olduğunda sınırlama için maksimize edilen terimdir. Tüm parametreler için başlangıç değerleri gereklidir ve tek değişkenli GARCH regresyonlarından bulunan bu parametreler, bu amaçla kullanılmaktadır. Başlangıç değeri tek değişkenli GARCH tahminlerinde bulunamayan parametreler için, 0,05 olan bir başlangıç değeri çoğu durumda kullanılmaktadır (Chen, Huang, 2010).

3.6. TAR-TR-GARCH ve TAR-TR-TGARCH Modeli

TAR-TR-GARCH, aşağıdaki koşullu ortalamaya ek olarak koşullu varyansta eşik ayarlamayı amaçlayan bir modeldir (denklem 3.20) :

$$y_t = \left(\omega_{10} + \sum_{i=1}^r \omega_{1i} y_{t-i} \right) I(s_t \leq c) + \left(\omega_{20} + \sum_{i=1}^r \omega_{2i} y_{t-i} \right) I(s_t > c) + \varepsilon_t \quad (3.20)$$

ve iki rejimli TR-GARCH(p,q) tipi oynaklık denklem 3.21'deki gibi tanımlanır:

$$\sigma_t^2 = \left(\alpha_{1,0} + \sum_{i=1}^q \alpha_{1,i} \varepsilon_{1,t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_{1,j} \sigma_{1,t-j}^2 \right) I(s_t \leq c) + \left(\alpha_{2,0} + \sum_{i=1}^q \alpha_{2,i} \varepsilon_{2,t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_{2,j} \sigma_{2,t-j}^2 \right) I(s_t > c) + \varepsilon_t \quad (3.21)$$

Önceki modelde olduğu gibi, $I(\cdot)$, eşik etkisini optimize eden bir dizi gecikmeden seçilecek $s_t = y_{t-d}$ geçiş değişkeni $d=\{1,2,...,p\}$ ile gösterge fonksiyonudur ve en büyük p, AIC veya SIC kriterlerinden gelmektedir. TGARCH modeli, TAR-TR-GARCH modeline genişletilebilecek olumsuz ve olumlu yeniliklere izin verir. Denklem (3.21) her rejim için tanımlanan TGARCH süreçleri ile değiştirilirse, TAR-TR-GARCH, TAR-TR-TGARCH'a dönüştürülür.

TAR-TR-TGARCH modeli denklem 3.22'de verilmiştir.

$$y_t = \left(\omega_{10} + \sum_{i=1}^r \omega_{1i} y_{t-i} \right) I_{cm}(s_t \leq c) + \left(\omega_{20} + \sum_{i=1}^r \omega_{2i} y_{t-i} \right) I_{cm}(s_t > c) + \varepsilon_t \quad (3.22)$$

artıkların iki rejimli bir TR-TGARCH(p,q) sürecini takip ettiği durumlarda denklem 3.23 kullanılır.

$$\sigma_t^2 = \left(\alpha_{1,0} + \sum_{i=1}^p \beta_{1,i} \sigma_{1,t-i}^2 + \gamma_1 \varepsilon_{1,t-1}^2 I_{cv} + \sum_{j=1}^q \alpha_{1,j} \varepsilon_{1,t-j}^2 \right) I_{cm}(s_t \leq c) \\ + \left(\alpha_{2,0} + \sum_{i=1}^p \beta_{2,i} \sigma_{2,t-i}^2 + \gamma_2 \varepsilon_{2,t-1}^2 I_{cv} + \sum_{j=1}^q \alpha_{2,j} \varepsilon_{2,t-j}^2 \right) I_{cm}(s_t > c) \quad (3.23)$$

Burada I_{cv} pozitif ve negatif yenilikleri gösteren Zakoian (1994) ruhuna uygun belirleyici fonksiyonudur. Denklem 3.24 ile gösterilmektedir.

$$I_{cv} = 1 \text{ if } \varepsilon_{t-1} < 0, \\ I_{cv} = 0 \text{ if } \varepsilon_{t-1} \geq 0 \quad (3.24)$$

$I_{cm}(s_t, c)$ eşik tipi rejim değiştiren bir ağır taraf adım fonksiyonudur. s_t geçiş değişkeni ve c eşik parametresidir.

Kendinden uyarımlı TAR sürecini (SETAR) elde etmek için, $s_t = y_{t-d}$ burada $d = \{1, 2, \dots, p\}$ ve p 'nin Schwarz bilgi kriteri (SIC) ile seçilen optimum gecikme uzunluğu olduğunu varsayılmıştır. c 'nin tahmini ve Wald testlerinin seçimi için Hansen (1996)'ya bakılmalıdır. Hansen (1996) Wald test yaklaşımı, uygun eşik değer ve geçiş değişkeninin aynı anda seçilmesine izin verir ve test istatistikleri, değişen varyans açısından anlamlıdır. TAR-TR-TGARCH ailesi çerçevesindeki eşik etkileri için Wald yaklaşımına ilişkin ayrıntılar Bildirici ve diğ., (2014, 2017)'de verilmiştir.

TAR-TR-GARCH ve TAR-TR-TGARCH modelleri, önceki modellere benzer şekilde, geçiş değişkenini, $s_t = \varepsilon_{t-1}$ olarak kabul etmektedir. $c = 0$ varsayımıyla, negatif ve pozitif şoklar için rejim değişimlerine izin verir ve uygun değer şartının olmaması ve c 'yi kullanması nedeniyle modelleme sürecini basitleştirmektedir. Bununla birlikte, bu basitleştirme, modelin uygunluğuna etkileri ve dezavantaj olarak bozulabilecek tahmin yetenekleri açısından kontrol edilmelidir.

3.7. STAR, STAR-GARCH ve STAR-STGARCH

Marinovab ve McAleera 2002 yılındaki yapmış oldukları çalışmada, Amerika Birleşik Devletlerinde Ekolojik Patentlerin STAR-GARCH modelleri ile çözümlemeye

çalışmışlardır. Buna göre, A,B,D patentlerinin toplam sayısı için A,B,D ekolojik patentlerinin sayısı oranı ile fiyatlarda görülen dalgalanma için model oluşturmuşlar ve bu yaklaşım aslında, Engle'in (1982) zamanla değişen fiyat dalgalanmaları (belirsizlik) için ortaya attığı ve çığır açan “otoregresif koşullu değişen varyans” modelinin kullanılmasını ve formun değiştirilmesiyle sonradan ortaya atılan ARCH ailesine ait modelleri temelini alarak oluşturulmuşlardır. Bu modeller için, aralarında en popüler olan ve finansal verilerin analizinde kullanılan Bollerslev'in (1986) genelleştirilmiş ARCH (GARCH) modelidir. Patent oranı, y_t için AR(1)-GARCH(1) modeli düşünüldüğünde $|\Phi_2| < 1$ sağlayan durumlar için denklem (3.20) elde edilir.

$$y_t = \Phi_1 + \Phi_2 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.20)$$

Denklem (3.21) ve (3.22) ile dalgalanmalar (veya patent oranında hareketlenmeler) verilmiştir.

$$\varepsilon_t = \eta_t \sqrt{h_t} \quad (3.21)$$

$$h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} \quad (3.22)$$

Koşullu varyans $h_t > 0$ olmasını sağlamak için $\omega > 0$, $\alpha \geq 0$, $\beta \geq 0$ ifadeleri yeterli koşullardır. GARCH (veya β) etkisi, uzun dönemdeki süreklilik için piyasalardaki dalgalanmaların katkısını belirtirken, ARCH (veya α) etkisi, piyasadaki dalgalanmaların kısa dönem sürekliliğini belirtir ($\alpha + \beta$ olarak isimlendirilir.).

Denklem (3.20) ve (3.21)'de genellikle, η_t , normalitesinin yokluğunda kullanılan Quasi-Maksimum likelihood Tahmincilerini (QMLE) elde etmek için maksimum likelihood metotlarıyla tahmin edilir. Denklem (3.23)'de koşullu log-likelihood fonksiyonu verilmiştir.

$$\sum_t l_t = -\frac{1}{2} \sum_t \left(\log h_t + \frac{\varepsilon_t^2}{h_t} \right) \quad (3.23)$$

GARCH (p,q) için QMLE'nin kullanılmasının, karesinin sonlu olduğu, yani $E(\varepsilon_t^2) < \infty$, olduğu durumlarda uygun olduğunu Ling ve McAleer (2002) savunmuş ve

ispatlamıştır. Ling ve Li (1997), GARCH için kullanılan yerel QMLE'nin kullanılmasını, dördüncü kuvvetinin sonlu olduğu, yani $E(\varepsilon_t^4) < \infty$ olduğu durumlarda asimtotik olarak normal olduğunu göstermişlerdir. Ayrıca, $E(\varepsilon_t^2) < \infty$ olduğu durumlarda modelin ergonomik ve sabit (yerleşik) olduğunu göstermişlerdir. Ling ve Li (1997) ve Ling ve McAleer (2002) ulaştığı sonuçlara göre, ε_t 'nin karesinin varlığı için gerekli ve yeterli koşul $\alpha + \beta < 1$ ve ε_t 'nin dördüncü kuvveti için gerekli ve yeterli koşul ise $(\alpha + \beta)^2 + 2\alpha^2 < 1$ 'dir. İki rejimli basit bir birinci dereceden STAR modeli denklem (3.24)'de verilmiştir.

$$y_t = (\Phi_{10} + \Phi_{11}y_{t-1}) (1 - G(s_t; \gamma, c)) + (\Phi_{20} + \Phi_{21}y_{t-1}) G(s_t; \gamma, c) + \varepsilon_t \quad (3.24)$$

$G(s_t; \gamma, c)$ ifadesinin geçiş fonksiyonu durumunda ikinci türevi olduğu varsayılır ve 0 ile 1 arasında sınırlandırılır. Burada γ : geçiş oranı olmak üzere, c : ise alt sınır değeridir. Açık bir biçimde, birinci rejimde $G(s_t; \gamma, c) = 0$ iken $y_t = (\Phi_{10} + \Phi_{11}y_{t-1})$, ikinci rejimde ise $G(s_t; \gamma, c) = 1$ iken $y_t = (\Phi_{20} + \Phi_{21}y_{t-1})$. Bu nedenle geçiş fonksiyonunda, iki rejimin etkisini verdiği gözlemlenir. STAR modelinin durağanlığıyla ilişkili birçok teorik sonucun olmasına rağmen, yeterli koşul $\Phi_{t1} < 1$, $\Phi_i = 1, 2$ olur. Buna ek olarak, 1990 öncesi periyottaki rejimlerin, günümüz periyotlarından farklı olarak varlığına işaret etmek için bu modelde, geçiş değişkeni s_t ve zaman ise t ile gösterilmektedir. $G(s_t; \gamma, c)$ için geçiş fonksiyonun seçilimi ile ilgili en çok kullanılan birinci dereceden lojistik fonksiyon denklem (3.25)'de verilmiştir.

$$L(s_t; \gamma, c) = \frac{1}{1 + \exp(-\gamma(s_t - c))} \quad (3.25)$$

Birinci dereceden eksponansiyel fonksiyon ise denklem (3.26) gibi gösterilir.

$$E(s_t; \gamma, c) = 1 - \exp(-\gamma(s_t - c)^2) \quad (3.26)$$

STAR model, Tong (1978) çalışmasının Terasvirta (1993) tarafından geliştirilmesiyle önerilmiştir. (3.21) nolu denklemde gösterildiği üzere, bir GARCH (p,q) prosesini takip eden STAR modeli hata terimini belirterek, Lundberg ve Terasvirta (2000) tarafından model genişletilmiştir. STAR-GARCH için yapısal ve istatistiksel özellikler Chan ve McAleer (2002) tarafından yayınlanmıştır (Marinovab, McAleera, 2002).

Öte yandan, rejim değişim modelleri gibi lineer olmayan zaman serilerinin günümüzde çok yaygın bir kullanım alanı vardır. Bu nedenle, GARCH hata terimleri ile rejim değişim modellerinin araştırılmasına son dönemde çok önem verilmiştir. STAR modelinde aslında bir rejim değişim modeli olduğu tartışılmaktadır. Daha önceki bölümlerde de bahsettiğimiz gibi, Tong (1978) ve Tong ve Lim (1980) tarafından eşikdeğer otoregresif (TAR) model oluşturulmuştur. TAR modelinin, eşikdeğer değişkeni, s_t ve sınır değer c ile ilgili rejimin birinden diğerine değişimini belirtmektedir. İki rejimin durumu denklem (3.27)'de verilmiştir,

$$y_t = (\Phi_{11} + \sum_{i=2}^r \Phi_{1i} y_{t-i+1})(1 - I(s_t - c)) + (\Phi_{21} + \sum_{i=2}^r \Phi_{2i} y_{t-i+1})I(s_t - c) + \varepsilon_t \quad (3.27)$$

Burada denklem (3.28) durumunu sağlanmasına göre denklem kurulur,

$$I(s_t - c) = \begin{cases} 0, & s_t < c \\ 1, & s_t \geq c \end{cases} \quad (3.28)$$

Denklem (3.27) ve (3.28) birleştirilirse, denklem (3.29) elde edilir,

$$y_t = \begin{cases} \Phi_{11} + \sum_{i=2}^r \Phi_{1i} y_{t-i+1}, & s_t < c \\ \Phi_{21} + \sum_{i=2}^r \Phi_{2i} y_{t-i+1}, & s_t \geq c \end{cases} \quad (3.29)$$

Sınır değer, s_t , genellikle y_t 'nin gecikmeli değişken lineer kombinasyonu olarak tanımlanır. Bu da, $s_t = \sum_{i=1}^k \pi_i y_{t-i}$ olarak gösterilir ve kendinden uyarımlı eşiksel otoregresif (SETAR) model olarak adlandırılır. Rejimi birinden diğerine değiştiren sınır değişkenler ve sınır değerinden ayrı olarak, denklem (3.27)'de yapısal değişimin bir standart modeline benzetmektedir. Terasvirta (1994), düzleştirilmiş geçişli eşiksel otoregresif (STAR) modelini önermiştir.

$$y_t = (\Phi_{11} + \sum_{i=2}^r \Phi_{1i} y_{t-i+1})(1 - G(s_t; \gamma, c)) + (\Phi_{21} + \sum_{i=2}^r \Phi_{2i} y_{t-i+1})G(s_t; \gamma, c) + \varepsilon_t \quad (3.30)$$

0'dan 1'e iki kere türevlenebilir $G(s_t; \gamma, c)$ geçiş fonksiyonu için, γ , geçiş oranıdır. Geçiş fonksiyonları için birçok seçenek vardır. Bunlardan en popülerleri denklem (3.31) ile birinci dereceden lojistik geçiş fonksiyonudur.

$$G(s_t; \gamma, c) = \frac{1}{1 + \exp(-\gamma(s_t - c))} \quad (3.31)$$

Lojistik STAR (LSTAR) en fazla kullanım alanına sahip olmasına rağmen, alternatif olarak kullanışlı olan denklem (3.32)'de gösterilen üstel STAR (ESTAR) modelidir.

$$G(s_t; \gamma, c) = 1 - \exp(-\gamma(s_t - c)^2), \gamma > 0 \quad (3.32)$$

Bu modeli etkili bir şekilde kullanmak için, uygun geçiş fonksiyonunu ve sınır değişkenleri seçmek oldukça önemlidir. Geçiş fonksiyonu ve sınır değişkenleri belirlendiğinde, STAR parametreleri, lineer olmayan en küçük kareler yöntemi (NLS) ile tahmin edilir. Eğer $y_t = F(x_t, \Phi) + \varepsilon_t$ ise, NLS tahmin edicisi olarak, denklem (3.33) kullanılır.

$$\Phi = \underset{\Phi}{\operatorname{argmin}} \sum_{t=1}^T (y_t - F(x_t; \Phi))^2 = \underset{\Phi}{\operatorname{argmin}} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2 \quad (3.33)$$

Eğer ε_t normal ise, NLS, MLE (maksimum olabilirlik tahmini)'ne eşdeğerdir. Aksi takdirde NLS, QMLE (kesirli maksimum olabilirlik tahmini) ile yorumlanır. Bir STAR-GARCH modeli, denklem (3.30)'daki ε_t 'nin bir GARCH prosesini izlemesine izin verir. STAR-GARCH modeli, duranlık ve momentler için düzenli koşulların oluşmasını sağlar. Aynı zamanda, QMLE'nin istatistiksel özellikleri için de aynı koşulu sağlar. STAR-GARCH'ın log olasılık fonksiyonunun bilgi matrisi blok diyagonal olduğu için, koşullu ortalama ve koşullu varyans denklemindeki parametreler, ARMA-GARCH durumunda olduğu gibi ayrı olarak tahmin edilebilir (Chan, McAleer 2000).

Daha öncede bahsedildiği gibi rejim değişimi ortalama denklemi ve volatilité modelleri ise varyans denklemi olarak bilinmektedir. Zaman serileri $y_t, t = 1, \dots, N$ ile $y_t \sim N(\mu, \sigma^2)$ yapısal model olarak denklem (3.34) kullanılır.

$$\hat{y}_t = f(.) + \varepsilon_t \quad (3.34)$$

Burada, $f(.)$ y_t 'nin fonksiyonu ve ε_t ise inovasyon prosesidir. Eşvaryanslılık (homosceasticity) durumunda, ortalama 0 ve varyans 1 olarak düşünüldüğünde, ε_t bağımsız ve aynı şekilde dağılan olarak kabul edilir. Bu takdirde, normal dağılım bozulmalarının varsayımı yeniliklerin oynaklık modelleriyle tahmin edilir.

3.7.1. Ortalama Denklik: STAR Modeli

Yumuşak geçişli otoregresif (STAR) modeli, Granger ve Terasvirta (1993) tarafından oluşturuldu ve Terasvirta (1996) tarafından oluşturulan standart prosedür adımı adımına takip edilerek, modelin teknik özellikleri, değerlendirilmesi ve tahminlemesi yapılmıştır. Oluşturulan bu model ile, iş döngüleri (Terasvirta, Anderson, 1992 ve Skalin, Terasvirta, 1996, 1998) ve reel döviz kurları (Baum vd., 1998 ; Liew vd., 2002) üzerinde non-lineer çalışmalar uygulanmıştır. Emek piyasasındaki iş döngü rejimleri ve non-lineerlik arasındaki bağlantıyı Acemoglu ve Scotts (1997) çalışmışlardır. Öcal (2000), İngiltere ekonomisi için, iki rejimli veya üç rejimli model önerisinin ve bazı seçilen İngiltere makroekonomik zaman serilerinin büyüme oranlarında non lineer durumlar için STAR modelini uygulamıştır. Mourelle, Cuestos ve Gil-Alana (2011), Shittu ve Yaya (2011) ve Yaya (2013) , Nijerya enflasyon serileri için STAR modeli öngörmüşlerdir.

Escribano ve Jorda (2001) ve Yaya ve Shittu (2011), nonlinear zaman serisi modellerine kılavuzluk yapmak amacıyla, modellerde parametrelerin ve koşulların çeşitlendirilmesi ve sonuçların elde edilmesi ile STAR modelin seçilimi araştırılmışlardır. Denklem (3.35), p sıradaki STAR modeli için geliştirilmiştir.

$$y_t = \Phi_{10} + \sum_{i=1}^p \Phi_{1i}y_{t-i} + (\Phi_{20} + \sum_{i=1}^p \Phi_{2i}y_{t-i})F(y_{t-d}; \gamma, c) + \varepsilon_t \quad (3.35)$$

Burada, Φ_{10}, Φ_{20} sabitlerdir ve p sıradaki otoregresif parametreler ise $\Phi_{1i}, \Phi_{2i} (i = 1, \dots, p)$ 'dir. Dönüşüm fonksiyonu $F(y_{t-d}; \gamma, c)$, modelde non-lineer dinamiklere neden olur. Bunlar lojistik (3.36) ve üstel (3.37) formlar olarak verilir.

$$F(y_{t-d}; \gamma, c) = \frac{1}{1 + \exp(-\gamma(y_{t-d} - c))} \quad (3.36)$$

$$F(y_{t-d}; \gamma, c) = 1 - [-\gamma(y_{t-d} - c)^2] \quad (3.37)$$

Sırasıyla, iki durum içinde $\gamma > 0$ 'dır. Lojistik tip asimetrik olarak, üstel tip ise simetrik olarak bilinir. Ekonomik ve finansal seriler genelde asimetrik olarak gösterilir. Bu nedenle lojistik STAR (LSTAR) modeli serilerde non-lineer dinamik modellerde uygulanır. Dönüşüm fonksiyonlarında, dönüşüm değişkenleri y_{t-d} için d 'nin 1,2,...,p değerlerinde olduğu kabul edilir. d 'nin değeri sistemlerde non-lineerliğin gelişimine göre değişkenlik gösterir, fakat model tahmini önceliği bilinmez. Eğim ve γ sabit terim c olmak üzere, dönüşüm fonksiyonlarında non-lineerliğin parametreleri için belirlenen kısımlardır. γ , 1 ile 100 arasında değer alırsa, non-lineerlik kesinleşir ve dinamik değişimler bazı periyotlar için nonlinear bölgede oluştuktan sonra, alt lineer bölgeden üst lineer bölgeye doğru hızlı oranda gerçekleşir. $\gamma = 1$ 'de y_t 'nin varyanslarına ve c 'nin boyutuna bağlı olarak, model doğrusal modele dönüşmektedir (Yaya, Shittu, 2011). Dönüşüm fonksiyonları (3.36) ve (3.37), 0 ile 1 arasında sınırlandırılmıştır. Bu olay STAR modellemesinde ilginç uygulamalara neden olmuştur. Dönüşüm fonksiyonları 0 bölgesindeyken (3.35)'daki tüm sistemler lineer olur ve birim bölgede de lineerdir. Çoğu zaman dönüşüm fonksiyonları $0 < F(y_{t-d}; \gamma, c) < 1$ gibi ise nonlinear bölgededir. Asimetrik ve simetrik fonksiyonların özellikleri, Terasvirta (1994)'in yaklaşımının anahattı kullanılarak uygulanmaktadır. STAR modelin özellikleri hakkında çalışmalar, Luukkonen, Saikkonen ve Terasvirta (1988) tarafından hazırlanan bu iki makaleye atıfta bulunarak yapılmıştır.

3.7.2. Varyans Denklemi: GARCH ve ST-GARCH Modelleri

y_t zaman serilerinin nonlinearliği konusundan ayrı olarak, tahmin edilen modellerin inovasyonu, genelde ekonomik ve finansal serilerde spesifik olarak heterokedastiktir. Engle (1982), İngiliz enflasyonu için q sıralı otoregresif koşullu heteroskedastik (ARCH) modeli kendi makalesinde sunmuştur. Bu model denklem (3.38)'de verilmiştir.

$$\sigma_t^2 = w + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (3.38)$$

Burada σ_t^2 koşullu varyans, w ise sabit ve $\alpha_i (i = 1, \dots, q)$ ARCH modeli için parametrelerdir. ε_{t-1} ortalama denklemde fazla ve arda kalanlar olmak üzere, heteroskedastik olarak varsayılır. Bollerslev (1986) tarafından, Engle'in modelinin

genelleştirilmesiyle oluşturulan GARCH modeli, p ve q sıralıdır. GARCH modeli denklem (3.39)'da verilmiştir.

$$\sigma_t^2 = w + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-1}^2 + \sum_{j=1}^r \beta_j \sigma_{t-1}^2 \quad (3.39)$$

Burada, $\beta_j (j = 1, \dots, r)$ GARCH gösterimindeki parametrelerdir. ARCH (q) ve GARCH (q, r) modeli için $\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^r \beta_j < 1$ 'dir. Hoyerud (1997a, 1997b) ve Gonzalez-rivera (1998), ARCH/GARCH sistemlerinde rejim değişim fonksiyonları formlarına dikkat çekmişlerdir. Bu alandaki daha ileri çalışmalar Lundberg ve Terasvirta (1999) tarafından önerilmiştir. Hoyerud (1997b) tarafından sunulan yumuşak geçişli-ARCH(q) (STARCH) modeli denklem (3.40)'da verilmiştir.

$$\sigma_t^2 = w + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-1}^2 [1 - F(\varepsilon_{t-1}^2)] + \sum_{i=1}^q \delta_i \varepsilon_{t-i}^2 F(\varepsilon_{t-1}) \quad (3.40)$$

Burada α_i ve w ARCH modelde açıklanmıştır. Ek olarak $\delta_i (i = 1, \dots, q)$ parametresi modelde iki rejimi belirtir. Geçiş fonksiyonlarında geçiş değişkeni ε_{t-i} , lojistik ve üstel olarak verilir. Sırasıyla denklem (3.41) ve (3.42) ile verilmiştir.

$$F(\varepsilon_{t-1}) = \frac{1}{1 + \exp(-\theta(\varepsilon_{t-1}))} \quad (3.41)$$

$$F(\varepsilon_{t-1}) = 1 - \exp(-\theta(\varepsilon_{t-1})) \quad (3.42)$$

Sırasıyla bu iki denklem için $\theta > 0$ durumu vardır. Bu iki geçiş fonksiyonu (3.41) ve (3.42), koşullu varyans için farklı dinamikleri oluştururlar. (3.41)'deki lojistik form geri dönüş prosesi üretir ve inovasyonların belirteçlerine bağlı olarak koşullu varyans farklılıklarının dinamiklerini belirtir (Hoyerud,1997). Eğer $\varepsilon_{t-i} \rightarrow -\infty$ ise lojistik fonksiyon -1/2 olur ve eğer $\varepsilon_{t-i} \rightarrow +\infty$ ise fonksiyon -1/2'ye eşit olur. (3.42)'deki üstel fonksiyon, hata terimi parametrelerinin yönünden simetriktr. Bunun sonucu olarak, bu fonksiyon, innovasyonların şiddetine bağlı olarak koşullu varyans dinamikleri için verileri oluşturmaktadır. Eğer $|\varepsilon_{t-i}| \rightarrow \infty$ ise, lojistik ST-ARCH (q) ve ST-GARCH (q,r)'da σ_t^2 'nin α_i 'dan δ_i 'ya düzenli olarak değişimin üzerine ε_{t-1}^2 etkisiyle, fonksiyon 0'dır. θ parametresi büyüdüğü durumlarda hem lojistik ST-ARCH

hemde ST-GARCH fonksiyonlarının basamak fonksiyonları yaklaşımında ε_{t-i} negatif değerleri için 0, pozitif değerleri için ise 1 olur. Buna rağmen, lojistik fonksiyonlar için $-1/2 \leq F(.) \leq 1/2$ ve üstel fonksiyonlar için $0 \leq F(.) \leq 1$ aralıkları geçerlidir. Lojistik ST-ARCH modelinde pozitif koşullu varyanslar için koşul $\alpha_i \geq \frac{1}{2}|\delta_i|$ ve ε_t inovasyonlarında durağanlık için $\sum_{i=1}^q \left[\alpha_i - \frac{1}{2}|\delta_i| + \max(\delta_i, 0) \right] < 1$. Üstel ST-ARCH modelinde pozitif koşullu ortalama için koşul $\alpha_i + \beta_i \geq 0$ ve ε_t 'nin inovasyonlarının durağanlığı $\sum_{i=1}^q [\alpha_i + \max(\delta_i, 0)] < 1$ 'dir (Hogerud, 1997). Bu modelin genelleştirilmiş formu Yumuşak Geçişli GARCH (q,r) (ST-GARCH) olarak adlandırılır ve Hagerud (1997) ve Gonzalez –Rivera (1998) tarafından hazırlanan model denklem (3.43) ile gösterilmiştir.

$$\sigma_t^2 = w + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-1}^2 [1 - F(\varepsilon_{t-1}^2)] + \sum_{i=1}^q \delta_i \varepsilon_{t-i}^2 F(\varepsilon_{t-1}^2) + \sum_{i=1}^r \beta_i \sigma_{t-j}^2 \quad (3.43)$$

(3.41) ve (3.42)'da verilen geçiş fonksiyonları sırasıyla lojistik ve üstel durumlardır. ST-GARCH modeli σ_{t-j}^2 GARCH terimi içerir. Lojistik ST-GARCH modelde pozitif koşullu varyans için, GARCH (p,q) modelinin durağanlık koşulu ST-GARCH'a dayanır ve bundan ayrı olarak, $\alpha_i \geq \frac{1}{2}|\delta_i|$ lojistik durumu için ve ε_t inovasyonlarının durağanlığı için ise $\sum_{i=1}^q \left[\alpha_i - \frac{1}{2}|\delta_i| + \max(\delta_i, 0) \right] + \sum_{i=1}^r \beta_j < 1$ 'dir. Üstel ST-GARCH modelde pozitif koşullu ortalama için $\alpha_i + \beta_i \geq 0$ ve ε_t inovasyonlarının durağanlığı için $\sum_{i=1}^q [\alpha_i + \max(\delta_i, 0)] < 1$ 'dir (Hagerud,1997). ST-GARCH (p,q)'ya benzer olarak Anderson ve diğ., (1999) tarafından hazırlanan model, günümüzde Nam vd., (2002) tarafından uygulanmıştır. Denklem (3.44)'de gösterimi verilmiştir.

$$\sigma_t^2 = (w_{10} + \sum_{i=1}^q \alpha_{1i} \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_{1j} \sigma_{t-i}^2) [1 - F(\varepsilon_{t-i}^2)] + (w_{20} + \sum_{i=1}^q \alpha_{2i} \varepsilon_{t-1}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_{2j} \sigma_{t-1}^2) F(\varepsilon_{t-i}^2) \quad (3.44)$$

Bu rejim değişim fonksiyonları formundaki GARCH modelin değişik biçimi olarak verilir. Parametreler ve GARCH varlığının koşulları, ST-GARCH modele dayanan ve denklem (3.39) ile gösterilen GARCH özellikleriyle belirtilmiştir. (3.44)'de gösterilen model, sadece (3.41)'de gösterilen asimetric fonksiyonlar için belirtilir. Ayrıca, ST-GARCH model, Asimetric lineer olmayan yumuşak geçişli –GARCH(ANST-

GARCH) olarak bilinir (Nam ve diğ., 2002). Asimetrikler, ε_t inovasyonları veya geri dönüşüm serilerinde önemli özelliklerdir. Pozitif ve negatif inovasyonlar oynaklık modellerinin önerilmesine olanak sağlar. Diğer asimetrik GARCH varyantları üstel GARCH (EGARCH)'tır (Nelson,1991). Ding ve diğ., (1993) tarafından önerilen asimetrik güç GARCH (APGARCH) ve Glosten ve diğ., (1993) tarafından önerilen Glosten Jaganathan ve Runkle (GJR-GARCH) modeli uygulama alanı fazla olan modellerdir. Frances ve van Dijk (2003) , Hoyerud (1997a)'un modeline benzerlik gösteren ST-GARCH (q,r) modelini, koşullu oynaklığın ve durağanlığın var olduğu durumlar için bile uygulanmışlardır.

3.8. FIGARCH ve APGARCH

Özellikle değişkenliğin otoregresif koşullu heteroscedastisite (ARCH) spesifikasyonunda oynaklığın ekonometrik modellenmesi, Engle'in (1982) önemli yazısının ardından önem kazanmıştır. Daha sonrasında, model Bollerslev (1996) tarafından genişletilmiştir. Genelleştirilmiş ARCH (GARCH) olarak isimlendirilen bu model, volatilitenin kümelenmesi, geniş kuyruk analizi veya aşırı basıklık (volatility clustering, heavy tails veya excess kurtosis) ve normal olmayan dağılımlar gibi dağılımsal görünüşleri elde etmek amacıyla birçok önemli uygulama sunmuştur. Ayrıca Ding ve diğ., (1993) tarafından geliştirilen asimetrik güç GARCH (APGARCH) modeli, geleneksel GARCH modelinde, karesi alınmış basit dalgalanmalar ve koşullu varyanslar olmaksızın güç dönüşümleriyle modelin türetilmesine imkân sağlamışlardır. Daha sonrasında, Bollie ve diğ., (1996) ve Bollerslev ve Mikkelsen (1996) tarafından, hazırlanan kademeli olarak bütünleşmiş GARCH (FIGARCH) modeli sunulmuştur. Bu model, ARMA prosesini takip eden GARCH modeli için koşullu ortalamanın kısa vadedeki dinamiklerini karşılamaktadır. Bollie (1996) tarafından yapılan buluşlardan en önemlisi volatilitenin uzun kalıcılık gösterdiği durumlarda finansal makroekonomik zaman serilerinin uzun bellek karakterlerini sağlamasına bağlı olmasıdır.

Tse ve Tsui (1997)'i izleyen Tse (1998), FIGARCH ve APGARCH modellerinin kombinasyonu olan FIAPGARCH modelini hazırlamıştır. Kademeli bütünleşik ve asimetrik güç terimlerini birleştiren bu model, daha önce belirtilen finansal zaman serilerindeki dağılımsal görünüm yakalanmasına olanak sağlamıştır. İlerleyen çalışmalarda, kademeli bütünleşik modelin GARCH modeline integrasyonu ile petrol

fiyatlarındaki volatilitenin modellenmesi ve tahmin kesinliğinde önemli gelişmelere ulaşılmıştır. İlave olarak, GARCH modelinin, asimetrik güç ve kademeli bütünleşik GARCH modellerinin kombine edildiği hali olan FIAPGARCH ile geliştirilmesiyle volatilité modellerinde büyük ilerlemeler kaydedildi. Petrol fiyatlarına yapılan müdahaleler ve ani fiyat değışiklikleri gibi durumlar dikkate alındığında, FIGARCH ve FIAPGARCH modelleri, petrol fiyatlarındaki ani değışimi analiz eden önemli araçlar sunmuştur. Buna rağmen, modeller, rejim değışimleri ve rejim dönüşümlerini almaksızın tekil rejim yapısını sağlamayı sürdürdü (Bildirici, Ersin, 2013).

GARCH sürecinde nonlinearliğin modellenmesi için, Frances ve van Dijk (2000) yumusak bir gecis için GARCH (STGARCH)'ı değerlendirmişlerdir. Burada, rejim değışimleri, Terasvirta (1994) tarafından geliştirilen koşullu ortalama süreçleri için STAR modellerinin modellendiği ve geliştirildiği tekniklere benzer dönüşüm fonksiyonlarıyla düzenlenmiştir. Lundberg ve Terasvirta (1998) tarafından geliştirilen STAR-ST-GARCH modeli, zaman serilerinin hem koşullu ortalama hemde koşullu varyans süreçlerinin nonlinearliğine izin vermiştir. Chan ve McAleer (2002, 2003), STAR-GARCH modellerinin tahmini için gerekli içerikteki istatistiksel özellikleri değerlendirmişlerdir. Çalışmada, LSTAR-LSTGARCH mimarlığı altında düzenlenen, hem koşullu ortalama hem de koşullu varyans için non-lineer STAR tipini izleyen modellere yer vereceğiz. LSTAR-LST-GARCH modelleri, LSTAR-LST-GARCH, LSTAR-LST-FIGARCH, LSTAR-LS-APGARCH ve LSTAR-LST-FIAPGARCH modelleridir. Ayrıca, non-lineer STAR tipini takip eden hem koşullu ortalama hemde koşullu varyans için izin veren ST-GARCH (Lundberg, Terasvirta, 1998) ve STAR-GARCH modelleridir. STGARCH modeliyle benzerlikler taşımaktadır, fakat, dönüşüm fonksiyonlarının gösteriminde GTGARCH (Glosten ve diğ., 1993) ve TGARCH (Zokoian, 1994) modelleriyle farklılık gösterir. Bunun nedeni, STGARCH modellerinin, rejim değışikliklerinin ifadesinde sınır fonksiyonlarına izin vermesidir. Daha sonrasında, yapay sinir ağıları GARCH süreci (ANN-GARCH), Donaldson ve Komstra (1997) tarafından geliştirilmiştir. Bu süreç, ANN modellerinin genel tahmin sahipliğini kullanmasıyla non-lineerliğin yakalanması için GJR modelini çok katmanlı algılayıcı bazlı sinir ağıları mimarlığı ve lojistik sıkıştırılmış fonksiyonlarla çoğaltılmıştır. Bu kavramın ardından, birçok makalede sinir ağıları geliştirilmiştir. Lai ve Wong (2001), tek katmanlı sinir ağlarının kullanımıyla nonlinear zaman serilerine katkıda bulunmuşlardır. Daha sonra, zaman serilerinin tahmini ve öngörüsü için NN

modelleri geliştirilmiş ve Weigend ve diğ., (1991), Weigand ve Gershenfeld (1994), White (1992), Hutchinson ve diğ., (1994), Gencay ve Liu (1997), Gencay ve Stengos (1997, 1998) ve Refenes ve diğ., (1997) tarafından önemli katkılar sağlanmıştır. Bu katkılar, paternlerin teşhisi ve iyileştirilmesi için finansal analiz ve borsa kâr tahminlerinde olmuştur. Dutta ve Shekhar (1998), tahvil sıralamaları için sinir ağıları uygulamaları sağlanmıştır. NN modellemesi metodolojisi, stok endeks değerlerinin tahmini için Wang ve diğ., (2005) tarafından başarılı bir şekilde uygulanmıştır. Bildirici ve Ersin (2009) kısa ve uzun dönem horizonların günlük borsageliri tahmini için NN ailesi modellerini modellemiştir ve NN mimarlığı altındaki GARCH modellerinin belirgin olarak tahmin performanslarını test etmişlerdir (Bildirici, Ersin, 2013). APGARCH modeli, volatilité σ_t^γ fonksiyonunun γ gücünün denklem (3.45) gibi olduğu varsayılmaktadır.

$$\xi_{t,\gamma} = \frac{c}{1 - \sum_{j=1}^q a_j} + \sum_{i=1}^p b_i (|X_{t-i}| - d_i X_{t-i})^\gamma + \sum_{i=1}^p b_i \sum_{k=1}^\infty \sum_{j_1=1}^q \dots \sum_{j_k=1}^q a_{j_1} \dots a_{j_k} (|X_{t-i-j_1-\dots-j_k}| - d_i X_{t-i-j_1-\dots-j_k})^\gamma \quad (3.45)$$

Literatürde bir APGARCH modeli varsayımına göre en az iki avantaja sahip olduğu tartışılmaktadır. Bahsi geçen avantajlardan ilki, herhangi bir istatistiksel model çoğu koşulda yalnızca bir yaklaşımdır. İkincisi, durağanlık şartı, APGARCH modelleri $\sum_{i=1}^p b_i E\{| \varepsilon_t | - d_i \varepsilon_t\}^\gamma + \sum_{j=1}^q a_j < 1$ için APGARCH $\sum_{1 \leq j \leq q} a_j < 1$ yaklaşımının koşullarını rahatlıkla sağlamaktadır. Finansal veriler için, sıklıkla 1 veya daha fazla gerçekleşen b_i ve a_i 'nin tahminin rahatlığı, pratiği ile ilgilidir. Durağanlık koşulunun gevşemesi, $\xi_{t,\gamma}$ sürecinin yaklaşımının tanımlanması ve X_t 'den kaynaklanmaktadır. Tersine geçerli değildir. Baillie (2002)'e göre, uzun dönem etkisi, hafızası sadece ortalama ile var olmaz aynı zamanda enflasyon oranlarının ikinci momentinden de oluşur. Aynı zamanda Baillie (2002), koşullu ortalamaya uygulanan fraksiyonel (kısmi) filtre kullanılarak tahmin edilen enflasyon kalıntılarının karesinin ve mutlak değerlerinin hafıza özelliklerine sahip olduğunu savunmuştur. Dolayısıyla, enflasyon oranlarının koşullu varyansı muhtemelen uzun dönemli (hafızalı) otoregresif koşullu heterokedastik bir süreç olarak modellenmelidir. Böyle bir model, Ding ve diğ., (1993) tarafından önerilen asimetrik güç içeren GARCH modeli (APGARCH)'dir. APGARCH, asimetri ile zamanla değişen koşullu heteroskedastisitenin modellenmesinde büyük başarı elde etmektedir.

Ural (2009) çalışmasında, APGARCH modelinin kabiliyetinin, dört gelişmiş ve gelişmekte olan dört piyasanın oynaklık özelliğini analiz etmiştir. Sonuçlar, pazardaki yeniliklere asimetrik yanıtların varlığında, finansal zaman serilerinin hem çarpıklığını hem de basıklığını barındıran APGARCH (1,1) Eğrisel Student-t modelinin tercih edildiğini ortaya koymaktadır. Bununla birlikte, her piyasanın iç dinamiği farklı olduğu için, piyasaları gelişmiş ve gelişmekte olan pazarlar olarak ayırarak modelin parametrelerini değerlendirip yorumlamanın imkânsız olduğu sonucuna varılmıştır. Ayrıca simüle edilmiş otokorelasyon fonksiyonu uzun dönem (hafıza) özelliklerini yansıtmaktadır. Modelin genel yapısı denklem (3.46)'da gösterilmiştir. Denklem (3.47) ise h_t^δ fonksiyonunu tanımlamaktadır.

$$\varepsilon_t = h_t v_t, \varepsilon_t \sim N(0,1) \quad (3.46)$$

$$h_t^\delta = \omega + \sum_{i=1}^n \alpha_i (|\varepsilon_{t-i}| - \theta_i \varepsilon_{t-i})^\delta + \sum_{i=1}^r \beta_i \sigma_{t-i}^\delta \quad (3.47)$$

Burada, $\delta > 0$, koşullu standart sapması h_t 'nin Box-Cox dönüşümü rolünü oynarken, θ_i 'ler sözde kaldıraç etkisini yansıtmaktadır. θ_i 'nin pozitif (negatif) bir değeri, geçmiş negatif (pozitif) şokların mevcut koşullu oynaklık üzerinde, geçmişteki pozitif şoklardan daha güçlü bir etkiye sahip olduğu anlamına gelmektedir (Nasr ve diğ., 2015). Model, koşullu standart sapma süreci ve asimetrik mutlak yeniliklerle Box ve Cox (1964) dönüşümü getirir. APGARCH modelinde iyi haber ($\varepsilon_{t-i} > 0$) ve kötü haber ($\varepsilon_{t-i} < 0$) gelecekteki oynaklık için farklı öngörülebilirlik göstermektedir, çünkü koşullu varyans sadece büyüklüğüne değil, aynı zamanda ε_t 'nin işaretine de bağlıdır (Ural, 2009).

3.9. LSTAR

Finansal ekonomi büyük ölçüde zaman serisine dayanır. Zaman serisi modelleri için en önemli kullanımlardan biri tahminlerin üretilmesidir ve doğrusal olmayan modellerin bunu gerçekleştirmede özellikle başta birkaç adım önde olmak üzere bazı zorlukları vardır. Tahmin dönüşleri için önerilen iki ilgili model sınıfı, rejim değiştirme modelleri ve yapay sinir ağlarıdır. LSTAR modeli, çok dönemli öngörmeyi ilişkili bir doğrusal modelden daha farklı hale getiren doğrusal olmayan bir modeldir.

Tahminin elde edilmesi sayısal entegrasyonu gerektirir ve daha uzun vadeli zaman için çoklu entegrasyona rastlanır.

LSTAR modelleri ile amaçlardan biri, verilerde doğrusal olmayan özelliklerin uygun bir şekilde karakterize edilmesidir. Bu karakterizasyon daha sonra tahminler üretmek için kullanılır. Bununla birlikte, tahmin edilen modelin bu bakımdan ne kadar başarılı olduğunu bulmak genellikle ilgi çekicidir. Bunu yapmanın bir yolu alternatif bir doğrusal model oluşturmaktır.

STAR modelleri (Luukkonen ve diğ., 1988) iki veya daha fazla rejim arasında lineer olmayan düzgün geçiş sağlayan ilginç özelliklere sahiptir; buradaki geçiş, Terasvirta'yı takip eden üstel ve lojistik fonksiyon olarak tanımlanan sürekli, iki kat türevlenebilir bir fonksiyon ile tanımlanır, LM tipi testlere dayalı spesifikasyon, tahmin ve değerlendirme metodolojisini daha da geliştirmiştir. STAR modeli, benzer fonksiyonlarıyla modellenen SETAR ve TAR modelleri de dâhil olmak üzere birçok doğrusal olmayan modellerle içiçe geçmektedir. Tong'u (1990) takip eden, koşullu ortalamadaki bir eşik otoregressif süreç denklem (3.48) ile ifade edilmiştir:

$$y_t = \alpha' \tilde{x}_t + \beta' \tilde{x}_t I(s_t) + \varepsilon_t \quad (3.48)$$

Burada, $x'_t = (y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p})'$ ve $\tilde{x}_t = [1, x'_t]' = (1, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p})'$ vektörleri girdidir ve 2 rejimli TAR modeli ve $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$ 'deki vektör parametresi I ise $i=1,2$ ile şöyle ifade edilir $\Phi'_i = (\Phi_{i,1}, \Phi_{i,2}, \dots, \Phi_{i,p})'$. Özdeş fonksiyonun $I(s_t)$, süresiz fonksiyondur (3.49).

$$I(s_t) = \begin{cases} 0, & s_t \leq c \\ 1, & s_t > c \end{cases} \quad (3.49)$$

Chan ve Tong (1986), sürekli doğrusal olmayan bir fonksiyona izin veren TAR modelini STAR modeline genişletmiştir. Model denklem (3.50)'de verilmiştir.

$$y_t = \alpha' \tilde{x}_t + \beta' \tilde{x}_t F(s_t; \gamma, c) + \varepsilon_t \quad (3.50)$$

Luukkonen ve diğ., (1988), Terasvirta (1994) ve Granger ve Teräsvirta (1993), STAR modelleri lojistik ve üstel fonksiyonlara izin vermek için genelleştirmişlerdir.

Luukkonen ve diğ., (1988) tarafından daha da geliştirilmiş Yumuşak Geçiş Otoregresif (STAR) modeli. Granger ve Teräsvirta (1993), Teräsvirta (1994) ve Bildirici ve Ersin (2013) sinir ağı modellerinin sıkıştırma fonksiyonlarına ait lojistik ve üstel fonksiyonlara dayanan otoregresif süreçlerin rejimleri arasında yumuşak geçiş getirerek koşullu ortalamanın doğrusal olmayan modellemesini amaçlamaktadırlar. STAR metodolojisinde (Teräsvirta, 1994) lojistik ve üstel fonksiyonları geçiş fonksiyonları olarak kullanarak LSTAR ve ESTAR modelleri elde edilmiştir. İki rejim modeli için lojistik geçiş fonksiyonu denklem (3.51)'de verilmiştir.

$$F(s_t; \gamma, c) = (1 + \exp\{-\gamma(s_t - c)\})^{-1} \quad (3.51)$$

Burada, girdi ve parametre vektörleri denklem (3.1) 'de olduğu gibi tanımlanır. STAR modellerinde (Teräsvirta, 1994), geçiş değişkeni, s_t doğrusal olmayanlığı en etkin şekilde yakalayan gecikme seçerek açıklayıcı gücü maksimumlaştıran bağımlı değişkenin y_{t-d} optimum gecikmesini seçen LM doğrusal olmayan testleriyle seçilir. Dolayısıyla, denklem (3.36) yerini alabilir. Lojistik STAR (LSTAR) ifadesini elde etmek için denklem (3.52) kullanılır.

$$y_t = \alpha' \tilde{x}_t (1 - F_L(y_{t-d}; \gamma, c)) + \beta' \tilde{x}_t (F_L(s_t; \gamma, c)) + \varepsilon_t \quad (3.52)$$

Burada, $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$ normal dağılıma sahip bir beyaz gürültü (white noise) sürecidir. İki rejime sahip LSTAR (p) modelinin tek değişkenli gösterimi denklem (3.53)'teki gibidir.

$$y_t = (\Phi_{1,0}, \Phi_{1,1}y_{t-1}, \Phi_{1,2}y_{t-2}, \dots, \Phi_{1,p}y_{t-p})(1 - (1 + \exp[-\gamma(y_{t-d} - c)])^{-1}) + (\Phi_{2,0}, \Phi_{2,1}y_{t-1}, \Phi_{2,2}y_{t-2}, \dots, \Phi_{2,p}y_{t-p})(1 + \exp[-\gamma(y_{t-d} - c)])^{-1} + \varepsilon_t \quad (3.53)$$

Burada, y_{t-d} ; geçiş fonksiyonudur, c ; eşiktir ve γ ; geçiş oranını kesin olarak pozitif olarak tanımlayan geçiş parametresidir, $\gamma > 0$. Düşük γ değerleri için, işlem yumuşak bir geçiş gösterirken, $\gamma \rightarrow \infty$ olduğu için LSTAR modeli, denklem (3.48)'de verilen TAR (p) işlemine indirgenir.

Lojistik fonksiyon F , $[0,1]$ aralığında değerlerle sınırlıdır. Ayrıca, $y_t = c$ fonksiyonu için $F=0.5$ iken $y_{t-d} > c$ ve $y_{t-d} \rightarrow \infty$ koşullarında lojistik fonksiyon $F=1$ ' ulaşır. Bu

nedenle, bağımlı değişkenin LSTAR gösterimi, birinci rejim gösteriminden $y_t = \Phi'_1 \tilde{x}_t + \varepsilon_t$, ikinci rejim gösterimine $y_t = (\Phi'_1 + \Phi'_2) \tilde{x}_t + \varepsilon_t$ doğru hareket eder. Benzer şekilde geçiş değişkeninin $y_{t-d} = c$ küçük değerleri için $y_{t-d} \rightarrow -\infty$, süreç ikinci rejimden birinci rejime doğru düzgün bir şekilde hareket eder. Son olarak, $\gamma = \infty$ için lojistik fonksiyon $F = I(y_{t-d})$, özdeşlik fonksiyonuna yaklaşır ve iki rejimli LSTAR modeli, kendinden çalışan eşik otoregresif model (SE)TAR olarak adlandırılır (Dick Van Dijk ve diğ., 2002, Bildirici, Ersin, 2013).

3.10. LSTAR-GARCH

Lojistik Yumuşak Geçiş Otoregresif GARCH (LSTAR-GARCH) yük tahmin modelleri incelenmiştir. Buna ek olarak, LSTAR; eşiğin yakınındaki TAR'nın süreksizlik noktası sorununu ele almak için etkili bir şekilde kullanılır. Ayrıca, yük zaman serilerindeki geniş-kuyruk (fat-tail) etkisi incelenmiş ve genelleştirme için fat-tail dağılımlı GARCH modelleri değiştirme rejimi önerilmiştir.

Haber Etki Eğrisinin (NIC) eğim yapısı, eşiğin yakınındaki TAR-GARCH ve LSTAR-GARCH tipi modellerin davranışını tasvir etmek için önerilmektedir. Sunulan tüm rejim-anahtarlama GARCH tip modelleri ile tahmin sonuçları sağlanmıştır. Sonuç olarak, fat-tail dağılımı ile LSTAR-GARCH modeli kısa vadeli yük tahmini için (STFL) umut verici bir yöntemdir (H. Chen ve diğ., 2011).

Oyewale ve diğ., (2013) çalışmalarında, tüm STAR-GARCH modellerinin GARCH ile varyansları, tüm STAR-GARCH'in aslında klasik GARCH modelinden daha iyi performans sergilediği açıktır; ancak, LSTAR-GARCH modeli en iyi performansı yakalamıştır ve bunu ESTAR-GARCH modeli izlemektedir. Tahmin edici nitelikte olması nedeniyle LSTAR-GARCH modelinin kullanılması en iyi sonucu vermiştir. Bununla birlikte, her ne kadar araştırmacılar ESTAR performansını da dikkate alarak eşit olarak yararlanmayı düşünmektedirler. Fakat çalışmada optimum sonuç için LSTAR-GARCH kesinlikle önerilmiştir.

Ayrıca çalışmalarında, tüm STAR-GARCH modellerinin GARCH ile varyanslarını sunmaktadırlar. Bunun sonucu olarak, tüm STAR-GARCH'in klasik GARCH modelinden daha iyi performans sergilediği oldukça açık bir şekilde sergilemişlerdir. Ancak, bunlardan da öte LSTAR-GARCH en iyi performansı yakalamıştır ve onu ESTAR-GARCH ile EAR-GARCH modelleri izlemiştir. Sonuç olarak, LSTAR-

GARCH kullanımının en iyi sonucu vermekte ve ESTAR da bazı durumlar için kullanılabilir olarak değerlendirmişlerdir (Oyewale ve diğ., 2013).

Lojistik Yumuşak Geçiş Otoregresif (LSTAR) modelini denklem (3.54) gibi tanımlarsak; denklem (3.55) elde edilir.

$$y_t = \Phi'_1 y_{t-j} \left\{ 1 - \left(\left(1 + \exp - (\gamma(y_{t-j} - c)) \right) \right)^{-1} \right\} + \left\{ \Phi'_2 y_{t-j} \left(\left(1 + \exp - (\gamma(y_{t-j} - c)) \right) \right)^{-1} \right\} + \varepsilon_t \quad (3.54)$$

$$y_t = \Phi'_1 y_{t-j} (1 - G_t^L) + \Phi'_2 y_{t-j} G_t^L + \varepsilon_t \quad (3.55)$$

Yukarıda belirtilen koşullara dayalı olarak, STAR modeli, çalışmanın diğer bölümlerinde bahsedildiği gibi doğrusal olmayan zaman serilerinde GARCH modelinin açıklama/tahmin edebilme performansını iyileştirme imkânı sunmaktadır. Genel yapısını kaybeden, hata terimlerini ayarlayarak GARCH modelini lojistik STAR modelleri ile güçlendirebiliriz. Bu doğrultuda LSTAR-GARCH modeli denklem (3.56) gibi oluşmaktadır.

$$y_t = \Phi'_1 y_{t-j} (1 - G_t^L) + \Phi'_2 y_{t-j} G_t^L + \sigma_t \varepsilon_t \quad (3.56)$$

3.11. LSTAR-APGARCH

LSTAR tipi doğrusal olmayan modellemeye asimetric güç APGARCH modellerinin birleşimi iyi bilinen öğrenme ve tahmin yeteneklerinden yararlanmak için sınır ağlarıyla zenginleştirilmiştir. LSTAR-APGARCH modeli, heterokedastik (değişken) koşullu varyansı APGARCH ile genişletilmiş bir LSTAR koşullu ortalamayı izleyen bir modeldir. LSTAR-APGARCH modeli denklem (3.57) verilmiştir.

$$\sigma_t^\delta = \omega + \sum_{k=1}^r \alpha_k (|\varepsilon_{t-k}| - \gamma_k \varepsilon_{t-k})^\delta + \sum_{i=1}^q \beta_i \sigma_{t-i}^\delta + \sum_{h=1}^s \psi(z_t \lambda_h) \quad (3.57)$$

Model değişkenleri denklem (3.58), (3.59) ve (3.60)'da verilmiştir.

$$\psi(z_t \lambda_h) = \left[1 + \exp(\lambda_{h,d,w} + \sum_{d=1}^1 [\sum_{w=1}^m \lambda_{h,d,w} z_{t-d}^w]) \right]^{-1} \quad (3.58)$$

$$z_{t-d} = \frac{[\varepsilon_{t-d} - E(\varepsilon)]}{\sqrt{E(\varepsilon^2)}} \quad (3.59)$$

$$\frac{1}{2} \lambda_{h,d,w} \sim \text{uniform}[-1, +1] \quad (3.60)$$

4. FİNANSAL KRİZLERİN TAHMİNİNDE KULLANILAN ÖNGÖRÜ DEĞİŞKENLERİNİN LSTAR-GARCH, LSTAR-APGARCH İLE ANALİZİ

4.1. Analizde kullanılan Veriler

Finansal krizlerin öngörü modelleri üzerinde çalışırken, BDI ve VIX indekslerinin bulundukları dönemin şartlarını yansıtan sırasıyla öncü reel ve finansal indiktor oldukları konusunda hipotezimizi oluşturduk. Bu nedenle finansal kriz öngörü modelleri empririk uygulamada BDI ve VIX öngörü değişkeni verileri ile analiz edilecektir. BDI ve VIX verileri Bloomberg sisteminden toplanmıştır. Veri seti günlük iş günlerini kapsamaktadır. Örneklem 02.01.1990 - 30.06.2017 dönemi 6927 gözlemlik bir örneklem büyüklüğüne karşılık gelmektedir. Her iki seride logaritmik dönüşüme konu olmuştur. Ayrıca günlük BDI ve VIX verileri logaritmik olarak $lbdi_t = \ln(bdi_t)$ ve $lvix_t = \ln(vix_t)$ elde edilmiştir. İlk farkı alınmış seriler Δ ile ifade edilmektedir. Bunun sonucu olarak $\Delta lbdi_t$ ve $\Delta lvix_t$ iki serinin günlük verilerinin yüzdesel (%) getirilerini ifade etmektedir. Öncelikle, logaritmik dönüşümü sonrası BDI ve VIX zaman serileri endeksleri ve birinci dereceden farkları, çeşitli açıklayıcı istatistikler ile analiz edilmiştir. Sonuçları Ek 1 ve Ek 2 de yer almaktadır. Birinci dereceden farkı alınan $\Delta lvix_t$ veri serisinin Çarpıklık (skewness) ve Basıklık (kurtosis) istatistikleri sırasıyla 0,673536 ve 7,36 dır. Birinci dereceden farkı alınann $\Delta lbdi_t$ serisinin istatistikleri sırasıyla -0,396 ve 10,9 dır. İlgili sonuçlar, serilerin leptokurtik dağılıma uyduğunu ve yoğun kuyruklarının (heavy tail) olduğunu göstermektedir. Ayrıca, birinci dereceden farkları alınmış BDI ve VIX serileri için yapılan Jarque-Berra (JB) istatistikleri, normal dağılımdan %1 anlamlı sapmalar olduğunu göstermektedir.

Veri setleri BDS bağımsızlık testleri ile değerlendirilmiştir. BDS testinde, zaman serisi sıfır hipotezi altında bağımsızdır ve sonuçlar ilk farkı alınmış serilerin her ikisi için %1 anlamlılık düzeyinde sıfır hipotezinin reddedildiğini göstermektedir. Literatürde kabul edildiği gibi, BDS test sonuçları da tezde incelenen veri setlerinin doğrusal olmadığını işaret etmektedir.

$lbdi_t$ ve $lvix_t$ veri setleri KPSS ve KSS testlerine ek olarak PP ve ADF birim kök testleri ile de incelenmiştir. Literatürde KPSS testinin doğrusal olmayan zaman serileri için iyi performans gösterdiği bilinmektedir. Hatta Kapetanios, Shin ve Snell (2003) de yayımladıkları çalışmalarında KSS testinin doğrusal olmayan STAR tipi bir birim kök testi olduğuna yer vermişlerdir. KPSS ve KSS testleri, uygulamada kullanılan veri setlerinin I(1) sürecini takip ettiğini ve birinci farkı alındığında durağan olduklarını doğrulamaktadır. EK 3 de birim kök ve durağanlık sonuçları yer almaktadır.

4.2. Kullanılan Ekonometrik Analizlerin Sonuçları

4.2.1. TAR, TAR-GARCH ve TAR-T-GARCH Modeli

Günlük BDI endeks veri seti, AR, AR-GARCH ve AR-TGARCH modelleri karşılaştırmalı olarak birinci farkları alınarak tahmin edilmiştir. İlk aşamada, günlük BDI endeks veri seti için otoregresif bir GARCH modeli AR(1)-GARCH(1,1) tahmin edilmiştir. Tahmin sonuçları Ek 4’de verilmiştir ve üç doğrusal olmayan koşullu ortalama modeli ile değerlendirilmiştir.

İlk model, hata terimlerinin homoskedastik olduğu durumda, koşullu ortalamanın bir AR(1) sürecini takip ettiğini varsaymaktadır. Sonuçlar Ek 4’ün 1. sütunda gösterilmektedir. Gecikme uzunluğu Schwarz bilgi kriteri (SIC) ile seçilmiştir. Q testi sonuçları, kalıntılarda otokorelasyonun varlığını göstermektedir. Ayrıca, BDI endeksi veri setinin korelogramı incelendiğinde, ACF ve PACF fonksiyonlarını dikkate alan ARMA tipi bir yapı gözlemlenmiştir. %1 anlamlılık seviyesinde, AR(1) terimi 0,80 anlamlı olarak tahmin edilmiştir. Olma olasılığı istatistiği (LogL) ise 23423,6 olarak hesaplanmıştır. AIC ve BIC bilgi kriterleri sırasıyla -6,666158 ve -6,664206 olarak bulunmuştur. Model kalıntıları, birinci derece ARCH-LM testi ile araştırılmıştır ve the null hipotezi “eğer modelin artıkları ARCH tipi değişen varyansa sahip değilse” üzerine kurulmuştur. ARCH-LM test istatistiği 580,7987 olarak hesaplanır ve olasılık [0.000] olarak hesaplanır, bu da model kalıntılarındaki ARCH etkilerinin reddedilemeyeceğini gösterir.

İkinci model ise, değişen varyanslılığı (heterokedastisite) kontrol etmek için bir AR(1)-GARCH(1,1) modelidir ve sonuçları Ek 4’ün 2. sütununda rapor edilmiştir. Ek 4 sütun 1’de verilen 1. modele benzer şekilde, kesişim %5 anlamlılık düzeyinde

anlamli deęildir. Bu duruma ek olarak; kořullu varyans sũrecini bir GARCH(1,1) sũreci ile modelledikten sonra, AR(1) katsayı tahmini 0,849'a yũkseldięi gũzlemlenmektedir ve parametre istatistiksel olarak %1 anlamlılık dũzeyinde anlamlıdır. ARCH ve GARCH parametreleri sırasıyla 0,144 ve 0,851 olarak tahmin edilmiřtir ve %1 anlamlılık dũzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Ayrıca unutulmamalıdır ki, deęiřen varyans kontrol edildikten sonra ARCH-LM test istatistięinin 21,74'e dũřmũřtũr ve ARCH+GARCH terimlerinin <1 kararlılık kořulunu saęlamıřtır. Kořullu ortalamada doęrusal AR(1) sũrecini varsayan ũçũncũ temel model, yalnızca kořullu varyans sũrecinde eřik etkilerini varsayan AR(1)-TGARCH modelidir. AR(1)-GARCH sonuęlarına benzer řekilde, AR(1) katsayısı 0.849 olarak tahmin edilmektedir ve istatistiksel olarak anlamlıdır.

ARCH ve GARCH terimleri sırasıyla 0,152 ve 0,841 olarak tahmin edilmiřtir ve istatistiksel olarak %1 anlamlılık dũzeyindedir. AR(1)-GARCH modeli ięin gũzlemlenen sonuęlara benzer olarak, duraęanlık kořulu anlamlıdır. Birinci dereceden AR(1) temel modeli ile karřılařtırıldıęında, TGARCH(1,1) sũreci ile kořullu varyans sũreęlerinin modellenmesi, ARCH-LM test istatistięinde ȃnemli bir iyileřtirme elde edildięinden, kalıntılar ũzerindeki ARCH etkilerinin yakalanıp iyileřtirilmesini saęlamaktadır. Kalıntılar ięin oluřturulan, ARCH tipi deęiřen varyans sıfır hipotezi reddedilemedięinden (ARCH-LM istatistięi 21,2 olarak hesaplanmıřtır), kalıntılarda ARCH etkisinin olmadıęı sonucuna varılamaz. Buna ek olarak, ARCH etkisinin olmadıęı sıfır hipotezinin reddedilemeyeceęi sonucuna varılabilir, ancak Ek 4'de yer alan sũtun 2 ve 3'te verilen modellerde ARCH, GARCH ve TGARCH terimleriyle, oynaklıęı yakalama aęısından iyileřme gũzlemlenmiřtir.

Ek 4'de verilen modeller, ęalıřmada TAR-GARCH ve TAR-T-GARCH modellerinin deęerlendirmesidir. Amaę, gelecekteki ekonomik aktiviteyi deęerlendirmek isteyen arařtırmacılar ve yatırımcılar ięin BDI endeksini analiz eden doęrusal ve doęrusal olmayan modeller hakkında bilgi saęlamaktır.

Gũnlũk BDI indeks veri seti ięin doęrusal olmayan regresyon sonuęlarına Ek 5'te yer verilmiřtir. Doęrusal AR modeli ile karřılařtırmalı bir yaklařım elde etmek ięin Ek 5'de ki ilk model, kořullu varyansta GARCH sũrecinin olmadıęını varsayan TAR modelidir veya bařka bir deyiřle, kalıntıların homoskedastik olduęu varsayılmaktadır. Kesiřme terimlerinin istatistiksel olarak anlamlı olmadıęı ȃnceki modellerle karřılařtırıldıęında; doęrusal olmayan modellerdeki tũm kesiřimler; yani TAR, TAR-

GARCH ve TAR-TGARCH modelleri istatistiksel olarak anlamlıdır. Rejim 1 ve 2'deki AR(1) parametreleri sırasıyla 0,81 ve 0,785 olarak hesaplanmıştır (%1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır). Temel AR(1) modeli ile karşılaştırıldığında, AIC ve SIC kriterleri sırasıyla -6,66722 ve -6,66331 olarak hesaplanmıştır, bu da veri setindeki iyileşmenin reddedilemeyeceğini göstermektedir. Buna ek olarak, TAR modelinin kalıntıları 1. dereceden ARCH-LM testi ile değerlendirilmektedir. Kalıntıların ARCH tipi değişen varyanslılığı takip ettiğine ilişkin sıfır hipotezi, istatistiksel olarak %5 anlamlılık düzeyinde reddedilemez (TAR modelinin ARCH-LM test istatistiği 579,49 olarak hesaplanmıştır). Unutulmamalıdır ki, TAR modeli GARCH ve TGARCH süreçleri ile koşullu varyansta güçlendirilmesiyle (TAR-GARCH ve TAR-TGARCH modelleri), değişen varyans yakalama olasılığını arttıran ARCH-LM istatistikleri sonuçlarının düşük olmasına neden olacaktır ki bu da BDI endeksi veri setinin heterokedastidesinin yüksek olduğunu göstermektedir.

TAR modelini takip eden ikinci doğrusal olmayan model TAR-GARCH modelidir. Koşullu ortalamadaki kesişim ve otoregresif istatistik parametreleri, %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. ARCH ve GARCH parametreleri ve ARCH+GARCH parametrelerinin toplamı, %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır ve durağanlık koşulunu sağlamaktadır. TAR modeliyle karşılaştırıldığında, rejim 1 ve 2'deki AR(1) parametrelerinin sırasıyla 0,864 ve 0,833 çıkması; değişen varyansın (heterokedastisitinin) kontrol edilmesini sağlayan, muhtemelen oynaklığın neden olduğu yanlılık (bias) terimleri içinde parametre tahminlerini geliştirdiği unutulmamalıdır. AIC ve SIC istatistikleri sırasıyla -7,476 ve -7,470 olarak hesaplanmıştır ve Ek 4'te verilen AR-GARCH modeline ve ayrıca GARCH yapısına sahip olmayan TAR modeline göre sonuçların gelişim gösterdiği gözlemlenmektedir. Ayrıca, ARCH-LM test istatistiği 19,08'e düştüğü gözlemlenmektedir (AR-GARCH için ARCH-LM=2,74).

BDI endeksi veri seti için tahmin edilen üçüncü doğrusal olmayan model, koşullu ortalamada ve ayrıca koşullu varyans süreçlerinde eşik etkilerini varsayan TAR-TGARCH modelidir. Kesişim ve AR(1) parametrelerinin %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu bulunmuştur. Rejim 1 ve 2'deki AR(1) parametreleri sırasıyla 0,79 ve 0,61 olarak tahmin edilmektedir ve TAR-GARCH modelinden tahmin edilen parametrelerden nispeten farklıdır.

Bu duruma ek olarak, ARCH ve GARCH parametreleri 0,168 ve 0,822 olarak tahmin edilmiş ve %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. ARCH ve GARCH parametrelerinin toplamı 1'den küçük olduğu için durağan koşulunu sağlamaktadır. AIC ve SIC istatistikleri sırasıyla -7,609 ve -7,601 olarak hesaplanmıştır ve daha önce tahmin edilen modellere göre nispeten daha negatif olduğu gözlemlenmiştir.

Sonuç olarak, modelin genel uyumu, doğrusal ve ayrıca diğer doğrusal olmayan modeller arasında en iyi sonuçlar verdiği gözlemlenmektedir. Ayrıca, ARCH-LM test istatistiğinde 17,09'a düştüğü gözlemlenmiştir. Ancak ARCH-LM testi, kalıntılardaki ARCH tipi değişen varyanslılığın (heterokedastisite'nin) %5 anlamlılık düzeyinde reddedilemeyeceğini göstermektedir. Bununla birlikte, TGARCH parametresi 0,0389 olarak hesaplanmıştır ve analiz edilen BDI günlük verileri için kaldıraç etkilerinin reddedilemeyeceğini gösteren hipotezimiz, %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır.

Modellerin tahmin performansını değerlendirmek için çalışmada modellerin örneklem dışı performansları da değerlendirilmek istenmiştir. Bu amaçla, modeller bir adım ileri, 30 adım ileri ve 105 adım ileri için RMSE ve MAE hata kriterleri açısından değerlendirilecektir. İlk aşamada 21 haftalık bir süreye karşılık gelen son 105 gözlem modellerin tahmininden çıkarılmıştır. İkinci aşamada, 1 gün öncesi, 5 hafta ilerisi (1,5 ay) ve 21 hafta (4 ay ve bir hafta) için bir tahmin aralığı elde etmek için ilk 30 adım ilerisini ve ardından uzun bir tahmin aralığı için 105 adım ilerisinin tahmin performansı değerlendirilmiştir.

Bir adım ileri tahmin sonuçları Ek 6'da verilmiştir. RMSE ve MAE hata kriterlerine göre toplamda 6 model değerlendirilmiş olup, koşullu ortalama 3'ü AR, diğer 3'ü ise TAR sürecine sahiptir. Birinci temel model olarak AR alınmıştır. TAR bazlı modeller ise (TAR, TAR-GARCH ve TAR-TGARCH), RMSE değerindeki göreceli değişim yüzdesi hesaplanarak karşılaştırılır. Dahası, TAR-GARCH modeli gibi TAR bazlı modeli, tek rejim varyantı olan AR-GARCH ile karşılaştırmak için süreç tekrarlanacaktır. Temel AR modeli için RMSE ve MAE istatistikleri sırasıyla 0,008632 ve 0,005050 olarak hesaplanmıştır.

AR modeli, GARCH ve TGARCH süreçleri ile güçlendirildiğinden; RMSE ve MAE istatistiklerinde bir artış göstermektedir ve bu artışın kademeli olmasına rağmen

tahmin doğruluğundaki azalmaya karşılık geldiği unutulmamalıdır. Örnek olarak, AR-GARCH modeli için hesaplanan RMSE, AR modeli için hesaplanan RMSE'nin hemen biraz üzerindedir. AR-GARCH için RMSE ve MAE istatistikleri sırasıyla 0,008659 ve 0,005068 olarak hesaplanmıştır. AR-TGARCH modeli için ise RMSE ve MAE istatistikleri sırasıyla 0,008660 ve 0,005069 olarak hesaplanmıştır.

Doğrusal olmayan TAR bazlı modeller incelendiğinde, AR ve AR-GARCH modelleri TAR modeli ile karşılaştırıldığında, RMSE ve MAE istatistiklerinde büyük bir gelişme olduğu gözlemlenmiştir. TAR modeli için, RMSE ve MAE istatistikleri 0,008002 ve 0,004795 olarak hesaplanmıştır, bu da RMSE istatistiğinde temel doğrusal AR modeline kıyasla %-7,29'luk bir düşüşe işaret etmektedir. Ayrıca TAR-GARCH modeli için bir adım ileri tahmini için RMSE ve MAE istatistikleri sırasıyla 0,008134 ve olarak hesaplanmıştır.

AR modeli ile kıyaslandığında, TAR-GARCH modelinin RMSE'sindeki % değişim -5,769231 olarak hesaplanırken, MAE istatistiği 0,004724'dir. TAR-GARCH modeli AR-GARCH modeli ile karşılaştırıldığında RMSE'deki değişim -%6,06 olarak hesaplanmıştır.

Sonuçlara göre, TAR modelinin genel olarak en iyi performansı gösterdiği göz önüne alındığında, koşullu ortalama sürecindeki eşik etkilerinin katkısı, bir adım ileri tahmin performansını önemli ölçüde arttırmıştır. Ayrıca, tek rejimli modellerin bir adım ileri tahmin performansında, AR modelini GARCH ve ardından TGARCH modeli izleyecek şekilde artan bir düşüş vardır. Bu açıdan benzerlik TAR bazlı modeller için de geçerlidir.

TAR-GARCH modeli, TAR-TGARCH modeli ile karşılaştırıldığında, bir adım ileri tahmin performansının daha düşük olduğu gözlemlenmektedir. Bununla birlikte, modelleri tek rejim varyantlarıyla karşılaştırmak daha yararlı bilgi sağlamaktadır. TAR-GARCH modeli, tek rejim varyantı olan AR-GARCH modeli ile karşılaştırıldığında, göreceli değişim yüzdesi -6,063'lük bir düşüş sağlamaktadır. Böylece, TAR-TGARCH modeli tek rejim varyantı AR-TGARCH modeli ile karşılaştırıldığında, göreceli yüzde değişim -%6,13 oranında bir düşüş yaratmaktadır. Bu nedenle, bir adım ileri tahmin analizinin genel sonucu, bir adım ileri tahmin performansları açısından, BDI endek veri setinin modellenmesi ve tahmin edilmesi için eşik etkilerinin dikkate alınması gerektiğini göstermektedir.

30 gün ilerisi için örnek dışı tahmin sonuçları Ek 7'de verilmiştir. Bir adım ileri analizine benzer şekilde, modeller ilgili RMSE ve MAE hata kriterleri için değerlendirilmiştir. Modellerin göreceli yüzde (%) değişimi, ilgili TAR tipi model sırasıyla önce AR modeli, ardından tek rejim modeli karşılığı ile değerlendirilmiştir. İlk satırda verilen temel AR modeli için RMSE ve MAE istatistikleri sırasıyla 0,026243 ve 0,018062 olarak hesaplanmıştır. Ayrıca, bir adım ilerisi tahminlerine benzer şekilde, AR-GARCH ve AR-TGARCH modellerine GARCH ve TGARCH spesifikasyonları dâhil edildiğinde RMSE ve MAE istatistiklerinde artan bir artış gözlemlenmiştir.

AR-TGARCH modeli için tahmin doğruluğunda gelişme gözlemlenmiştir. AR-GARCH modeli için hesaplanan RMSE ve MAE istatistiklerinin altında kalarak, sırasıyla RMSE ve MAE istatistikleri 0,026241 ve 0,018058 olarak hesaplanmıştır. İstatistiklerin 6 haneli olarak rapor edildiğine dikkat edilmelidir; bu nedenle, doğrusal koşullu ortalama belirli modellerde RMSE ve MAE istatistiklerindeki artış önemsiz olarak kabul edilebilmektedir. Ayrıca, TAR tipi doğrusal olmayan spesifikasyon uygulandıktan sonra, modellerin doğrusal olmayan muadilleri, değerlendirilen hata kriterleri açısından göreceli iyi performans göstermektedir. TAR modeli için RMSE ve MAE istatistikleri sırasıyla 0,028124 ve 0,012655 olarak hesaplanmakta olup, 30 gün ilerisi tahminler için RMSE değerlerinde -%10,898 oranında göreceli bir düşüş göstermektedir.

TAR-GARCH için RMSE ve MAE istatistikleri sırasıyla 0,029790 ve 0,020270 olarak hesaplanmıştır. TAR-TGARCH için ilgili istatistikler ise 0,023088 ve 0,012507'dir. Sonuçlara göre, TAR-GARCH ve TAR-TGARCH modelleri için doğrusal AR modeli muadillerine kıyasla RMSE'deki göreceli yüzdeliklerdeki düşüş sırasıyla -%12,13 ve -%12,01'dir. TAR-GARCH ve TAR-TGARCH modelleri, GARCH özelliği olmayan doğrusal AR modeli ile karşılaştırıldığında, RMSE'deki göreceli düşüş TAR-GARCH ve TAR-TGARCH modelleri için -%12,01 ve -%12,02 olarak hesaplanmaktadır. Dolayısıyla, sonuçlar, BDI endeksindeki eşik etkilerinin hesaba katılmasından sonra, TAR ve onun GARCH ve TGARCH varyantlarının, örnek dışı tahmin açısından önemli kazanımlar geliştirdiğini göstermektedir.

30 gün sonrası tahmin analizinin ardından, uzun bir veri aralığı için 105 gün sonrası tahmin performansının karşılaştırmalarını elde etmek için modeller değerlendirilir. 105 gün sonrası tahmin sonuçları Ek 8'de yer almaktadır. Diğer modelleri

karşılaştırılması amacıyla temel model olarak alınacak olan AR modeli, eşit RMSE ve MAE istatistiklerine sırasıyla 0,031564 ve 0,023356 sahiptir. 30 gün sonrası tahminleri için elde edilen sonuçlara benzer şekilde, doğrusal koşullu ortalama süreçlerine sahip AR-GARCH ve AR-TGARCH oynaklık modellerinde, RMSE ve MAE istatistiklerinde kademeli bir artış gözlemlenmiştir. Ancak, bu istatistiklerdeki artış yine çok küçüktür ve ihmal edilebilir düzeydedir.

BDI endeksini TAR modeli ile modelledikten sonra, 105 gün sonrası için hesaplanan RMSE ve MAE istatistikleri sırasıyla 0,028124 ve 0,018557'dir; bu sonuçlar AR modeline göre RMSE'de -%10,898'lik bir düşüşü temsil eder.

TAR-GARCH modeli için RMSE ve MAE istatistikleri ise sırasıyla 0,029790 ve 0,020270'dir. TAR-TGARCH modeli için RMSE ve MAE istatistikleri, TAR-GARCH modelinden görece olarak daha düşük (0,029728 ve 0,020270) gözlemlenmiştir. TAR-GARCH ve TAR-TGARCH, lineer muadillerine göre TAR-GARCH ve TAR-TGARCH modellerinde RMSE'deki görece düşüş -%5,66 ve -%5,87 olduğu için 105 gün sonrası tahmin açısından kazanç sağlamaktadır. Ayrıca, 30 gün sonrası tahminleri için elde edilen sonuçlara benzer şekilde, sonuçlar, koşullu ortalama sürecinin eşik etkilerinden sonra BDI endeksinin tahmininde iyileşme olduğunu göstermektedir. TAR-GARCH modeli ile TAR-TGARCH modeli karşılaştırıldığında, TAR-TGARCH modelinin eşik etkilerinin GARCH sürecine dâhil edilmesinden sonra daha gelişmiş bir tahmin doğruluğu sağladığı gözlemlenmektedir.

Çalışmanın BDI endeksi ile ilgili önemli bir bulgusu, GARCH tipi spesifikasyonların örnek içi modelleme yeteneklerini geliştirmesidir. Bu nedenle, örneklem dışı analiz için GARCH ve TGARCH modellemesi, özellikle Ek 7'de verilen ortalama süre analizi için tahmin performansları açısından fayda sağlamamaktadır. Koşullu ortalama sürecinin TAR sfesifikasyonlarından sonra, modellerin örneklem dışı tahmin yetenekleri önemli ölçüde iyileşmiştir. 105 gün sonrası tahmin performansı dikkate alındığında, TAR tipi modeller, BDI endeksini ve gelecek tahminlerini değerlendirmeyi amaçlayan analistler için önemli öncü gösterge araçları sunmaktadır. Analizin genel sonucu, BDI endeksini ekonomik aktivitenin ekonomik bir göstergesi olarak değerlendirmek isteyen araştırma uzmanları ve politika yapımcılarının, günlük BDI endeksi verilerinde gözlenen değişen varyans dağılımını (heterokedastisiti) ve eşik etkilerinin de dikkate alınması gerektiğinin önemini göstermiştir.

4.2.2. TAR-TR-GARCH ve TAR-TR-TGARCH Modeli

Günlük BDI ve VIX zaman serileri, temel model olarak kabul edilecek tek rejimli GARCH ve TGARCH modelleri ile tahmin edilmiştir. Sonuçlar Ek 9'da rapor edilmiştir.

Tüm modellerde, GARCH ve ARCH parametre tahminlerinin toplamı 1'den küçük olduğu için kararlılık koşulu sağlanır. GARCH(1,1) süreçlerinin artıklarında kalan değişen varyanslılığı test etmek için, 1. dereceden ARCH-LM testleri yapılmıştır. Sonuçlar, artıklardaki ARCH etkilerinin geleneksel anlamlılık seviyelerinde reddedilemeyeceğini ortaya çıkarmaktadır. Ayrıca, TGARCH(1,1) süreçleri için geçerli olan sonuçlar BDI ve VIX endekslerinin her ikisinde kullanılabilir. Sonuçlar, eşik değer etkilerinin her iki seride için reddedilemeyeceğini ve olumsuz/olumlu yeniliklere verilen asimetrik tepkilere ek olarak kaldıraç etkilerinin lehinde olduğunu ortaya koymaktadır. Bu nedenle, seriden daha fazla bilgi elde etmek amacıyla, tahmin süreçleri, TAR-TR-GARCH ve TAR-TR-TGARCH süreçleri ile BDI ve VIX serilerini modellemek için genişletilebilir. VIX ve BDI serileri için tahmin sonuçları sırasıyla Ek 10 ve Ek 11'de rapor edilmektedir. Ek 10 ve Ek 11'de dört farklı modelin rapor edildiği benzer metodolojiler izlenmektedir. İlk iki model, koşullu ortalama süreçlerinde eşik etkilerini varsayar, son iki model ise eşik etkilerini koşullu varyans süreçlerine genişletir. Yukarıda bahsedilen ARCH-LM test argümanı göz önüne alındığında, Ek 9'da belirtilen çarpıcı bir özellik, VIX serisi için tahmin edilen ilk 3 model için kalan değişen varyanslılığın reddedilememesidir. Buna göre, ilk modelden (TAR-GARCH) son modele (TAR-TR-TGARCH) doğru ilerledikçe oynaklık modellemesinin iyileştiği sonucuna varılabilir.

TAR-TR-TGARCH tahmin sonuçlarında, iki rejim TGARCH spesifikasyonu ile tanımlanan koşullu varyans ve koşullu ortalama süreçlerinde eşik etkileri kontrol edilerek artıklardaki ARCH etkisi istatistiksel olarak reddedilebilir. Sonuçlar, hem ortalama hem de varyans süreçlerinde eşik etkilerinin aynı anda modellenmesinin günlük VIX serisini modellemek için bir gereklilik olduğunu göstermektedir. VIX için temel modellerle karşılaştırıldığında, AIC ve SIC istatistikleri, uygunluk iyiliği (goodness of fit) açısından daha negatif bir geliştirme önermektedir. Temel modellere benzer şekilde, dört doğrusal olmayan modelde kararlılık koşulu yine karşılanmaktadır. Ancak sonuçlar ilginç bir bulguyu ortaya koymaktadır: Ek 10'da rapor edilen modeller arasında TAR-TR-TGARCH modeli, SIC için geçerli olmayan

en uygun model olarak kabul edilmektedir AIC ile karşılaştırıldığında, bu son modelde tahmin edilen parametre sayısı nedeniyle SIC kriteri daha büyük bir ceza uygular ve bu sonuç beklenmektedir. Tahmin sonuçlarının dikkatle değerlendirilmesi gerektiği ve çalışmanın amacı, incelenen serilerin “öncü ekonomik gösterge” potansiyeline odaklandığından, örneklem dışı performansların daha iyi bir açıklama üreteceği unutulmamalıdır. Bu amaçla modellerin örnek dışı performansları daha bilgilendirici olacaktır. Yatırımcılar ve politika yapıcılar için, değerlendirilen seriler, gelecek tahminleri için daha iyi modellenmelidir. Bunu başarmak için eşik etkilerinin modellenmesi, temel modellere göre önemli gelişmeler ortaya çıkarabilir. Ek 10’daki günlük VIX serisi için bu noktaya kadar olan bulgular aşağıdaki gibidir:

- i. Koşullu ortalamadaki eşik etkilerinin reddedilememesi, günlük VIX getirilerinde doğrusal olmadığını öne sürmektedir.
- ii. Koşullu varyanslar, eşik tipi doğrusal olmama durumunu izleyen iki farklı oynaklık sürecine tabidir.
- iii. TGARCH parametrelerinin her rejimdeki önemi, bu iki farklı oynaklık rejimi içinde bile olumlu ve olumsuz haberlere daha fazla kaldıraç etkisi olduğunu düşündürmektedir,
- iv. Önerilen TAR-TR-TGARCH, tahmin edilen doğrusal olmayan eşik tabanlı modellere (tek rejim tabanlı GARCH ve TGARCH hariç) kıyasla ARCH etkilerini yakalamada daha uygundur. Eşik modelleri BDI günlük getirilerini tahmin etmektedir. Sonuçlar Ek 11’de sunulmuştur.

Tüm modeller için, ARCH ve GARCH parametreleri geleneksel seviyelerde önemlidir ve kararlılık koşulu tekrar sağlanır. Günlük VIX getirileri için tahmin edilen eşik modellerine benzer şekilde genel bir görünüm sunulursa, TAR-TR-TGARCH modeli, BDI getirileri için tahmin edilen 4 eşik modeli arasında kalan değişen varyanslılığı yakalamada en verimli olanıdır. Model 1’den son sütunda sunulan Model 4’e doğru gidildikçe, modellemenin karmaşıklığı artarken, AIC ve SIC kriterleri daha negatif hale gelir ve bu da daha iyi uyum iyiliğini gösterir. Günlük VIX için EK 10’da sunulan sonuçların aksine, TAR-TR -TGARCH modeli sadece BDI için AIC açısından değil, aynı zamanda son sütunda sunulan model için SIC kriteri açısından da tercih edilmektedir. TGARCH parametrelerinin tüm modellerdeki önemi, önceki modeller için tartışıldığı gibi kaldıraç etkilerine de işaret eder. Sonuçlar, VIX serisi için elde edilen sonuçlara benzer şekilde, TAR-TR-TGARCH modelinin, BDI günlük

getirilerinde bulunan değişen varyanslılığı yakalamada önemli bir gelişme sağladığını doğrulamaktadır. Sonuçlar ayrıca, TAR-TR-GARCH spesifikasyonunun, yalnızca ortalama süreçlerde eşik etkileri olan modellere (TAR-GARCH ve TAR-TR-GARCH) ek olarak, tek rejim ortalaması ve varyans modelleri üzerinde önemli bir iyileştirme sağlamasına rağmen, kaldıraç etkilerinin hem BDI hem de VIX serilerinde değişen varyanslılığı modellemek için her iki rejim de dikkate alınmalıdır. Ancak, daha önce belirtildiği gibi, modellerin örneklem dışı tahmin performansları daha bilgilendirici olacaktır. Örnek dışı tahmin sonuçları sırasıyla günlük VIX ve BDI getiri serileri için Ek 12’de verilmiştir.

Modeller, bir adım ileri (örnek içi) tahmin doğruluğu için RMSE ve MAE hata kriterleri ile analiz edilir. Son olarak, 21 hafta ilerisi tahminlerini oluşturan 105 iş günü ilerisi tahminleri üretmek için modeller kullanılacaktır.

Ek 12’den görebileceği gibi, toplam 4 model VIX ve BDI günlük getirileri için RMSE ve MAE hata kriterleri kullanılarak lineer muadillerine göre (sütun 1) ve eşik modelleri kendi aralarında karşılaştırmaya göre (sütun 2) değerlendirilmiştir. Bu nedenle, varsayımsal olarak yatırımcılar/politika yapıcılar tarafından takip edilen iki stratejiyi karşılaştırdık. Birinci sütunda, değişen varyansı hesaba katmadan ARIMA tabanlı bir strateji benimsenmiştir. İkinci sütunda, model oynaklığını ve kaldıraç etkilerini ARMA-GARCH ve ARMA-TGARCH modelleri ile inceledik. Sütun 1 için tipik bir örnek olarak, TAR-GARCH modelinin örnek dışı tahmin RMSE ve MAE istatistikleri 0,042 ve 0,026 olarak belirlenmiştir.

Tek rejim GARCH ile karşılaştırıldığında RMSE'deki göreceli yüzde azalma günlük VIX için % -16,01 ve günlük BDI için günlük % -12,97’dir. Koşullu varyans süreçlerinde de eşik etkileri varsayıldığından (yani model 1'den model 2'ye geçildiğinde), RMSE'deki bağıl azalma önceki eşik için verilen değere çok benzer olduğundan, TAR-TGARCH modelinde büyük bir azalma meydana gelmez. Öte yandan, dâhil edilen eşik etkilerinin sayısı artırılırsa, RMSE'deki göreceli azalma daha da alakalı hale gelir. Sütun 1'de belirtilen stratejilerin karşılaştırılması açısından, RMSE kriterlerindeki bağıl düşüş, TAR-TR-TGARCH modellerinin kullanılması durumunda VIX ve BDI serileri için sırasıyla, %29,31 ve %-28,95 olarak hesaplanmıştır. İkinci strateji izlenecekse, TAR-TR-GARCH modeli yine VIX ve BDI günlük getirileri için nispi RMSE'de %-16,56 ve %-18,38 ile en yüksek yüzdelik düşüşü üretmektedir. Yine en yüksek düşüş, rejime bağlı kaldıraç etkilerine ek olarak

koşullu ortalama ve varyans süreçlerinde eşik etkilerini varsayan Model 4 için elde edilmiştir. İlgili sonuçların özeti Ek 13’de verilmiştir.

Çalışmada elde edilen ampirik sonuçların önemli çıktıları vardır:

- i. TGARCH parametreleriyle yakalanan rejime bağlı kaldıraç etkilerine ek olarak koşullu ortalama ve koşullu varyans süreçlerinde eşik etkilerinin modellenmesi, hem VIX hem de BDI serisi için örnek dışı tahmin doğruluğunda önemli bir gelişme sağlar. Her iki seri de literatürde öncü ekonomik göstergeler olarak değerlendirilmekte olup, politika yapıcılar ve yatırımcılar bu veriler ile tahmin yaparken serilerin doğrusal olmayışını dikkate almalıdırlar.
- ii. Örnek içi uyum iyiliği sonuçlarının SIC kriteri ile değil, sadece AIC kriteri ile doğrulanabileceğine ve modellerin hem örnek içi hem de örnek dışı tahmin performansları açısından değerlendirilmesinin bir zorunluluk olduğuna dikkat edilmedilir.
- iii. Çalışmanın politika önerileri, önde gelen ekonomik göstergeler olarak kabul edilebilmesi için tahmin doğruluğunda iyileşme sağlanması gerektiğidir. Ancak özellikle her iki serinin doğası gereği doğrusal olmayan oynaklık dinamikleri nedeniyle serinin karmaşık doğrusal olmayan yapısı dikkatli bir araştırmayı gerektirmektedir. Yatırımcılar ve politika yapıcılar, gelecekteki ekonomik koşulları değerlendirmede etkinlik elde etmek için oynaklık ve kaldıraç etkilerindeki asimetri ve doğrusal olmama durumunu dikkate almalıdır.

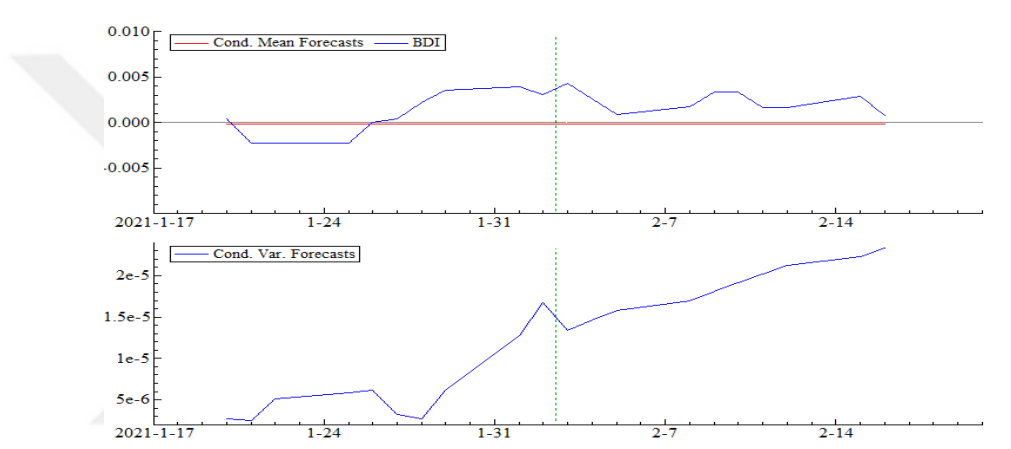
4.3. LSTAR-GARCH Model Ailesi Analiz Sonuçları

Çalışmamızın bu kısmında, LSTAR-GARCH model BDI, VIX ve MSCI değişkenleri için ayrı ayrı değerlendirilmiş olup, özellikle 2019 yılı sonu itibariyle tüm dünyayı etkisi altına alan Covid-19 pandemi ortamındaki seyirleri modelimiz ile incelenmiştir. Bu amaçla veri setimizi Mayıs 2022 sonuna kadar genişleterek son 15 yıllık veri seti üzerinden (Kasım 2007 – Mayıs 2022) önerilen modeller çözümlenmiştir.

Öncelikle, GARCH ailesi modelleri arasından tahmin performansı açısından değerlendirilmek amacıyla temel GARCH ve APGARCH modelleri ele alınmıştır. Sonuçlara Ek 14’de verilmiştir.

Üç öngörü değişkeni için karşılaştırmaya dâhil edilen modeller farklı özelliklere sahip olan; sırasıyla GARCH ve APGARCH modelleridir.

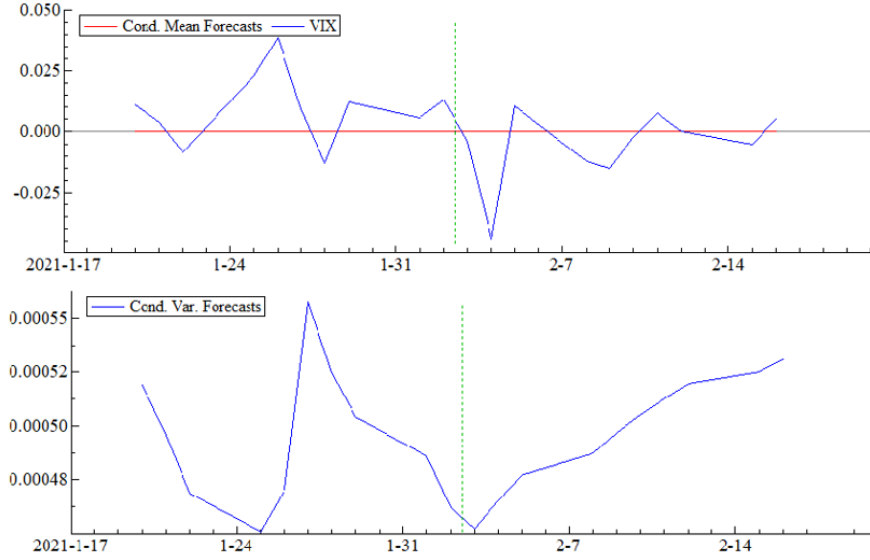
ARCH GARCH katsayı toplamlarına bakıldığında GARCH modelinde, BDI için bu değer 1'den küçük fakat 1'in çok az altında (0,978) seyrediyor olsa da, Koşullu Varyans tahmin grafiğinin (Şekil 2) yukarı yönlü oluşu dağılımın nonlineer özellik sergilediği şüphesi ile APGARCH modeli temel GARCH ailesi modeli olarak uygulanmıştır.



Şekil 2: BDI Koşullu Varyans Tahmin Grafiği

Fakat uygulanan geleneksel APGARCH modelinde, Ek 14'de de görülebileceği gibi APGARCH (Gama)'nın t değeri sınırı üzerindedir. Buna ek olarak, Cst(M) ve Asimetrik güç sayıları yine t değeri sınırı üzerinde çıkarak H_0 hipotezinin reddedilmesine neden olmuştur.

VIX öngörü değişkeni için baktığımızda, ARCH GARCH toplamı 1'den küçük (0,895) olmasına rağmen Şekil 3'de görüldüğü gibi koşullu varyansın tahmini oldukça yüksek çıkmaktadır. Yine geleneksel APGARCH analiz edildiğinde GARCH katsayısının negatif olduğu serinin oynaklık yaşanan dönemlerde açıklayıcılığının hatalı olabileceğini gözlemlenmektedir. Bu nedenle, ilerleyen kısımlarda açıklayıcılığı ya da diğer bir ifade ile serinin tahmin kapasitesini arttırabilmek için yeni nesil modeller ile çözümü oluşturulacaktır.



Şekil 3: VIX Koşullu Varyans Tahmin Grafiği

MSCI indeksi incelendiğinde, geneleksenel GARCH modelinde ARCH ve GARCH toplamının 1’den büyük olduğu (1,077) gözlemlenmiş ve bu da modeli reddetmemiz gerektiğini göstermiştir. Dolayısıyla Ek 14’de yer alan diğer durağanlık testlerine bu noktadan sonra bakılmamıştır. APGARCH modeli MSCI verileri üzerine uygulanmıştır. ARCH GARCH katsayı değerleri toplamı 1’in oldukça altında 0,644’dür. Açıklanamayan kısım fazladır.

Temel geleneksel GARCH modelleri değişkenler için beklenen sonuçları vermediği için modeller LSTAR-GARCH ve LSTAR-APGARCH modelleri ile rejimlere ayrılarak analiz edilmiştir. Modelde, standart olmayan LR testleri kullanılarak iki rejimli geçiş sürecinin ampirik geçerliliğine ilişkin istatistiksel çıkarım yapılmıştır. Standart olmayan LR testi sonuçlarına bakıldığında, istatistiksel olarak anlamlıdır ve bu da doğrusallığın şiddetle reddedildiğini göstermektedir. Buna ek olarak, çalışmada LM tipi doğrusal olmayan testler değerlendirilmiş olup, bir gün gecikmeli getirilerin geçiş değişkeninin doğrusal olmadığı ve doğrusallığın reddedildiği sonucuna varılmıştır.

STAR-GARCH modelleri; tek rejimli GARCH sürecinde, STAR tipi doğrusal olmayan koşullu ortalama ile koşullu varyanstaki GARCH tipi değişkenliğe (heterokedastisite) izin vermektedir. Chan ve McAleer (2003), zaman serilerinin modellenmesiyle elde edilen sonuçların, STAR-GARCH modellerinde doğası gereği değişen varyanslı olduğunu tartışır ve aşağıdaki iki olasılığa dikkat çekmektedirler;

a) varyans sabit değildir, dolayısıyla STAR-GARCH modeli kullanılmalıdır. Bu durumun nedenleri şu şekilde sıralanabilir. Modellemedeki kazanımlar için alternatif optimizasyon algoritmalarının kullanılması ve alternatif optimizasyon algoritmaları modelin kazanımı açısından gereklidir. Ayrıca, geçiş oranlarını, geleneksel gradyan tabanlı optimizasyon algoritmalarını kullanıp logaritmik-olabilirlik (LogL) fonksiyonlarını maksimize ederek tahmin etmede zorluklar vardır.

b) Lojistik STAR-GARCH modellerinin log-olabilirlik fonksiyonlarının düzlemleri, bölgesel optimum etrafında düz olarak değil çıkıntılı olarak hareket etmeye meyillidir. Bu durumlar, QMLE'nin (Quasi-Maximum Likelihood Estimator) ilk değerlere olan duyarlılığını açıklamaktadır. Bu görüşü destekleyici olarak, Bildirici ve Ersin (2013) tarafından da gözlemlendiği gibi, QMLE 'nin yakınsaması başlangıç değerlerine duyarlıdır. Bu bulgulardan iki sonuç vardır: ilki, logaritmik-olabilirlik (LogL) fonksiyonlarının şekilleri daha çok geçiş fonksiyonlarının seçimi ile belirlenir ve diğeri ise, logaritmik-olabilirlik (LogL) fonksiyonlarının şekillerinin, model içindeki dönüşüm parametrelerine dönüştürülmesi mümkün olabilmektedir. Chan ve Theoharakis'e (2011) göre, tahmin modellerinde rejim değiştirme (geçişli) modellerinin uygulanmaları günümüzde kullanımı artmış olsa da, STAR-GARCH modellerinin istatistiksel ve yapısal özellikleri genelde sınırlıdır. Genelde sonuçlar iki rejim durumu ile sınırlı kalmaktadır.

Chan ve Theoharakis'e (2011) görüşlerine göre, STAR-GARCH modellerinin genel yapısal ve istatistiksel özelliklerin olmaması, çok rejimli geçiş modelleri için geçerli çıkarımların yapılmasını zorlaştırmaktadır. Dahası, STAR modellerindeki geçiş oranlarının Yarı-Maksimum Olabilirlik Tahmincisi (QMLE) ile tahmin edilmesinin zorluğuna değinmektedirler. Ayrıca, GARCH modelleri, hem koşullu ortalama hem de koşullu varyansta doğrusal olmayan dağılımları modellemek için genişletilmiştir. Örneğin, ST-GARCH modeli, çalışmaların çoğunda rassal yürüyüş (random walk) gibi doğrusal bir sürece sahip olduğu gözlemlenmektedir. Oysaki rejimler arasındaki geçişin üstel ya da lojistik fonksiyonların iki kez türevinin alınarak yönetilmesiyle koşullu ortalama takip eden iki rejimli bir GARCH sürecidir.

Vurgulanan geçişlerin lojistik fonksiyon tarafından yönetilmesine izin verilerek, çalışmada LSTAR -GARCH ve LSTAR-APGARCH modelleri incelenmiştir.

İki grup modeli karşılaştırarak, çalışmada, tahmin doğruluğu sorunuyla karşılaşmamak için, GARCH modellerinin koşullu lojistik fonksiyonlarıyla hem ortalama hem de varyans açısından doğrusal olmayan bir şekilde genişletilmiştir. Buna ek olarak, özellikle COVID 19 etkilerinin değişkenlerin yapısındaki değişimleri de gözlemleyebilmek adına, değişken verileri günümüze kadar genişletilerek, Kasım 2007'den Mayıs 2022 sonuna kadar son 15 yıllık dönem için incelenmiştir. Dahası, günümüzde tüm dünya küresel varlık fonlarının yönetiminde karşılaştırma ölçütü olarak kullanılan MSCI indeksi de modelleri karşılaştırırken öncü bir değişken olup olmadığı tartışması için analiz edilmiştir.

Karşılaştırma amacıyla, LSTAR-GARCH ve LSTAR-APGARCH modelleri BDI indeksi için Ek 15'de yer verilmiştir. Ek 15'de durağanlık koşuluna rejim 2 de her iki LSTAR-GARCH ailesi modelleriyle, LSTAR-GARCH ve LSTAR-APGARCH ulaşıldığı gözlemlenmektedir.

Asimetrik güç parametresi, BDI indeksi için rejim 2 ve LSTAR-APGARCH modelinde 0.760'dır. Logaritmik olabilirlik (LogL) değeri, rejim 2 de ve LSTAR-APGARCH modelinde en yüksek seviyesindedir. AIC ve SIC değerlerine bakıldığında, örnek içi sonuçlar için benzer sonuçlar göstermekte, BDI verilerinde nispi olarak LSTAR-APGARCH modelinde daha düşük çıktığı bu da model olarak rejim 2'deki LSTAR-APGARCH'ın diğer modele göre BDI verisini modellemede daha anlamlı olduğunu gösterir ki bu da, neredeyse aynı tahmin düzeyinde tahmin yapmak için daha az bilginin olduğu koşulları açıklamaktadır.

Öte yandan, modellerin örneklem içi modellemede benzer performansları olmasına rağmen, örneklem dışı tahmin performansında ilgili kazanımlar elde ettiğide gözlemlenmiştir. İlgili sonuçlara çalışmanın ilerleyen kısımlarında yer verilecektir.

LSTAR-GARCH ve LSTAR-APGARCH modelleri VIX indeksi için Ek 16'da yer verilmiştir. Ek 16'da durağanlık koşuluna bakıldığında, VIX endeksinde LSTAR-GARCH modellerinin kullanımının daha anlamlı olduğunu AIC ve SIC sonuçları ve LogL değerleri ile gözlemlenmektedir. Yine 5. ve 10. gecikmedeki Q istatistiklerine bakıldığında, logaritmik farklarının alınarak oluşturulan serilerin kalıntılarında otokorelasyon olmadığı varsayımını yapan hipotezi kabul edilmektedir. VIX endeksine bakıldığında, her iki rejimde de LSTAR-GARCH modelinin daha uygun modelleme sağladığı gözlemlenmiştir.

Çalışma genişletilerek, MSCI endeksi için LSTAR-GARCH ve LSTAR-APGARCH modelleri analiz edilmiş ve Ek 17’de yer verilmiştir. MSCI endeksinde ise her iki rejimde de LSTAR-APGARCH modellerinin kullanımının daha anlamlı olduğunu yine AIC ve SIC sonuçları ve LogL istatistikleri ile gözlemlenmektedir. Asimetrik güç ile modelin açıklayıcılığı daha da artmıştır. ARCH ve GARCH toplamaları 1’in altında seyretmiştir. Oysaki LSTAR -GARCH modelinde ARCH ve GARCH toplamaları 1’e çok yakın ama 1’den küçük olarak gerçekleşmiş olsada daha düşük ARCH GARCH değerleri her iki rejimde de LSTAR-APGARCH modelinin anlamlı olduğunu doğrulamaktadır. Modeller, MedSE kriterleri ile örneklem dışı tahmin yetenekleri açısından da değerlendirilmiştir. Sonuçlar, APGARCH mimarisi ile farklı koşullu oynaklık modellerinde genelleştirilmiş GARCH, LSTAR-GARCH ve LSTAR-APGARCH modellerinin, 10 iş günü sonrası için tahmin doğruluklarını karşılaştırmaktadır ve ilgili sonuçlara Ek 18’de yer verilmektedir. Öncelikle Ek 18’de yer alan 1. sütuna denk gelen GARCH yapısına sahip modeller değerlendirilmektedir. Her iki rejimde, tüm değişkenler için, LSTAR - GARCH modelinden LSTAR-APGARCH modeline geçildikçe iyileşme gözlemlendiği görülmektedir. Örneğin; birinci rejimde BDI endeksinde LSTAR-GARCH modeli için MedSE değeri 0,00007 olup, LSTAR-GARCH modeli için ise bu değer 0,00000004083’e düşmektedir.

Sonuçlar, STAR tipi doğrusal olmayan oynaklık modelleri ailesinin (LSTAR-GARCH ve LSTAR-APGARCH) örneklem doğruluğunda önemli kazanımlar sağladığı ve tek rejimli GARCH modellerine kıyasla koşullu oynaklık modelleri ile tahminlerin doğruluğunda önemli katkılar sağladığı, modelin açıklayıcılığını önemli ölçüde iyileştirdiği gözlemlenmiştir. Ayrıca sonuçlar, tahmin için GARCH modellerinin doğrusal olmayan koşullu ortalama ve koşullu varyans ile belirli kazanımlar sağlayabileceğini, koşullu oynaklığın doğrusal olmayan modellemesinde LSTAR tipi modellerle tahminde önemli bir gelişme elde edildiğini desteklemektedir. Tahmini modellerine Ek 15, Ek 16 ve Ek 17’de, model seçimi sonuçlarına ise Ek 18’de karşılaştırmalı olarak yer verilmiştir. Tahmini modeller, LSTAR-APGARCH ailesi modelleri için rapor edilen örnek içi ve örnek dışı performanslarda basit GARCH modellerine göre gelişme gösterildiği sonuçlarını kanıtlamaktadır

5. SONUÇ

Doktora tez çalışmamızın amacı finansal krizlerin öncü göstergelerinin tahmin modellemesini oluşturabilmektir. Bu doğrultuda gerek VIX gerekse MSCI finansal öncü gösterge değişkenleri araştırılmış olup, aslında reel bir öncü gösterge olan Baltık Kuru Yük Endeksi (BDI)'nin oynaklığı, finansal koşulların öncü göstergesi olarak kabul edilebilecek önemli bir ekonomik gösterge olduğu gözlemlenmiştir. İşsizlik oranı, enflasyon oranı ve petrol fiyatlarının temel öncü ekonomik göstergeler olduğu konusunda neredeyse tüm ekonomistler hemfikirdir, ancak bu göstergeler bazı ülkelerde hükümetler ve/veya spekülörler tarafından manipüle edilebilmektedir. Dahası VIX ya da MSCI gibi doğasında oynaklık barındıran finansal göstergelerde ise zaman zaman yapılan hesaplama yöntemlerindeki değişiklikler ya da belli bir hisse gibi endeksi oluşturan kriterlerdeki ağırlıkların değiştiriliyor olması zaman zaman literatürde VIX ve MSCI endeklerinin tahmin modelleme performanslarının aslında çok da gerçeği yansıtmadığı konusunda tartışmalara konu olmaktadır. Nitekim MSCI endeksi, 2000 yılların büyük küresel krizlerinden biri olmaya aday olan Amerika 2008 Küresel Finansal Krizini açıklamak performansının çok da etkin olmadığı konusunda araştırma çalışmaları mevcuttur.

Öte yandan, BDI'yi manipüle etmek oldukça zordur çünkü BDI, dünya çapındaki 20 den fazla sevkiyat rotasıyla sevkiyat maliyetlerini temsil eden bir endekstir ve endeks, dünya çapında hammadde maliyetinin bir ölçüsünü sağlar. Bu nedenle çalışmada, siyasi etkilerden bağımsız ve arz/talebe dayalı ekonomik koşullardan doğrudan etkilenen ekonomik bir gösterge olarak kabul edilen Baltık Kuru Yük Endeksinin (BDI), modelleme teknikleriyle finansal krizleri açıklayıcılığı bakımından araştırılması amaçlanmıştır. Şu bir gerçektir ki, yatırımcılar ve politika yapıcılar, politika ve yatırım kararlarında kullanabilecekleri pratik ekonomik göstergelerle ilgilenmektedirler. Baltık Kuru Yük Endeksi (BDI) birçok araştırmacı tarafından küresel ölçekte ekonomik bir gösterge olarak alınabilecek aday bir endeks olarak değerlendirilmektedir. BDI, dünya genelinde demir, kömür, çimento, tahıl gibi hammaddelerin maliyetine dayalı bir endeks sağlamayı amaçlamaktadır. Ayrıca, BDI

endeksi, hem ham petrol fiyatlarının oynaklığından miras gelen oynaklığı hem de liman ve yük indirip doldurma gibi limana yanaşma ücretlerini de içermektedir.

Dolayısıyla, üretimde kullanılan malzemelerin arz tarafındaki maliyeti ve üreticileri üretim kararlarını değiştirmeye teşvik eden talep koşulları dikkate alındığında, gemi yanaşma, yükleme, doldurma ücretleri ve navlun hacimleri büyük ölçüde küresel arz ve talep koşullarından etkilenmektedir. Sonuç olarak, BDI, petrol fiyatlarının maliyetinden ve oynaklığından etkilenen navlun ücretlerine ek olarak, üretilen ürünler için kullanılan hammaddelere olan küresel talep arz koşullarına çok duyarlılık göstermektedir. Fakat BDI önemli bir gösterge olmasına rağmen, leptokurtik dağılımı ve doğası gereği BDI zaman serisinin doğrusal olmama durumunun bir sonucu olarak, endeksi modelleme ve tahmin etme açısından zorluklar yaratmaktadır.

BDI endeksini modelleme, tahmin etme ve tahmin etmeye odaklanan literatür sınırlı olmasına rağmen, BDI'yi çeşitli ekonometrik tekniklerle modellemeyi amaçlayan çalışmalar halen devam etmekte ve bu konudaki çalışmalar artmaktadır. Yukarıda bahsedilen finansal koşulları açıklamadaki doğruluk motivasyonu ile BDI serisi çalışmada, doğrusal olmayan eşik değerli otoregressif model (TAR), Yumuşak Geçişli Otoregresif (STAR) model ailesi, Lojistik Yumuşak Geçişli Otoregresif (LSTAR) ve GARCH model ailesi ile bunların genişletilmiş koşullu ortalama ve koşullu varyansın asimetrik güç (APGARCH) ile güçlendirilmiş durumları incelenmiş ve sonuçları paylaşılmıştır. Çalışmada, öncelikle BDI endeksi 2 Ocak 1990 ile 30 Haziran 2017 arasına denk gelen büyük bir örneklem için değerlendirilmiş ve modellenmiştir.

Daha sonrasında, oynaklık modellerinin TGARCH tabanlı doğrusal olmayan versiyonlarına ilk aşamada yer verilmiştir. İlk aşamada önerilen TAR-TGARCH ve TAR-GARCH modelleri, yalnızca koşullu ortalama işleminde eşik tipi doğrusal olmama durumunu kabul ederken, koşullu varyansta tek rejimli TGARCH ve GARCH işlemlerinin eşiği yakalamasına izin vermektedir. Ayrıca, koşullu ortalama işlemin farklı süreçleri takip etmesine izin veren STAR-GARCH eşik tipi varyantları da çalışmada incelenmiştir. Ayrıca, BDI endeksini ekonomik bir gösterge olarak değerlendirirken kullanılan model sonuçları, tahmin doğruluğunu elde etmek için doğrusal olmama ve oynaklığın ekonometrik modellere dâhil edilmesi gerektiğini göstermektedir.

Çalışmanın genel sonucu, BDI'nin eşik etkilerine tabi olmasıdır ki bu da serinin rejime bağımlı koşullu oynaklığı doğasında barındırmasından kaynaklanmaktadır. Ayrıca çalışmada, BDI serisi, örnek içi ve örnek dışı tahmin yetenekleri için de değerlendirilmiştir. Sonuçlar, önerilen eşik TAR tabanlı GARCH modellerinin ve LSTAR tabanlı GARCH modellerinin örnek içi tahmin yeteneklerine ek olarak, özellikle örnek dışı tahmin yetenekleri açısından da BDI için gelişmiş bir tahmin etme performansı sağladığını göstermektedir.

Buna göre çalışmada ilk olarak; TAR, TAR-GARCH ve TAR-TGARCH modelleri ve istatistiksel özellikleri incelenmiştir. Ayrıca BDI indeksi çeşitli modeller ile tahmin edilmektedir. Sonuçlara göre, basit AR tipi modellemeler, serinin hata terimlerinin değişen varyansa (heterokedastisite) tabi olması nedeniyle, nispeten daha düşük sonuçlar vermekte ve parametrelerde yanlışlık gözlemlenmektedir. Koşullu varyans süreçlerinde GARCH ve TGARCH süreçlerine izin verildikten sonra, ARCH testlerinin, modellerin genel uyumunu iyileştirdiği gözlemlenmiştir. Ayrıca, AR, AR-GARCH ve AR-TGARCH, TAR tabanlı TAR, TAR-GARCH ve TAR-TGARCH'a genişletilmiştir. BDI endeksinin doğrusal olmadığını ve bunun iki rejim arasında asimetrik davranışla sonuçlandığını ortaya koymaktadır.

VIX ve BDI'nin oynaklığı, ekonomik koşulların öncü göstergesi olarak kabul edilen önemli bir ekonomik göstergedir. İşsizlik oranları, sanayi üretim endeksleri ve diğer birçok faktör gibi ekonomik göstergeler aylık sıklıkta raporlanmakla birlikte, daha yüksek frekanslı göstergelere ihtiyaç duyulmaktadır. Literatürde önde gelen ekonomik göstergeler olarak hem VIX hem de BDI endeksleri önemli göstergeler olarak kabul edilirken, birincisi yatırımcı duyarlılığı veya korkusunun bir göstergesi olarak alınmakta, sevkiyat ve navlun maliyetlerine dayanmaktadır. Her iki endeks de önemli bir göstergedir, ancak leptokurtik dağılımlarından kaynaklanan modelleme ve tahmin açısından komplikasyonları ve her iki seride de var olan değişen varyans ve doğrusal olmama ve asimetriden kaynaklanan ağır kuyruklar göz ardı edilemez.

Çalışma, yukarıda belirtilen motivasyon kapsamında, TAR-GARCH ve TAR-TGARCH modeline ek olarak yakın zamanda önerilen TAR-TR-TGARCH ve TAR-TR-GARCH modelleri ile seriyi incelemeyi amaçlamıştır. Önerilen modeller, rejime bağlı kaldıraç dinamiklerini, yani olumsuz ve olumlu haberler nedeniyle oynaklık dinamiklerinde farklılaştırılmış tepkileri varsaymanın yanı sıra, serilerin koşullu varyansında ve ortalama süreçlerinde eşik tipi doğrusal olmayanlığa izin verir.

Çalışma bu yönüyle ilk çalışmalar arasındadır ve ampirik sonuçlar önemli çıktılarına yol açmıştır. Bunlar;

- i. Günlük BDI ve VIX getirilerinin koşullu ortalamasındaki eşik etkileri reddedilemez ve ARCH etkilerinin kontrolü temel modellerle sağlanamaz.
- ii. Koşullu varyanslar, her iki öncü gösterge için eşik tipi doğrusal olmama durumunu izleyen iki farklı oynaklık sürecine tabidir.
- iii. Çalışmada incelenen öncü gösterge adayları olan BDI ve VIX endekslerini modellemek için rejime bağlı kaldıraç etkileri eşik tipi doğrusal olmayanlığa dâhil edilmelidir.
- iv. Analiz edilen modeller arasında önerilen TAR-TR-TGARCH, değişen varyanslılığı yakalamada en verimli olanıdır ve analiz edilen 4 eşik tabanlı modelin lineer GARCH ve TGARCH tabanlı muadillerine göre genel verimliliği çok yüksektir.

Yatırımcıların ve politika yapıcılar, gelecekteki ekonomik aktivitelerin öncü göstergeleri olarak iki seriyi değerlendirmede günlük VIX ve BDI serilerindeki eşik etkileri ve doğrusal olmama durumunu dikkate almaları gerektiği sonucunu varılmıştır. Ayrıca, literatür araştırmasının da ortaya koyduğu gibi, her iki seri de 2008 sonlarında başlayan küresel durgunluk tahmininde başarılı olmuşlardır. İki serinin izlediği örneklem dışı patika tahminindeki verimlilik bu dönemlerde büyük önem kazanmaktadır. Hem VIX hem de BDI, yatırımcılar ve politika yapıcılar için önemli göstergelerdir ve gelecekteki çalışmalar da doğrusal olmayan oynaklık dinamiklerinin çok değişkenli modellemesine odaklanmalıdır.

Tahmin edilen modellerin seri ile uyumluluğu açısından değerlendirildiğinde, eşik özelliklerine sahip doğrusal olmayan modeller, iyileştirilmiş örnek içi modellemede yüksek performans sağlamıştır. Ayrıca, BDI endeksinin bir gün sonrası, 30 ve 105 gün sonrası için geniş bir örneklem dışı süre için, tahmin edilmiştir. Sonuçlar, TAR tipi eşik etkilerinin alınmasıyla, RMSE ve MAE istatistiklerinin örnek dışı tahmin açısından iyileştirmeler gösterdiğini göstermiştir. Buna ek olarak, STAR tipi doğrusal olmayan oynaklık modelleri ailesinin (LSTAR-GARCH ve LSTAR-APGARCH) örneklem doğruluğunda önemli kazanımlar sağladığı ve tek rejimli GARCH modellerine kıyasla koşullu oynaklık modelleri ile tahminlerin doğruluğunda önemli katkılar sağladığı, modelin açıklayıcılığını önemli ölçüde iyileştirdiği

gözlemlenmiştir. Ayrıca, diğer uygulanan modellerinde sonuçlarına bakıldığında, APGARCH mimarisi ile farklı koşullu oynaklık modellerinde genelleştirilmiş GARCH, LSTAR-GARCH ve LSTAR-APGARCH modellerinin, 10 iş günü sonrası için tahmin doğruluklarını karşılaştırılmış. Örneklem dışı tahminde LSTAR-GARCH ve LSTAR-APGARCH modellerinin tahmin performanslarının oldukça güçlü olduğu kanısı ispatlanmıştır.

Önerilen modellerin başarılı tahmin yeteneklerine bakıldığında, asimetrik güç, rejim geçişleri ve eşik etkilerini aynı anda analizlere dâhil etmenin tahmin üzerindeki gücü yadsınamaz. Dolayısıyla, eşik tipi doğrusal olmayan bir ortamda, model her bir rejim için yumuşak geçişli asimetrik güç ile genişletildiğinde, BDI endeksindeki tahmin zorluklarının üstesinden gelinebildiği ve böylece BDI endeksinin ekonomik bir gösterge olarak kullanılabileceğinin ispatıdır.

Önerilen modellerdeki diğer bir bulgu ise; kaldıraç etkilerinin genişlemesi ile durgunluk rejimlerinde ters yönde çalışabileceği ve rejime özgü Kaldıraç-TGARCH varyans süreçlerinde kaldıraç parametresinin negatif olmayan varsayımının esnetilmesinden sonra, tahmin yeteğinin, modelin ampirik analizde değerlendirilen ilk modellere göre gelişme gösterdiği gözlemlenmiştir. Sonuç olarak, çalışmada analiz edilen TAR ve özellikle de LSTAR tabanlı doğrusal olmayan GARCH modelleri, gelecekteki ekonomik koşulları değerlendirmek için BDI zaman serilerini tahmin etmeyi amaçlayan analistler, araştırma uzmanları için önemli kanıtlar sağlamıştır. Böylece analiz, hibrit bir mimaride doğrusal olmama ve oynaklığın modellenmesinde, tek rejimli GARCH ve TGARCH modellerine göre daha iyi sonuçlar sağladığını doğrulamıştır. Buna göre, günlük BDI zaman serisi verilerindeki eşik etkileri, BDI zaman serilerini ekonomik aktivitenin ekonomik bir göstergesi olarak değerlendirmeyi amaçlayan analistler, yatırımcılar, araştırmacılar ve politika yapıcılar tarafından dikkate alınması tavsiye edilmektedir.

Son kısımda ise, tüm dünyayı etkisi altına alan Covid-19 pandemi ve belirsizlik ortamındaki endeks seyri ve modelin açıklayıcılığı incelenmek istenmiş olup, bu nedenle veriler günümüze kadar genişletilerek, Kasım 2007 – Mayıs 2022 arasındaki 15 yıllık dönemi kapsayan günlük veriler için BDI, VIX ve MSCI endekleri üzerinde analiz yapılmıştır.

BDI için tüm dalgalanmalarda LSTAR-APGARCH yöntemi ile tahmin modellemesinin anlamlı sonuçlar verdiği ve bir öngörü modeli olarak kullanılması tavsiye edilirken; literatürde değişen hesaplama yöntemi nedeniyle manipulasyonlara daha fazla açık olduğu tartışılan MSCI ve VIX finansal öncü göstergelerinde özellikle dalgalı dönemlerde temel GARCH ve APGARCH modellerinde sapmalara neden olduğu bu nedenle mutlaka LSTAR tipi modeller ile yorumlanması gerektiği gözlemlenmiştir. BDI, önde gelen bir ekonomik göstergedir ve ekonomik krizler için yararlı ve önemli bir tahmin edici haline gelmektedir. BDI'nın oynaklığının Dünya ekonomilerindeki oynaklığa duyarlı olması ve BDI endeksinin dünya çapında 20'den fazla sevkiyat ile küresel ekonominin finansal koşullarının oynaklığını yansıtmaya kabiliyetine sahip olması nedeniyle; analiz sonuçlarımıza göre yatırımcılar ve politika yapıcılar için küresel ekonominin yönünü önceden tahmin edebilmenin öncü göstergesidir.

Öte yandan, BDI gibi VIX ve MSCI endeklerinin günümüzde daha önemli hale gelmesi ile bu endekslerin öncü gösterge olarak kullanılabilmesi hatta karşılaştırma ölçütü olarak değerlendirilebilmesi için BDI, VIX ve MSCI endeklerinin oynaklığının ve doğrusal olmama durumunun akılda tutmak gereklidir. Bu durumunu bertaraf edici modellerin seçilmesi gereklidir. Ayrıca, tahminde iyileştirmeleri elde etmek için gelecekteki çalışmalarda, yalnızca koşullu ortalama süreçlerinin değil, aynı zamanda koşullu varyans süreçlerinin farklı rejimler arasında değişmesine izin veren farklı tipte doğrusal olmayan GARCH modelleri ile doğrusal olmayan serileri modellemeyi amaçlayan modellere odaklanması literatüre, politika yapıcılara ve yatırımcılara tavsiye edilmektedir.

KAYNAKÇA

- Acemoglu, D., Scott, A. 1997. "Asymmetric business cycles: Theory and time-series evidence". *Journal of Monetary Economics*, 40(3), 501–533.
- Adıgüzel, M. 2020. "Covid-19 pandemisinin Türkiye ekonomisine etkilerinin makroekonomik analizi". *İstanbul Ticaret Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 19(37), 191–221.
- Akıncı, M., Akıncı, G. Y., Yılmaz, Ö. 2014. "Lale Çılgınlığı'ndan Mortgage Krizi'ne spekülâtif balonlar". *Tarih Okulu Dergisi*, 7(9), 719–749.
- Akkaya, M., Kantar, L. 2018. "Finansal Krizlerin Tahmininde Öncü Göstergelerin Logit-Probit Model İle Analizi: Türkiye Uygulaması". *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 14(3), 575–590.
- Alantar, D. 2008. "Küresel Finansal Kriz: Nedenleri Ve Sonuçları Üzerine Bir Değerlendirme". *Maliye Finans Yazıları*, 1, 81.
- Anderson, H. M., Nam, K., Vahid, F. 1999. "Asymmetric nonlinear smooth transition GARCH models". İçinde *Nonlinear time series analysis of economic and financial data* (ss. 191–207). Springer.
- Ané, T., Ureche-Rangau, L. 2006. "Stock market dynamics in a regime-switching asymmetric power GARCH model". *International Review of Financial Analysis*, 15(2), 109–129.
- Amadeo, K. 2021. "MSCI Index and What It Measures". The balance. <https://www.thebalance.com/msci-index-what-is-it-and-what-does-it-measure-3305948> [01.06.2022]
- Apoteker, T., Barthelemy, S. 2000. "Genetic algorithms and financial crises in emerging markets". İçinde *AFFI International Conference in Finance Processing*. Citeseer.
- Attali, J. 2015. "Kriz ve sonrası, 2008 krizinin üzerinden ufka bakarken". İstanbul: Ekslibris Yayıncılık.
- Aydın, A. 2002. "İsveç bankacılık sistemi, kriz, krizde yapılanlar ve kriz sonrası". *Bankacılar Dergisi*, 40, 13–35.
- Ayla, D. 2019. "Türkiye’de Finansal Krizlerin Öncü Göstergelerle Tahmini". *Afyon Kocatepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 21(3), 838–854.
- Aziz, J., Caramazza, F., Salgado, R. 2000. "Currency crises: in search of common elements".
- Bacon, D. W., Watts, D. G. 1971. "Estimating the transition between two intersecting straight lines". *Biometrika*, 58(3), 525–534.
- Baddeley, M., McCombie, J. 2001. "An historical perspective on speculative bubbles and financial crises: tulipmania and the South Sea bubble". İçinde *What Global Economic Crisis?* (ss. 219–243). Springer.

- Baillie, R. T. 1996. "Long memory processes and fractional integration in econometrics". *Journal of econometrics*, 73(1), 5–59.
- Baillie, R. T., Booth, G. G., Tse, Y., Zabolina, T. 2002. "Price discovery and common factor models". *Journal of financial markets*, 5(3), 309–321.
- Barrett, M. A., Bouley, T. A. 2015. "Need for enhanced environmental representation in the implementation of One Health". *Ecohealth*, 12(2), 212–219.
- Bartlett, P. 1996. "For valid generalization the size of the weights is more important than the size of the network". *Advances in neural information processing systems*, 9.
- Baum, T. 1998. "Taking the exit route: Extending the tourism area life cycle model". *Current issues in tourism*, 1(2), 167–175.
- Begley, S. 2013. "Flu-conomics: The next pandemic could trigger global recession". *Health News* Retrieved June, 18, 2020.
- Berg, A., Pattillo, C. 1999. "Are currency crises predictable? A test". *IMF Staff papers*, 46(2), 107–138.
- Bernanke, B., Gertler, M. 1990. "Financial fragility and economic performance". *The quarterly journal of economics*, 105(1), 87–114.
- Bierman, H. 1998. *"The causes of the 1929 stock market crash: a speculative orgy or a new era?"*. Grove/Atlantic, Inc.
- Bildirici, M., Ersin, Ö. Ö. 2009. "Improving forecasts of GARCH family models with the artificial neural networks: An application to the daily returns in Istanbul Stock Exchange". *Expert Systems with Applications*, 36(4), 7355–7362.
- _____. 2013. "Forecasting oil prices: Smooth transition and neural network augmented GARCH family models". *Journal of Petroleum Science and Engineering*, 109, 230–240.
- _____. 2014. Nonlinearity, Volatility and Fractional Integration in Daily Oil Prices, Smooth Transition Autoregressive ST-FI(AP)GARCH Models, *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 18(3): 108-135
- Bildirici, M., Ersin, Ö. ve Onat I. 2014. An Analysis of Volatility and Nonlinearity in Weekly Baltic Dry Index as an Economic Indicator: TAR-GARCH, TAR-TGARCH and TAR-TR-GARCH, TAR-TR-TGARCH Models, *Istanbul Conference on Economics and Finance, ICEF 2014, Istanbul*.
- _____. 2015. Baltic Dry Index as a major economic policy indicator: the relationship with economic growth. 210:416–424.
- _____. 2016. BDI, gold price and economic growth. *Proc Econ Finance* 38:280–286.
- Bildirici, M., Ersin, Ö., Onat I. 2017. The Baltic Dry Index as a Leading Economic Indicator: An Investigation with Volatility Models. In: *Istanbul as a Global Financial Center*. Eds. M.Bildirici, C.Zehir, F.Kayıkçı, M.Karagöz and T. Bakırtaş, Cambridge Scholars Publishing: UK, Oxford: 133-150.
- _____. 2019. "Examination of The Predictability of BDI and VIX: A Threshold Approach", *International Journal of Transport Economics*, 3: 1724-2185.
- Bildirici, M., Guler Bayazit, N., Ucan, Y. 2020. Analyzing crude oil prices under the

- impact of covid-19 by using lstartgarchlstm. *Energies*, 13(11), 2980.
- Blinder, A. S. 2013. *"Economic policy and the great stagflation"*. Elsevier.
- Bollerslev, T. 1986. "Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity". *Journal of econometrics*, 31(3), 307–327.
- Bollerslev, T., Mikkelsen, H. O. 1996. "Modeling and pricing long memory in stock market volatility". *Journal of econometrics*, 73(1), 151–184.
- Brooks, R. D., Faff, R. W., McKenzie, M. D., Mitchell, H. 2000. "A multi-country study of power ARCH models and national stock market returns". *Journal of International money and Finance*, 19(3), 377–397.
- Brüggemann, A., Linne, T. 2002. "Are the Central and Eastern European transition countries still vulnerable to a financial crisis? Results from the signals approach". *Results from the Signals Approach*.
- Buck, T., Arnold, M., Chazan, G., Cookson, C. 2020. "Coronavirus declared a pandemic as fears of economic crisis mount". *Financial Times*, 11.
- Bülbül, H. 2018. *"Finansal Kriz Modelleri Çerçevesinde Türkiye'nin Kriz Öngörü Modelinin Geliştirilmesi"*. Sosyal Bilimler Enstitüsü, Marmara Üniversitesi. Yüksek Lisans Tezi.
- Bulut, E., Duru, O., Keçeci, T., Yoshida, S. 2012. "Use of consistency index, expert prioritization and direct numerical inputs for generic fuzzy-AHP modeling: A process model for shipping asset management". *Expert Systems with Applications*, 39(2), 1911–1923.
- Burton, N. 2017. *"An Analysis of Charles P. Kindleberger's Manias, Panics, and Crashes: A History of Financial Crises"*. Macat Library.
- Busetti, G., Manera, M. 2003. "STAR-GARCH models for stock market interactions in the Pacific Basin region, Japan and US". *Japan and Us* (April 2003).
- Cao, C. Q., Tsay, R. S. 1992. "Nonlinear time-series analysis of stock volatilities". *Journal of Applied Econometrics*, 7(S1), S165–S185.
- Cengiz, H., Turan, E. 2021. "Business Impact Of Covid-19 Pandemic On Global Maritime Industry". *Journal of Naval Sciences and Engineering*, 17(1), 43–75.
- Chan, F., McAleer, M. 2002. "Maximum likelihood estimation of STAR and STAR-GARCH models: theory and Monte Carlo evidence". *Journal of applied Econometrics*, 17(5), 509–534.
- _____. 2003. "Estimating smooth transition autoregressive models with GARCH errors in the presence of extreme observations and outliers". *Applied Financial Economics*, 13(8), 581–592.
- Chan, F., Theoharakis, B. 2011. "Estimating m-regimes STAR-GARCH model using QMLE with parameter transformation". *Mathematics and Computers in Simulation*, 81(7), 1385–1396.
- Chan, K S. 1993. *"A review of some limit theorems of Markov chains and their applications"*. World Scientific, Singapore.
- Chan, K. S., Tong, H. 1986. "On estimating thresholds in autoregressive models". *Journal of time series analysis*, 7(3), 179–190.

- Chen, J.-H., Li, F., Wan, Q., Wang, Y. 2011. "Short term load forecasting using regime-switching GARCH models". İçinde *2011 IEEE Power and Energy Society General Meeting* (ss. 1–6). IEEE.
- Chen, J.-H., Huang, C.-Y. 2010. "An analysis of the spillover effects of exchange-traded funds". *Applied Economics*, 42(9), 1155–1168.
- Chen, Q., Li, C.-D. 2006. "Comparison of forecasting performance of ar, star and ann models on the chinese stock market index". İçinde *International symposium on neural networks* (ss. 464–470). Springer.
- Chen, S., Meersman, H., Voorde, E. van de. 2012. "Forecasting spot rates at main routes in the dry bulk market". *Maritime Economics & Logistics*, 14(4), 498–537.
- Collins, C. 2001. "Economy conditions in syntax". *The Handbook of Contemporary Syntactic Theory*, 45-61.
- Cooper, G. 2008. *The Origin of Financial Crises: Central Banks, Credit Bubbles and the Efficient Market Fallacy*. Vintage.
- Dash, M. 2011. *Tulipomania: The story of the world's most coveted flower and the extraordinary passions it aroused*. Hachette UK.
- Delice, G. 2003. "Finansal krizler: teorik ve tarihsel bir perspektif". Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, (20).
- Dijk, D. van, Teräsvirta, T., Franses, P. H. 2002. "Smooth transition autoregressive models—a survey of recent developments". *Econometric reviews*, 21(1), 1–47.
- Ding, Z., Granger, C. W. J., Engle, R. F. 1993. "A long memory property of stock market returns and a new model". *Journal of empirical finance*, 1(1), 83–106.
- Doğanlar, M. 2006. "Türkiye Ekonomisinde 1994 Krizi İçin Öncü Göstergeler". İçinde: Seyidoğlu, H. ve Yıldız.
- Domonoske, C., Schneider, A. 2020. "Oil Prices, Stocks Plunge After Saudi Arabia Stuns World with Massive Discounts". Retrieved, 6(06), 2020.
- Donaldson, R. G., Kamstra, M. 1997. "An artificial neural network-GARCH model for international stock return volatility". *Journal of Empirical Finance*, 4(1), 17–46.
- Dornbusch, R., Goldfajn, I., Valdés, R. O., Edwards, S., Bruno, M. 1995. "Currency crises and collapses". *Brookings papers on economic activity*, 1995(2), 219–293.
- DSÖ. 2009. "WHO guide to identifying the economic consequences of disease and injury". Dünya Sağlık Örgütü.
- Dufrénot, G., Marimoutou, V., Peguin-Feissolle, A. 2003. "LSTGARCH effects in stock returns: the case of US, UK and France".
- Durmuş, S. 2011. *Türkiye’de 2000’den Sonra Yaşanan Ekonomik Krizler ve Kriz Döneminde Tüketicilerin İktisadi Davranışları*. Celal Bayar Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Dutta, S., Shekhar, S. 1998. "Bond-rating: A Non-conversation application of Neural Network". *ICNN-88*, 43–450.
- Dünya Bankası. 2016. "2014–2015 West Africa Ebola crisis: impact update". World Bank Washington, DC.

- Edwards, S. 1989. "Exchange rate misalignment in developing countries". *The World Bank Research Observer*, 4(1), 3–21.
- . 2001. *"Capital mobility and economic performance: are emerging economies different?"*. National bureau of economic research Cambridge, Mass., USA.
- Edwards, S., Santaella, J. 1993. "Devaluation Controversies in the Developing Countries: Lessons from the Bretton Woods Era". İçinde *A Retrospective on the Bretton Woods System: Lessons for International Monetary Reform* (ss. 405–460). University of Chicago Press.
- Eichengreen, B., Rose, A. K., Wyplosz, C. 1995. "Exchange market mayhem: the antecedents and aftermath of speculative attacks". *Economic policy*, 10(21), 249–312.
- Elliot, S. Y. L. 2020. "10-year yield dives below 0.7% after Fed announces unlimited asset purchases [Internet]. CNBC. 2020 [cited 2020 Mar 23]".
- Engle, R. F. 1982. "Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation". *Econometrica: Journal of the econometric society*, 987–1007.
- Engle, R. F., Bollerslev, T. 1986. "Modelling the persistence of conditional variances". *Econometric reviews*, 5(1), 1–50.
- Engle, R. F., Ng, V. K. 1993. "Measuring and testing the impact of news on volatility". *The journal of finance*, 48(5), 1749–1778.
- Erdoğan, S. 2006, "Türkiye'nin İhracat Yapısındaki Değişme ve Büyüme İlişkisi: Koentegrasyon ve Nedensellik Testi Uygulaması". *Selçuk Üniversitesi Karaman İ.İ.B.F. Dergisi*, 9(10), 30-39.
- Erdönmez, P. A. 2005. "Seçilmiş ülkelerde gayrimenkul fiyatları ve bankacılık sektöründeki gelişmeler". *Bankacılar Dergisi*, 54, 59–73.
- Escribano, A., Jordá, O. 2001. "Testing nonlinearity: Decision rules for selecting between logistic and exponential STAR models". *Spanish Economic Review*, 3(3), 193–209.
- Faus, J. 2020. "This is how coronavirus could affect the travel and tourism industry". *World Economic Forum*, 17.
- Flood, R. P., Garber, P. M. 1984. "Collapsing exchange-rate regimes: some linear examples". *Journal of international Economics*, 17(1–2), 1–13.
- Frankel, J. A., Rose, A. K. 1996. "Currency crashes in emerging markets: An empirical treatment". *Journal of international Economics*, 41(3–4), 351–366.
- Franses, P. H., Neele, J., van Dijk, D. 1998. *"Forecasting volatility with switching persistence GARCH models"*. Econometric Institute, Erasmus University Rotterdam.
- Franses, P. H., Van Dijk, D. 2000. *"Non-linear time series models in empirical finance"*. Cambridge university press.
- Fratzscher, M. 2012. "Capital flows, push versus pull factors and the global financial crisis". *Journal of International Economics*, 88(2), 341–356.
- French, M. 1997. *US Economic History Since 1945*. UK: Manchester University

- Press, 183-184.
- Friedman, H. H., Friedman, L. W. 2010. "The global financial crisis of 2008: What went wrong?". *Lessons from the financial crisis: Causes, consequences, and our economic future*, 31–36.
- Friedman, M., Schwartz, A. J. 2008. "*A monetary history of the United States, 1867-1960*" (C. 14). Princeton University Press.
- Garber, P. M. 1989. "Tulipmania". *Journal of political Economy*, 97(3), 535–560.
- _____. 1990. "Famous first bubbles". *Journal of Economic perspectives*, 4(2), 35–54.
- _____. 2001. "*Famous first bubbles: The fundamentals of early manias*". mit Press.
- Geman, H., Smith, W. O. 2012. "Shipping markets and freight rates: an analysis of the Baltic Dry Index". *The Journal of Alternative Investments*, 15(1), 98–109.
- Gencay, R., Liu, T. 1997. "Nonlinear modelling and prediction with feedforward and recurrent networks". *Physica D: Nonlinear Phenomena*, 108(1–2), 119–134.
- Gencay, R., Stengos, T. 1997. "Technical trading rules and the size of the risk premium in security returns". *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 2(2).
- _____. 1998. "Moving average rules, volume and the predictability of security returns with feedforward networks". *Journal of Forecasting*, 17(5-6), 401–414.
- Gitlin, M. 2008. "*The 1929 Stock Market Crash*". ABDO.
- Glosten, L. R., Jagannathan, R., Runkle, D. E. 1993. "On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks". *The journal of finance*, 48(5), 1779–1801.
- Goldfeld, S. M., Duesenberry, J., Poole, W. 1973. "The demand for money revisited". *Brookings Papers on Economic Activity*, 1973(3), 577–646.
- Goldfeld, S. M., Quandt, R. E. 1973. "A Markov model for switching regressions". *Journal of econometrics*, 1(1), 3–15.
- González-Rivera, G. 1998. "Smooth-transition GARCH models". *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 3(2).
- Goudarzi, H., Ramanarayanan, C. S. 2011. "Modeling asymmetric volatility in the Indian stock market". *International Journal of Business and Management*, 6(3), 221.
- Granger, C. W. J., Terasvirta, T. 1993. "Modelling non-linear economic relationships". OUP Catalogue.
- Gregory, A. W., Hansen, B. E. 1996. Practitioners corner: tests for cointegration in models with regime and trend shifts. *Oxford bulletin of Economics and Statistics*, 58(3), 555-560.
- Gunay, S., Can, G. 2022. "The source of financial contagion and spillovers: An evaluation of the covid-19 pandemic and the global financial crisis". *Plos one*, 17(1), e0261835.
- Gupta, A., Lam, M. 1998. "The weight decay backpropagation for generalizations with missing values". *Annals of Operations Research*, 78, 165–187.
- Hagerud, G. E. 1997a. "*A smooth transition ARCH model for asset returns*".

Stockholm School of Economics, the Economic Research Inst.

- _____. 1997b. "Specification tests for asymmetric GARCH". Stockholm School of Economics, the Economic Research Inst.
- Hansen, B. E. 1996. "Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis". *Econometrica: Journal of the econometric society*, 413–430.
- Hasan, M., Mahi, M., Sarker, T., Amin, M. 2021. "Spillovers of the COVID-19 pandemic: Impact on global economic activity, the stock market, and the energy sector". *Journal of Risk and Financial Management*, 14(5), 200.
- Hatane, S. E. 2011. "GARCH-Type Models on the Volatility of Indonesian Cocoaâ€™s Spot Price Returns". *Jurnal Manajemen dan Kewirausahaan*, 13(2), 117–123.
- Hilt, E., Jaremski, M., Rahn, W. 2021. "When Uncle Sam introduced Main Street to Wall Street: Liberty Bonds and the transformation of American finance", *Journal of Financial Economics*, 45(1), 194–216.
- Hoppit, J. 2002. "The Myths of the South Sea Bubble". *Transactions of the Royal Historical Society*, 12, 141–165.
- Hutchinson, J. M., Lo, A. W., Poggio, T. 1994. "A nonparametric approach to pricing and hedging derivative securities via learning networks". *The journal of Finance*, 49(3), 851–889.
- Huang, H. C., Su, Y. C., Tsui, J. T. 2015. Asymmetric GARCH value-at-risk over MSCI in financial crisis. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 5(2), 390–398.
- Isenman, S. M. 2010. "Understanding Financial Crises: Identifying The Differences Between The Financial Crises Of 1984 and 2007". Citeseer.
- Jeris, S. S., Nath, R. D. 2021. "US banks in the time of COVID-19: fresh insights from the wavelet approach". *Eurasian Economic Review*, 11(2), 349–361.
- Jugović, A., Komadina, N., Hadžić, A.P. 2015. Factors Influencing the Formation of Freight Rates on Maritime Shipping Markets. *Scientific Journal of Maritime Research* 29: 23–29.
- Jurun, E., Ratković, N., Moro, F. 2015. "The Baltic Dry Index and performance excellence in a crisis environment". *Croatian Operational Research Review*, 6(2), 335–346.
- Kamal, I. M., Bae, H., Sunghyun, S., Yun, H. 2020. "DERN: Deep ensemble learning model for short-and long-term prediction of baltic dry index". *Applied Sciences*, 10(4), 1504.
- Kamin, S. B. 1988. "Devaluation, external balance, and macroeconomic performance: a look at the numbers". International Finance Section, Department of Economics, Princeton University.
- Kamin, S. B., Schindler, J. W., Samuel, S. L. 2001. "The contribution of domestic and external factors to emerging market devaluation crises: An early warning systems approach". Available at SSRN 286279.
- Kaminsky, G. L. 2003. "Varieties of currency crises". National bureau of economic research Cambridge, Mass., USA.
- Kapetanios, G., Snell, A., Shin, Y. 2003. "Testing for Nonlinear Cointegration

Between Stock Prices and Dividends".

- Karaçor, Z., Alptekin, V. 2006. "Finansal krizlerin önceden tahmin yoluyla değerlendirilmesi: Türkiye örneği". *Yönetim ve Ekonomi: Celal Bayar Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 13(2), 237–256.
- Kenton, W. 2020. "MSCI". Investopedia. <https://www.investopedia.com/terms/m/msci.asp> [01.06.2022]
- Khalili, R., Bartell, S. M., Hu, X., Liu, Y., Chang, H. H., Belanoff, C., ... Vieira, V. M. 2018. "Early-life exposure to PM 2.5 and risk of acute asthma clinical encounters among children in Massachusetts: a case-crossover analysis". *Environmental Health*, 17(1), 1–9.
- Kibritçiöğlu, A. 2001. "Causes of inflation in Turkey: A literature survey with special reference to theories of inflation".
- Kindleberger, C. P. 1986. *"The world in depression, 1929-1939"*. Univ of California Press.
- Knieps, S. 2020. "Will COVID-19 turn Germany's export-oriented economy into a weakness". Access at: <https://www.euractiv.com/section/economy-jobs/news/will-COVID-19-turn-germanys-export-oriented-economy-into-a-weakness>.
- Krkoska, L. 2001. "Assessing macroeconomic vulnerability in central Europe". *Post-Communist Economies*, 13(1), 41–55.
- Krugman, P. R. 1979. "Increasing returns, monopolistic competition, and international trade". *Journal of international Economics*, 9(4), 469–479.
- _____. 1997. *"Development, geography, and economic theory"* (C. 6). MIT press.
- Kupperman, R. H., Wilcox, R. H., Smith, H. A. 1975. "Crisis Management: Some Opportunities: International emergency cooperation involving governments, technology, and science is now foreseeable.". *Science*, 187(4175), 404–410.
- Kydland, F. E., Prescott, E. C. 1977. "Rules rather than discretion: The inconsistency of optimal plans". *Journal of Political Economy*, 85(3), 473–491.
- Lai, T. L., Po-Shing Wong, S. 2001. "Stochastic neural networks with applications to nonlinear time series". *Journal of the American Statistical Association*, 96(455), 968–981.
- Leonov, Y., Nikolov, V. 2012. "A wavelet and neural network model for the prediction of dry bulk shipping indices". *Maritime Economics & Logistics*, 14(3), 319–333.
- Lin, A. J., Chang, H. Y., Hsiao, J. L. 2019. "Does the Baltic Dry Index drive volatility spillovers in the commodities, currency, or stock markets?". *Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review*, 127, 265–283.
- Lin, F., Sim, N. C. S. 2013. "Trade, income and the baltic dry index". *European Economic Review*, 59, 1–18.
- Ling, S., Li, W. K. 1997. "On fractionally integrated autoregressive moving-average time series models with conditional heteroscedasticity". *Journal of the American Statistical Association*, 92(439), 1184–1194.
- Ling, S., McAleer, M. 2002. "Stationarity and the existence of moments of a family of GARCH processes". *Journal of Econometrics*, 106(1), 109–117.

- Lucas, R. E. 1970. "Capacity, overtime, and empirical production functions". The American Economic Review, 60(2), 23–27.
- Lun, Y.H.V, Lai, K.H. and Cheng, T.C.E. (2010) Freight Rate Mechanism. Chapter 2 in: Shipping and Logistics Management. Springer, London.
- Lundbergh, S., Teräsvirta, T. 1999. "*Modelling economic high-frequency time series with STAR-STGARCH models*". Tinbergen Institute.
- Luukkonen, R., Saikkonen, P., Teräsvirta, T. 1988. "Testing linearity against smooth transition autoregressive models". Biometrika, 75(3), 491–499.
- MacKinnon, J. G. 1996. "Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests". Journal of applied econometrics, 11(6), 601–618.
- Maddala, G. S. 1977. Selectivity problems in longitudinal data. In Annales de l'INSEE (pp. 423-450). Institut national de la statistique et des études économiques.
- Masson, P. 1999. "8 Contagion: monsoonal effects, spillovers and jumps between multiple equilibria". The Asian Financial Crisis, 265.
- Michail, N. A., Melas, K. D. 2020. "Shipping markets in turmoil: An analysis of the Covid-19 outbreak and its implications". Transportation Research Interdisciplinary Perspectives, 7, 100178.
- Miletic, S., Korenak, B., Ivanis, I. 2013. "Performance of MSCI World Index during the Global Financial Crisis: Value at Risk Approach". M. Radovic-Markovic, K. Krumov, & S. Vujicic (Ed.), Entrepreneurship: Economic Development & Finance (s. 419). Serbia, Belgrade.
- Mirza, N., Naqvi, B., Rahat, B., Rizvi, S. K. A. 2020. "Price reaction, volatility timing and funds' performance during Covid-19". Finance Research Letters, 36, 101657.
- Mirza, N., Rahat, B., Naqvi, B., Rizvi, S. K. A. 2020. "Impact of Covid-19 on corporate solvency and possible policy responses in the EU". The Quarterly Review of Economics and Finance.
- Mishkin, F. S. 1991. "A multi-country study of the information in the shorter maturity term structure about future inflation". Journal of International Money and Finance, 10(1), 2–22.
- Mulder, M. C. B., Bussière, M. M. 1999. "*External vulnerability in emerging market economies: how high liquidity can offset weak fundamentals and the effects of contagion*". International monetary fund.
- Nag, A., Mitra, A. 1999. "Neural networks and early warning indicators of currency crisis". Reserve Bank of India Occasional Papers, 20(2), 183–222.
- Neal, L., Schubert, E. 1985. "The first rational bubbles: A new look at the Mississippi and South Sea schemes". BEBR faculty working paper; no. 1188.
- Nelson, D. B. 1991. "Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach". Econometrica: Journal of the Econometric Society, 347–370.
- Nicola, M., Alsafi, Z., Sohrabi, C., Kerwan, A., Al-Jabir, A., Iosifidis, C., Agha, R. 2020. "The socio-economic implications of the coronavirus pandemic (COVID-19): A review". International journal of surgery, 78, 185–193.
- Oberholtzer, K., Sivitz, L., Mack, A., Lemon, S., Mahmoud, A., Knobler, S. 2004. "Learning from SARS: preparing for the next disease outbreak: workshop

summary".

- Oral, İ. O., Sevinç, D. E. 2020. "Covid-19 Eksenli Sağlık Krizinin Ekonomi Üzerindeki Etkileri Üzerine Bir İnceleme". *Journal of Management Theory and Practices Research*, 1(1), 58–70.
- Osińska, M., Witkowski, M. 1997. "Testowanie hipotezy o liniowości modelu wobec alternatywy STAR i SETAR (Testing for linearity vs. STAR and SETAR alternative)". *Dynamiczne Modele Ekonometryczne*, 9–11.
- Östermark, R., Aaltonen, J., Saxén, H., Söderlund, K. 2004. "Nonlinear modelling of the Finnish Banking and Finance branch index". *The European journal of finance*, 10(4), 277–289.
- Oyewale, A. M., Kehinde, S. D., Phazamile, K. 2013. "Smooth Transition Autoregressive-GARCH Model in Forecasting Non-linear Economic Time Series Data". *Journal of Statistical and Econometric Methods*, 2(2), 11–19.
- Papadatos, D. 2009. "Günümüz Kapitalizmde Merkez Bankacılığı: Enflasyon Hedeflemesi ve Finansal Krizler". C. Lapavitsas (der.), *Finansallaşma ve Kapitalizmin Krizi*, Tuncel Öncel (çev.), İstanbul: Yordam Kitap, 171–202.
- Papailias, F., Thomakos, D. D. 2013. "Trading Energy ETFs with an improved moving average strategy". *International Journal of Energy and Statistics*, 1(01), 31–43.
- Papailias, F., Thomakos, D. D., Liu, J. 2017. "The Baltic Dry Index: cyclicalities, forecasting and hedging strategies". *Empirical Economics*, 52(1), 255–282.
- Parasız, İ., Bildirici, M. 2006. "Modern Konjonktür Teorileri", *Ezgi Kitap Evi Yayınları*, s.8.
- _____. 2015. "Ekonomik Konjonktür", *Ekin Basım Yayın*, s.15.
- Parasız, İ., Ekren, N. 2016. *Uluslararası Finans ve Küresel Finans Krizi*. Ezgi Kitabevi, Ankara.
- Paul, H. 2010. *The South Sea Bubble: an economic history of its origins and consequences*. Routledge.
- Polat, M. A. 2018. "Küresel finans krizinin nedenleri". *Al Farabi Uluslararası Sosyal Bilimler Dergisi*, 2(1), 177–195.
- Pomerleano, M., Bubbles, A. P. 2005. "The morning after: Restructuring in the aftermath of an asset bubble". *Asset Price Bubbles: The Implications for Monetary, Regulatory, and International Policies*.
- Quandt, R. E. 1958. "The estimation of the parameters of a linear regression system obeying two separate regimes". *Journal of the american statistical association*, 53(284), 873–880.
- Radivojević, N., Muhović, A., Joksimović, M., Pimić, M. 2021. "Examining the Impact of Movements of the Commodity Price on the Value of the Baltic Dry Index during Covid19 Pandemic". *Asian Journal of Economics and Empirical Research*, 8(2), 67–72.
- Razin, A., Milesi-Ferretti, G. M. 1997. "Sharp reductions in current account deficits: An empirical analysis". *Current Account Imbalances in E ast and W est: do they Matter?*, 14.
- Refenes, A.-P., Burgess, A. N., Bentz, Y. 1997. "Neural networks in financial

- engineering: A study in methodology". IEEE transactions on Neural networks, 8(6), 1222–1267.
- Reinhart, C., Kaminsky, G., Lizondo, S. 1997. "Leading indicators of currency crises". Available at SSRN 2882556.
- Rizvi, S. K. A., Itani, R. 2021. "Oil market volatility: Comparison of COVID-19 crisis with the SARS outbreak of 2002 and the global financial crisis of 2008". Economic Research-Ekonomika Istraživanja, 1–15.
- Rizvi, S. K. A., Yarovaya, L., Mirza, N., Naqvi, B. 2020. "The impact of COVID-19 on valuations of non-financial European firms". Available at SSRN 3705462.
- Roubini, N., Mihm, S. 2012. "Kriz ekonomisi: Dünya ekonomisinin çöküşü ve geleceği". Türkçesi: Işıl Tezcan, Pegasus Yayınları, İstanbul, 46–47.
- Ruan, Q., Wang, Y., Lu, X., Qin, J. 2016. "Cross-correlations between Baltic Dry Index and crude oil prices". Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 453, 278–289.
- Röpke, W. 1946. "Crises And Cycles". William Hodge & Company, Limited, 29-45.
- Sağlık, F. 2009. "Yatırım Fonlarında Performans-Akım İlişkisi Üzerine Ampirik Bir Çalışma". Aksaray Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 3(1), 107–132.
- Salant, S. W., Henderson, D. W. 1978. "Market anticipations of government policies and the price of gold". Journal of political economy, 86(4), 627–648.
- Sauert, D. 2010. "The role of the 1929 stock market crash and other factors that caused the great depression". GRIN Verlag.
- Schwartz, A. J. 1995. "The Evolution of US Finance. Volume 1. Federal Reserve Monetary Policy: 1915-1935". JSTOR.
- Stiglitz, J. E. 2012. "Serbest düşüş-Amerika, Serbest Piyasalar ve Dünya Ekonomisinin Çöküşü". Gündoğan Yayınları.
- Teräsvirta, T. 1994. "Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models". Journal of the American Statistical Association, 89(425), 208–218.
- Teräsvirta, T., Anderson, H. M. 1992. "Characterizing nonlinearities in business cycles using smooth transition autoregressive models". Journal of applied econometrics, 7(S1), S119–S136.
- Thomas, C. 2003. "The South Sea Bubble". Student Economic Review, 17–37.
- Thompson, E. A. 2007. "The tulipmania: Fact or artifact?". Public Choice, 130(1), 99–114.
- Times, V. 2020. "Vietnam's tourism sector could lose US \$ 5bln due to COVID-19". Vietnam Times.
- Tong, H. 1978. "On a threshold model".
- _____. 1990. "Non-linear time series: a dynamical system approach". Oxford university press.
- Tse, Y. K. 1998. "The conditional heteroscedasticity of the yen-dollar exchange rate". Journal of Applied Econometrics, 13(1), 49–55.
- Tse, Y. K., Tsui, A. K. C. 1997. "Conditional volatility in foreign exchange rates:

- evidence from the Malaysian ringgit and Singapore dollar". *Pacific-Basin Finance Journal*, 5(3), 345–356.
- Ural, M. 2009. "Alternative approaches for estimating value at risk". *Journal of BRSA Banking and Financial Markets*, 3(2), 63–86.
- Wang, H. 2005. "Flexible flow shop scheduling: optimum, heuristics and artificial intelligence solutions". *Expert Systems*, 22(2), 78–85.
- Webster, E. 1982. "The state, crisis and the university: the social scientists' dilemma". *Perspectives in Education*, 6(1), 1–14.
- Weigand, A. S., Gershenfeld, N. A. 1994. "Time Series Prediction: Forecasting the future and understanding the past, Santa Fe Institute Studies in the Science of Complexity". İçinde *Proceedings of the NATO Advanced Research Workshop on Comparative Time Series Analysis, Santa Fe, New Mexico, May 14* (C. 17, s. 1992).
- Weigend, A. S., Huberman, B. A., Rumelhart, D. E. 1991. "*Generalization by weight-elimination with application to forecasting*". PRE-32908.
- White, H. 1992. "*Artificial neural networks*". Blackwell Oxford.
- Wilson, J. 2020. "The economic impact of coronavirus: analysis from Imperial experts". Imperial University.
- Wollscheid, C. 2012. "Rise and burst of the dotcom bubble". *Seminar paper, available online at <https://www.grin.com/document/197166>*.
- Yamarone, R. 2017. *The Economic Indicator Handbook: How to Evaluate Economic Trends to Maximize Profits and Minimize Losses*. 1st Ed. ISBN: 978-1-118-20466-5, Wiley
- Yarovaya, L., Mirza, N., Abaidi, J., Hasnaoui, A. 2021. "Human capital efficiency and equity funds' performance during the COVID-19 pandemic". *International Review of Economics & Finance*, 71, 584–591.
- Yarovaya, L., Mirza, N., Rizvi, S. K. A., Naqvi, B. 2020. "COVID-19 pandemic and stress testing the eurozone credit portfolios". Available at SSRN 3705474.
- Yavaş, H. 2007. "1980 sonrası gelişmekte olan ülkelerde yaşanan finansal krizler, finansal kriz modelleri ve çözüm önerileri". Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Yeşilyurt, E. 2020. "*Finansal Kriz Sürecinde Kamu Otoritelerinin Uyguladığı Vergi Politikaları*". İstanbul Ticaret Üniversitesi.
- Yilmazkuday, H. 2021. "COVID-19 effects on the S&P 500 index". *Applied Economics Letters*, 1–7.
- Yu, Z., Razzaq, A., Rehman, A., Shah, A., Jameel, K., Mor, R. S. 2021. "Disruption in global supply chain and socio-economic shocks: a lesson from COVID-19 for sustainable production and consumption". *Operations Management Research*, 1–16.
- Yücel, F., Kalyoncu, H. 2010. "Finansal krizlerin öncü göstergeleri ve ülke ekonomilerini etkileme kanalları: Türkiye örneği". *Maliye Dergisi*, 159, 53–69.
- Zeng, Q., Qu, C. 2014. "An approach for Baltic Dry Index analysis based on empirical mode decomposition". *Maritime Policy & Management*, 41(3), 224–240.

- Zeng, Q., Qu, C., Ng, A. K. Y., Zhao, X. 2016. "A new approach for Baltic Dry Index forecasting based on empirical mode decomposition and neural networks". *Maritime Economics & Logistics*, 18(2), 192–210.
- Zhao, H.-M., He, H.-D., Lu, K.-F., Han, X.-L., Ding, Y., Peng, Z.-R. 2022. "Measuring the impact of an exogenous factor: An exponential smoothing model of the response of shipping to COVID-19". *Transport Policy*, 118, 91–100.
- Zivot, E., Wang, J. 2006. "Vector autoregressive models for multivariate time series". *Modeling financial time series with S-PLUS®*, 385–429.
- Zuccollo, D. R. 2013. "The Baltic Dry Index: a leading economic indicator and its use in a South African context". University of the Witwatersrand, Faculty of Commerce, Law and Management.



EKLER

Ek 1. VIX ve BDI Verilerinin Tanımlayıcı Özellikleri

	Ortalama	Medyan	Std. Sapma	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera
Δl_{vix}	-7,03E-05	-0,003200	0,063502	0,673536	7,36	6003,86 (0,00)
Δl_{bdi}	-4,03E-05	0,0089	0,0578	-0,396	10,90	3816,86 (0,00)

Ek 2. BDS Bağımsızlık Test Sonuçları

	Δl_{vix}	Δl_{bdi}
Boyutlar	z-Statistic	z-Statistic
2	13,76719	17,25177
3	18,25974	18,47797
4	20,65601	19,91302
5	22,40098	21,95053
6	23,83381	24,70978

Ek 3. Birim Kök ve Durağanlık Testleri

	<i>ADF</i>	<i>PP</i>	<i>KPSS</i>	<i>KSS</i>
<i>lvix</i>	-1,78	-2,002	15,75	-1,32
$\Delta lvix$	-16,27 (1)***	-19,25 ***	0,048	-28,552***
<i>lbdi</i>	-1,3473 (1)	-2,0027	12,487	-1,407
$\Delta lbdi$	-12,37 (1)***	-18,580 ***	0,032	-21,072***

Not: *, ** ve*** sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeylerini ifade etmektedir. ADF testi için optimum gecikme uzunluğu Schwarz bilgi kriterleri ile, PP testi için ise NeweyWest otomatik seçim yöntemi kullanılarak seçilir. KPSS testi için optimum gecikme uzunluğu Bartlettkernel ile Newey-West bant genişliği seçim yöntemi kullanılarak seçilir. ADF testine benzer şekilde, doğrusal olmayan KSS birim kök testi için gecikme uzunluğu da Schwarz bilgi kriterleri ile gerçekleştirilir. MacKinnon (1996) ADF testi için kritik değerleri sırasıyla %10 için -2,58, %5 için -2,89 ve %1 için ise -3.49 olarak belirlemiştir. KPSS testi için ise sırasıyla, %10 için 0,347, %5 için 0,463 ve %1 için ise 0,739'dur. KSS testi kritik t değerleri ise sırasıyla %10 için -3.48, %5 için -2,93 ve %1 için ise -2,66'dır (bu değerler kesişim ve trend olmadığı varsayımı altındadır (Kapetanios, Snell ve Shin, 2003)). Tüm testler için, trendin anlamlı olmadığı ve testler yalnızca kesişim olduğu varsayımı altında analiz edilmekte.

Ek 4. Günlük BDI Veri Seti Temel Regresyon Sonuçları

	<i>AR(1)</i> <i>Model:</i>	<i>AR(1)-GARCH(1,1)</i> <i>Model:</i>	<i>AR(1)-TGARCH(1,1)</i> <i>Model:</i>
<i>Koşullu Ortalama Süreci:</i>			
<i>Sabit</i>	0,000104	0,000395	0,000515
	(0,00052)	(0,000349)	(0,000367)
<i>AR(1)</i>	0,801822***	0,849028***	0,849976***
	(0,007129)	(0,006566)	(0,006547)
<i>Koşullu Varyans Süreci:</i>			
<i>Sabit</i>	-	0,000000289***	0,000000292***
		(2,53E-08)	(2,52E-08)
<i>ARCH</i>	-	0,143678***	0,151854***
		(0,003584)	(0,005359)
<i>GARCH</i>	-	0,851088***	0,841194***
		(0,002024)	(0,002033)
<i>TGARCH</i>	-	-	-0,017404***
			(0,007614)
<i>Tanımlama (Diagnostic) Testleri</i>			
<i>LogL</i>	23,423.6	26,274.4	26,275.5
<i>AIC</i>	-6,666158	-7,476716	-7,476741
<i>SIC</i>	-6,664206	-7,471837	-7,470886
<i>ARCH (1)</i>	580,7987	21,73859	21,20208
	[0,000]	[0,000]	[0,000]

Ek 1. Günlük BDI Endeksi için Doğrusal Olmayan Ekonometrik Modeller

<i>Modeller</i>	<i>Rejimler</i>	<i>Parametreler</i>	<i>Parametre Tahmini</i>	<i>Tanımlar (Diagnostics)</i>		
1. TAR	1.Rejim	Sabit	-0,000266***	LogL: 23429,26	AIC : -6,66722	
			(0,000147)			
		AR (1)	0,813272***			
			(0,00958)			
	2.Rejim	Sabit	0,000312***	ARCH-LM: 579,49 [0,0000]	SIC: -6,66331	
			(0,000144)			
		AR (1)	0,785876***			
			(0,010674)			
2. TAR-GARCH	TAR	1.Rejim	0,0000364***	LogL: 26276,93	AIC: -7,47685	
			(0,0000715)			
		AR (1)	0,864807***			
			(0,008706)			
		2.Rejim	0,0000882***			
			(0,0000689)			
	GARCH	AR (1)	0,833088***	ARCH-LM: 19,08421 [0,0000]	SIC: -7,470	
			(0,008746)			
		Sabit	0,000000285***			
			(0,0000000252)			
		ARCH	0,14283***			
			(0,003577)			
		GARCH	0,841853***			
			(0,002052)			
TAR-TGARCH	TAR	1.Rejim	-0,000332***	LogL: 26.738	AIC: -7,6	
			(5,50E-05)			
		AR (1)	0,791247***			

(Devamı sonraki sayfada)

(Ek.5'in devamı)

Modeller		Rejimler	Parametreler	Parametre Tahmini	Tanılar (Diagnostic)	
		2.Rejim		(0,007648)		
				0,007092***		
			Sabit	(0,000133)		
				0,612046***		
	TGARCH	AR (1)		(0,011366)	ARCH- LM: 17,0947 [0,0000]	SIC: -7,60
				3,81E-07***		
		Sabit		(3,19E-08)		
				0,168787***		
		ARCH		(0,006833)		
				0,038938***		
		TGARCH		(0,009526)		
				0,822644***		
		GARCH		(0,003565)		

Ek 6. Bir Adım İleri Tahmin Sonuçları

Model Tipleri:	RMSE	MAE	AR modeline kıyasla TAR tabanlı modelde RMSE'deki nispi değişim yüzdesi (%)	Tek rejim varyantına kıyasla TAR tabanlı modelde nispi RMSE değişimi (%)
AR (1)	0,008632	0,005050		
AR(1)- GARCH(1,1)	0,008659	0,005068		
AR(1)- TGARCH(1,1)	0,008660	0,005069		
TAR(1)	0,008002	0,004795	-7,298424	-7,298424
TAR(1)- GARCH(1,1)	0,008134	0,004724	-5,769231	-6,063056
TAR(1)- TGARCH(1,1)	0,008129	0,004721	-5,827155	-6,131640

Not: RMSE ve MAE istatistikleri, sırasıyla ortalama karesel hatalar ve ortalama mutlak hataları temsil etmektedir.

Ek 7. Örneklem Dışı Tahmin Sonuçları -30 Gün sonrası

Model Tipleri:	RMSE	MAE	AR modeline kıyasla TAR tabanlı modelde RMSE'deki nispi değişim yüzdesi (%)	Tek rejim varyantına kıyasla TAR tabanlı modelde nispi RMSE değişimi (%)
AR (1)	0,026243	0,018062		
AR(1)-GARCH(1,1)	0,026278	0,018114		
AR(1)- TGARCH(1,1)	0,026241	0,018058		
TAR(1)	0,023084	0,012655	-12,037496	-12,037496
TAR(1)- GARCH(1,1)	0,023089	0,012515	-12,018443	-12,135627
TAR(1)- TGARCH(1,1)	0,023088	0,012507	-12,022254	-12,015548

Not: RMSE ve MAE istatistikleri, sırasıyla ortalama karesel hatalar ve ortalama mutlak hataları temsil etmektedir.

Ek 8: Örneklem Dışı Tahmin Sonuçları - 105 Gün Sonrası

Model Tipleri	RMSE	MAE	AR modeline kıyasla TAR tabanlı modelde RMSE'deki nispi değişim yüzdesi (%)	Tek rejim varyantına kıyasla TAR tabanlı modelde nispi RMSE değişimi (%)
AR (1)	0,031564	0,023356		
AR(1)-GARCH(1,1)	0,031579	0,023319		
AR(1)- TGARCH(1,1)	0,031583	0,023312		
TAR(1)	0,028124	0,018557	-10,898492	-10,898492
TAR(1)- GARCH(1,1)	0,029790	0,020270	-5,620327	-5,665157
TAR(1)- TGARCH(1,1)	0,029728	0,020221	-5,816753	-5,873413

Not: RMSE ve MAE istatistikleri, sırasıyla ortalama karesel hatalar ve ortalama mutlak hataları temsil etmektedir.

Ek 9. VIX ve BDI Temel GARCH Modellemesi

Modeller:	Δl_{bdi}		Δl_{vix}	
	GARCH(1.1)	TGARCH(1.1)	GARCH(1.1)	TGARCH(1.1)
Koşullu Varyans Süreci				
Const.	0,0013*** (0,00)	0,0013*** (0,00)	-0,00017*** (0,00)	0,0018*** (0,0052)
ARCH koşulu	0,12*** (0,00)	0,09*** (0,01)	0,106*** (0,00)	0,11*** (0,00)
GARCH koşulu	0,87*** (0,00)	0,85*** (0,00)	0,801*** (0,00)	0,78*** (0,00)
TGARCH koşulu	- -	0,04** (0,02)	- -	0,07*** (0,01)
Stabilite koşulu sağlandı mı?	Evet	Evet	Evet	Evet
Tanılama (Diagnostic) Testi				
LogL	2750,7	2752,1	9607,028	9663,324
AIC	-3,77555	-3,776113	-2,77	-2,786
SIC	-3,761027	-3,75796	-2,76	-2,784
ARCH (1)	5,037501** [0,025]	6,175586** [0,0131]	5,589** [0,025]	6,132** [0,0131]

Not: LogL; Loglikelihood, ARCH(p): p. dereceden ARCH-LM testi. *, **, *** ise sırasıyla %10, %5 ve %1 önem seviyelerinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Ek 10. Günlük VIX Zaman Serisi için Lineer Olmayan Ekonometrik Model

Sonuçları

Modeller:	Model 1.		Model 2.		Model 3.		Model 4.	
	TAR(1)- GARCH(1,1)		TAR(1)- TGARCH(1,1)		TAR(1)-TR- GARCH(1,1)		TAR(1)-TR- TGARCH(1,1)	
Koşullu Ortalama Süreci								
Rejimler:	Rejim 1	Rejim 2	Rejim 1	Rejim 2	Rejim 1	Rejim 2	Rejim 1	Rejim 2
Sabit.	0,004*** (0,001)	0,002** (0,001)	0,004*** (0,002)	0,04*** (0,001)	-0,009*** (0,001)	0,02*** (0,001)	0,019*** (0,002)	0,003*** (0,001)
AR(1)	0,11*** (0,001)	0,173*** (0,001)	0,097*** (0,001)	0,19*** (0,04)	0,105*** (0,001)	0,173*** (0,002)	0,093*** (0,001)	0,065*** (0,001)
Koşullu Varyans Süreci								
Sabit.	0,00356*** (0,001)		0,00360*** (0,001)		0,00368** (0,001)	0,005*** (0,001)	0,003*** (0,001)	0,00155*** (0,001)
ARCH	0,104*** (0,002)		0,11*** (0,003)		0,119*** (0,002)	0,104*** (0,001)	0,12*** (0,003)	0,11*** (0,002)
GARCH	0,76*** (0,003)		0,82*** (0,003)		0,81*** (0,003)	0,801*** (0,003)	0,78*** (0,002)	0,86*** (0,004)
TGARCH	-		0,058*** (0,005)		-	-	0,019*** (0,005)	-0,004*** (0,001)
Stabilite?:	Evet		Evet		Evet	Evet	Evet	Evet
Tanımlama (Diagnostic) Testleri								
LogL	9640.94		9695.365		9640.563		9938.561	
AIC	-2.783		-2.798		-2.774		-2.868	
SIC	-2.766		-2.778		-2.668		-2. 578	
ARCH	32.01		35.668		23.11		18.19	
p-val	[0.0000]		[0.0000]		[0.0136]		[0.1417]	

Not: İlk iki model, her iki rejim için ortak ARCH, GARCH ve TGARCH parametrelerini varsayar. Standart hatalar parantez içinde rapor edilir. LogL, Loglikelihood'dur, ARCH-LM, p.inci dereceden ARCH-LM test istatistiğidir. *, **, *** %10, %5 ve %1 anlamlılık seviyelerinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Ek 11. Günlük BDI Zaman Serisi için Lineer Olmayan Ekonometrik Model

Sonuçları

Modeller:	Model 1.		Model 2.		Model 3.		Model 4.		
	TAR(1)- GARCH(1,1)		TAR(1)-TGARCH(1,1)		TAR(1)-TR- GARCH(1,1)		TAR(1)-TR- TGARCH(1,1)		
Koşullu Ortalama Süreci									
Rejimler:	Rejim 1	Rejim 2	Rejim 1	Rejim 2	Rejim 1	Rejim 2	Rejim 1	Rejim 2	
Sabit.	-0,009***	0,04***	-0,099***	0,0399***	-	0,0099***	0,0199***	-0,01***	0,02***
	(0,001)	(0,002)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,002)	(0,001)	(0,002)	
AR(1)	0,35***	0,19***	0,354***	0,178***	0,72***	0,78***	0,53***	0,61***	
	(0,003)	(0,03)	(0,001)	(0,002)	(0,002)	(0,003)	(0,02)	(0,02)	
Koşullu Varyans Süreci									
Sabit,	0,0009***		0,000779***		0,0004**	0,0023*	0,000005***	0,000015*	
	(0,0001)		(0,0001)		(0,002)	(0,001)	(0,000002)	(0,000004)	
ARCH	0,18***		0,10***		0,10***	0,102***	0,07***	0,14***	
	(0,002)		(0,002)		(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,02)	
GARCH	0,81***		0,859***		0,89***	0,876***	0,91***	0,85***	
	(0,003)		(0,003)		(0,004)	(0,003)	(0,01)	(0,01)	
TGARCH	-		0,04***		-	-	0,05***	-0,05***	
			(0,001)				(0,01)	(0,015)	
Stabilite?:	Yes		Yes		Yes	Yes	Yes	Yes	
Tanımlama (Diagnostic) Testleri									
LogL	26985,21		2705,36		2663,421		2678,91		
AIC	-3,955		-3,7551		-3,889		-4,484		
SIC	-3,529		-3,6985		-3,463		-4,454		
ARCH	10,01		12,478		7,16		5,125		
p-val	[0,0000]		[0,0000]		[0,013]		[0,15]		

Not: Standart hatalar parantez içinde rapor edilir. LogL, Loglikelihood'dur, ARCH-LM, p.inci dereceden ARCH-LM test istatistiğidir. *, **, *** %10, %5 ve %1 anlamlılık seviyelerinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Ek 12. Örneklem Dışı Tahmin Sonuçları - 105 Gün Sonrası

<i>Modeller:</i>	<i>RMSE</i>	<i>MAE</i>	<i>Görelî % Δ RMSE: Strateji 1*</i>	<i>Görelî % Δ RMSE: Strateji 2**</i>
<i>Günlük VIX getirileri</i>				
1. TAR (1)-GARCH (1,1)	0,042	0,026	-16,01	-16,22
2. TAR (1)-TGARCH (1,1)	0,043	0,025	-15,99	-16,18
3. TAR (1)-TR-GARCH (1,1)	0,0361	0,023	-29,39	-15,93
4. TAR (1)-TR-TGARCH (1,1)	0,036	0,022	-29,91	-16,56
<i>Günlük BDI getirileri</i>				
1. TAR (1)-GARCH (1,1)	0,103	0,075	-12,97	-12,92
2. TAR (1)-TGARCH (1,1)	0,102	0,0753	-12,96	-12,88
3. TAR (1)-TR-GARCH (1,1)	0,085	0,059	-27,86	-17,11
4. TAR (1)-TR-TGARCH (1,1)	0,084	0,057	-28,95	-18,38

Not: RMSE ve MAE istatistikleri, sırasıyla ortalama karesel hatalar ve ortalama mutlak hatalardır.* Değişken varyansı (heterokedastisite) dikkate almayan yatırımcı/politika yapıcının bir ARIMA modeline dayalı takip ettiği stratejinin ilk sütundaki modellere kıyasla RMSE'deki nispi % azalma verilmiştir. AIC'ye göre hem seriler için optimum model AR(1) olarak seçilir hem de karşılaştırmalı sonuçlar raporlanır. ** İkinci strateji, bir yatırımcı/politika yapıcısının önerilen eşik değer stratejisini kullanarak temel özellikleri takip ettiği ilk sütunda; eşik tipi doğrusal olmayan model dışında, değişen varyans ve kaldıraç etkilerini, tek rejim GARCH ve TGARCH modellemesinin yakalayabileceğini varsayar.

Ek 13. Ana Sonuçların Özeti

	TAR- GARCH	TAR- TGARCH	TAR- TR-GARCH	TAR- TR-TGARCH
Ekonometrik Modelin Özelliklerinin Özeti:				
Koşullu ortalamada eşik etkisi	Evet	Evet	Evet	Evet
Koşullu varyansta eşik etkisi	Hayır	Hayır	Evet	Evet
Kaldıraçta eşik etkisi	Hayır	Hayır	Evet	Evet
Ampirik Bulguların Özeti:				
Kalıntılarda kalan değişen varyansı (heterokedastisiteyi) yakalama yeteneği *	Hayır	Hayır	Hayır	Evet
Temel modellere göre değişen varyansı yakalamada gelişim *	Evet	Evet	Evet	Evet
Temel modellere göre örnek uyum iyiliği gelişimi **	Evet	Evet	Evet	Evet
Önceki eşik modeline kıyasla örnek içi uyum iyiliği iyileştirmesi (BDI modellemesinde)***	-	Evet (AIC) / Evet (SIC)	Evet (AIC) / Hayır (SIC)	Evet (Hem AIC hem de SIC ile onaylandı)
VIX'in örnek içi modellemesi için bir önceki önemli nokta ****	-	Evet (AIC) / Hayır (SIC)	Hayır (AIC) / Hayır (SIC)	Evet (AIC) / Hayır (SIC)
Temel örneklem dışı performans modellerinde ve modelin doğrusal karşıtarafında iyileştirme*****	Evet	Evet	Evet	Evet
Önceki eşik modeline kıyasla örnek dışı performansta iyileştirme*****	-	Evet	Evet	Evet

Not: * ARCH-LM testlerine dayanmaktadır. Literatürdeki yaygın bir yaklaşım, değişen varyanslılığı (heterokedastisiteyi) yakalamak için GARCH tipi modellerin varsayılmasıdır. Ancak, geniş bir araştırma grubu için durum böyle değil. Eşik tabanlı modeller arasında, LM istatistiği temel modellere göre daha düşük hale geldiğinden iyileşme gerçekleşir. Eşik modelleri arasında 4. model ayrıca ARCH etkilerini verimli bir şekilde yakalar, ancak iyileştirme model 1, 2 ve 3 için de geçerlidir. **AIC ve SIC kriterlerine dayalıdır. ***BDI ve VIX serisi için iki ayrı satırda verilmiştir. Bulgu çoğunlukla AIC ile doğrulanır, ancak SIC için onaylanmaz. Tahmini katsayı sayısı ile ilgili olarak SIC'nin ceza faktörü dikkate alınmalıdır. Ayrıca, makalenin ana araştırma sorusunun, öncü göstergeler olarak BDI ve VIX'i değerlendirmek için gelecek/örnek dışı tahminlere odaklandığına dikkat edilmelidir. ****Her sütunda verilen modelin örnek dışı tahmin performansı, temel muadili GARCH veya TGARCH modeliyle karşılaştırılır. ***** Tahmini eşik modelleri arasında, RMSE'deki örnek dışı % değişimindeki azalma nedeniyle, bulgular daha karmaşık eşik dinamiklerinin dahil edildiğini doğrulamaktadır (yani, model 1'den 4'e geçerken). Tahmin edilen tüm eşik modelleri arasında, 4. model en iyi örnek içi ve örnek dışı performansı sağlar.

Ek 14. Temel GARCH Modelleri

	BDI		VIX		MSCI	
	GARCH	APGARCH	GARCH	APGARCH	GARCH	APGARCH
Cst(M)	-0,0002 (-2,055)	-0,0001 (-1,625)	0,000 (0,0114)	0,001 (1,511)	0,001 (4,956)	0,001 (4,603)
Cst(V)	1,501 (6,464)	0,334 (5,451)	0,604 (1,668)	0,000 (2,531)	0,049 (1,696)	0,001 (2,308)
ARCH	0,693 (11,55)	0,538 (14,82)	0,074 (2,517)	0,035 (0,1017)	0,187 (3,673)	0,090 (17,357)
GARCH	0,285 (5,253)	0,335 (5,971)	0,822 (9,55)	-0,999 (-0,0831)	0,890 (13,82)	0,554 (14,88)
APARCH (Gamma1)		-0,033 (-1,079)		0,878 (61,363)		0,910 (18,05)
APARCH (Delta)		1,130 (38,58)		1,635 (14,441)		0,750 (8,631)
LogL	16,691	16,676		18,712		12,384
AIC:	-9,07	-9,09		-6,914		-6,74
SIC:	-9,06	-9,08		-6,913		-6,73

Notlar: Parantez içindekiler t-değerlerini ifade etmektedir.

Ek 15. Koşullu Ortalama ve Koşullu Varyansta Doğrusal Olmayan STAR Tipi Modellerin BDI indeksi bazında karşılaştırılması

	BDI			
	LSTAR-GARCH		LSTAR-APGARCH	
	Rejim 1	Rejim 2	Rejim 1	Rejim 2
Cst(M)	0,006 (16,23)	-0,007 (-27,84)	-0,004 (-3,22)	-0,007 (-30,36)
Cst(V)	0,326 (8,41)	0,734 (2,65)	1,245 (2,34)	0,557 (2,08)
ARCH	0,629 (5,80)	0,047 (5,24)	0,137 (0,58)	0,154 (3,05)
GARCH	0,005 (3,33)	0,547 (5,48)	0,742 (8,62)	0,508 (3,61)
APARCH (Gamma1)			-0,431 (-2,423)	0,760 (2,205)
APARCH (Delta)			2,595 (3,67)	1,683 (1,21)
LogL	6,091	6,309	5,443	6,327
AIC:	-7,08	-7,25	-6,26	-7,27
SIC:	-7,07	-7,24	-6,24	-7,25
Q(5)	297	447	188	461
Q(10)	326	492	226	524
ARCH (1-2):	0,78	0,19	1,46	1,58
ARCH (1-5):	1,49	1,27	0,77	1,21

Not: t istatistikleri parantez içinde verilmiştir.

Ek 16. Koşullu Ortalama ve Koşullu Varyansta Doğrusal Olmayan STAR Tipi Modellerin VIX endeksi bazında karşılaştırılması

	VIX			
	LSTAR-GARCH		LSTAR-APGARCH	
	Rejim 1	Rejim 2	Rejim 1	Rejim 2
Cst(M)	-0,0216 (-69,05)	0,002 (39,8)	-0,0220 (-69,13)	0,016 (36,64)
Cst(V)	0,692 (3,932)	0,847 (3,048)	0,001 (2,120)	1,064 (2,512)
ARCH	0,148 (3,952)	0,1460 (2,9)	0,006 (1,797)	0,1463 (2,349)
GARCH	0,613 (8,046)	0,712 (9,284)	0,985 (20,06)	0,745 (10,12)
APARCH (Gamma1)			-0,169 (-0,438)	0,137 (2,502)
APARCH (Delta)			1,113 (2,809)	1,305 (2,489)
LogL	10,006	11,478	9,958	9,292
AIC:	-5,40	-4,88	-5,37	-4,78
SIC:	-5,39	-4,87	-5,36	-4,77
Q(5)	116	108	180	108
Q(10)	138	152	212	154
ARCH (1-2):	0,02	0,08	1,03	0,03
ARCH (1-5):	0,55	0,34	0,66	0,29

Not: t istatistikleri parantez içinde verilmiştir.

Ek 17. Koşullu Ortalama ve Koşullu Varyansta Doğrusal Olmayan STAR Tipi Modellerin MSCI endeksi bazında karşılaştırılması

	MSCI			
	LSTAR-GARCH		LSTAR-APGARCH	
	Rejim 1	Rejim 2	Rejim 1	Rejim 2
Cst(M)	0,001 (3,882)	0,015 (6,14)	0,059 (3,442)	-0,033 (-4,712)
Cst(V)	0,125 (2,114)	0,261 (3,441)	-0,773 (-4,334)	-0,066 (-8,444)
ARCH	0,041 (1,706)	0,84 (35,72)	0,006 (0,7354)	0,14 (1,653)
GARCH	0,954 (39,32)	0,14 (6,337)	0,858 (8,628)	0,82 (7,515)
APARCH (Gamma1)			0,246 (2,027)	0,048 (1,209)
APARCH (Delta)			1,290 (2,065)	1,838 (3,807)
LogL	6,865	7,652	6,954	7,748
AIC:	-9,09	-8,80	-8,26	-9,23
SIC:	-9,08	-8,79	-8,25	-9,21
Q(5)	647	117	243	335
Q(10)	129	163	332	606
ARCH (1-2):	1,35	0,50	1,35	0,52
ARCH (1-5):	1,53	0,21	1,16	0,32

Not: t istatistikleri parantez içinde verilmiştir.

Ek 18. Örneklem Dışı Tahmin İstatistikleri - 10 Gün Sonrası Analizi

Median Squared Error(MedSE)				
	Rejim 1		Rejim 2	
	LSTAR-GARCH	LSTAR-APGARCH	LSTAR-GARCH	LSTAR-APGARCH
BDI	7,00E-05	4,08E-08	3,82E-03	3,80E-03
VIX	3,81E-03	3,81E-05	3,81E-05	1,59E-07
MSCI	8,52E-09	1,64E-10	3,82E-06	7,87E-06