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

DOKTORA TEZİ

KÜRESEL FAKTÖRLERİN HİSSE SENEDİ PİYASALARINDA VOLATİLİTE YAYILMA ETKİSİNİN ÖLÇÜLMESİ: GELİŞMİŞ VE GELİŞMEKTE OLAN ÜLKELER ÜZERİNE BİR UYGULAMA

Magsud GUBADLI

2502180461

TEZ DANIŞMANI

Prof. Dr. Vedat SARIKOVANLIK

İSTANBUL – 2023

ÖZ

KÜRESEL FAKTÖRLERİN HİSSE SENEDİ PİYASALARINDA VOLATİLİTE YAYILMA ETKİSİNİN ÖLÇÜLMESİ: GELİŞMİŞ VE GELİŞMEKTE OLAN ÜLKELER ÜZERİNE BİR UYGULAMA

MAGSUD GUBADLI

Volatilite finansal istikrar için tehlike oluşturabilmekte ve sınırların ötesine geçerek başka piyasa koşullarını da farklı yönde etkileyebilmektedir. Dolayısıyla yapılan bu çalışmada temel amaç seçili küresel faktörler ile gelişmiş ve gelişmekte olan ülke grupları arasında volatilite etkileşiminin test edilmesi ve elde edilen sonuçların ilgili literatür için kaynak eksikliğinin giderilmesinde akademik çevreler ve karar alıcılar için bulgular sunmasıdır. Çalışmanın diğer yapılan çalışmalardan farkı ise daha önceki birçok çalışmada ilgili konu üzerinde ağırlıklı olarak deterministik model yapıları ile getiri odaklı ilişkilerin elde edilmesine karşın bu çalışmada dinamik korelasyon koşullu stokastik volatilite modeli ile getiri ilişkilerinin dinamik yapılı olarak ele alınmasıdır. Bu çalışmanın bir diğer üstün yanı literatürde küresel faktörlerin buna benzer geniş bir yelpazede topluca ele alınarak karşılıklı değerlendirildiğine ilişkin bir çalışmaya rastlanılmamıştır. Bütün ülkeler için kendi volatilite kalıcılıklarının hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkeler açısından oldukça yoğun kümelemeler içerdiği, küresel faktörler açısından altın, dolar endeksi ve petrol için genel olarak volatilitelerinin öngörülebilir olduğu, Bitcoin ve VIX endeksi için ise volatilitelerinin öngörülebilirliğinin düşük olduğu elde edilen bulgular arasındadır. Zamana bağlı değişen dinamik yapılı korelasyon ilişkilerinde bütün ülkelerin ilgili endeksleri ile küresel faktörlerin getirileri arasında dinamik korelasyon etki olduğu, bu ilişkinin pozitif yönlü güçlü ve çok güçlü düzeylerde olduğu görülmüştür.

Anahtar kelimeler : risk, volatilite yayılması, küresel faktörler, stokastik volatilite modelleri

ABSTRACT

MEASURING THE VOLATILITY SPILLOVER EFFECT OF GLOBAL FACTORS IN STOCK MARKETS: AN IMPLICATIONS ON DEVELOPED AND DEVELOPING COUNTRIES

MAGSUD GUBADLI

Volatility can pose a danger to financial stability and can go beyond borders and affect other market conditions in different ways.Therefore, the main purpose of this study is to test the volatility interaction between selected global factors and developed and developing country groups and to present findings for academic circles and decision makers in eliminating the lack of resources for the relevant literature. The difference of the study from other studies is that, although in many previous studies, return-oriented relationships were obtained with deterministic model structures on the relevant subject, in this study, the return relations are discussed in a dynamic manner with the dynamic correlation conditional stochastic volatility model. Another superior aspect of this study is that there is no study in the literature that examines global factors collectively and mutually evaluates them in such a wide range. The findings obtained that for all countries, volatility persistence includes quite close clusters in terms of both developed and developing countries, that their volatility is generally predictable for gold, dollar index and oil in terms of global factors, and that the predictability of their volatility is low for Bitcoin and VIX index. It has been observed that there is a dynamic correlation relationship between the relevant indices of all countries and the returns of global factors in dynamic correlation relationships that change over time, and that this relationship is positive and at very strong levels.

Keywords : risk, volatility spillover, global factors, stochastic volatility models

ÖNSÖZ

Değişik ülkelerdeki piyasalarda veya her hangi küresel etkenlerden birisinde yaşanan büyük bir şokun başka bir piyasadaki finansal araçlara da etki ettiği yapılan çalışmalarda elde edilen ampirik bulgularla görülmektedir. Bu durum, sermaye piyasalarındaki finansal enstrümanların sadece getirileri arasındaki ilişkilerini yansıtmamakta, aynı zamanda volatiliteleri arasında korelasyon ilişkisinin varlığına da işaret etmektedir. Oynaklık etkisi olarak nitelendirilen bu etkileşimin şiddeti ise ekonomik faktörlerin etki gücüne, ülkelerin makroekonomik farklılıklarına ve değişik risk faktörlerine karşı kırılganlık düzeyi gibi birden fazla etkene göre değişiklik göstermektedir.

Beş adet küresel faktör ile altı gelişmiş ve altı gelişmekte olan toplam on iki ülkenin hisse senedi piyasalarındaki volatilite etkisinin incelendiği bu çalışmada zamana göre değişen dinamik korelasyon yapılı çok değişkenli stokastik volatilite modeli ile ikili değişkenlerden oluşan modeller üretilmiş ve yorumlanmıştır.

Yıllar önce çıkmış olduğum uzun ve oldukça yoğun azim gerektiren bir doktora eğitiminin sonuna geldiğim bu süre zarfında aslında bu yolun bir son değil, aksine bilim yapmak adına kolları sıvamanın başlangıcı olduğunu idrak etmenin verdiği sevinç, emek ve sorumluluğun önemini bir kez daha anlamış bulunuyorum. Bilim hakikati aramaktır. Hakikati aramak gibi zorlu bir görevde ise sadece bilginin sönmez ışığı bizlere yol gösterici olabilir. Bu yüce hedef uğrunda çalışırken bizlere inanan, her zaman yanımızda olan sevdiklerimizi görmenin tarifi mümkün olmayan mutluluğu ise benim için bu hedefteki en eşsiz motivasyon kaynağımı oluşturmaktadır.

Özellikle bu zorlu ve meşakkatli süreçte her daim bana güvenen, destek olan, elini omuzlarımda hiss ettiğim bilge insan, değerli danışmanım Prof. Dr. Vedat Sarıkovanlık hocama teşekkür eder, bilginin ve bilimin ne kadar önemli ve yüce bir değer olduğunu eğitimim boyunca her fırsatta bana aktarırken bu amaç uğrunda adımlamanın sonsuz teşekkür ve minnettarlığıyla onu hatırlayacağımı ifade etmek isterim.

Eşsiz fedakarlık ve sevgileriyle bana destek olan, hayatımda büyük ufuklar açan sevgili annem Fatıma Gubadova'ya ve babam Eliyar Gubadov'a en yüce sevgilerimi sunmaktan kıvanç duyar, bu fedakarlıklar ve destekler karşısında benim yapacaklarımın bir ömür yetersiz kalacağını belirtmek isterim.

Bu süreçte beni bir an olsun ihmal etmeyen, her zaman yanımda olan, doktora eğitimim ve tez sürecimde en büyük manevi destekçim, sevgili eşim Efsane Gubadlı'ya en derin duygularımla teşekkür eder ve başarıya giden en büyük zaferleri onunla beraber taşımayı temenni ederim.

Yüzlerindeki masum gülümsemeleriyle ve eşsiz motive edici destekleriyle yorgunluğumun ilacı olan sevgili evlatlarım Ertuğrul Gubadlı ve Eliyarbey Gubadlı'ya teşekkür ve sevgilerimi borç bilir, hayatımın anlamı olarak onları ne kadar çok sevdiğimi ifade etmek isterim.

Ayrıca desteklerinden ötürü Singapur İşletme Üniversitesi değerli akademisyeni Prof. Dr. Jun Yu'a, kendi çalışmalarının yoğunluğunda bile bana zaman ayıran, yol gösteren değerli akademisyen Doç. Dr. Aycan Hepsağ'a ve kıymetli arkadaşım Dr. Nijat Gasım'a yürekten şükranlarımı bildiririm.

Seçilmiş olduğum ve eğitim süresi boyunca bana destek olan "Azerbaycan Cumhuriyeti'nde Yükseköğretim Sisteminin Uluslararası Rekabet Edebilirliğinin Arttırılmasına İlişkin 2019-2023 Devlet Programı"nın değerli yönetim grubu ekibine tarifsiz ilgi ve emeklerinden dolayı teşekkürlerimi sunarım.

Bu çalışmayı sevgili evlatlarım Ertuğrul ve Eliyarbey Gubadlı'ya ithaf eder, hakikati arayan yolda önlerine çıkacak bütün karanlıklarda bilginin sönmez ışığının onlara aydınlık olmasını temenni ederim ...

Magsud GUBADLI

İstanbul, 2023

İÇİNDEKİLER

ÖZ.....iii

ABSTRACT.....iv

ÖNSÖZ.....v

TABLOLAR LİSTESİ.....x

ŞEKİLLER LİSTESİ.....xi

KISALTMALAR LİSTESİ..... xii

GİRİŞ.....1

BİRİNCİ BÖLÜM

VOLATİLİTE, KÜRESEL FAKTÖRLER

1.1. BELİRSİZLİK, RİSK VE VOLATİLİTE KAVRAMI.....4

1.1.1. Volatilite Yayılımı 8

1.1.2. Volatilitenin Özellikleri 10

1.1.2.1. Çarpıklık (Skewness) 10

1.1.2.2. Basıklık (Kurtosis) 12

1.1.2.3. Ortalamaya Dönme.....13

1.1.2.4. Volatilite Kümelemesi.....14

1.1.2.5. Asimetri Etkisi.....15

1.1.2.6. Kaldıraç Etkisi.....16

1.1.2.7. Uzun Dönem Hafıza.....16

1.1.2.8. Birlikte Hareket 17

1.1.3. Geleneksel Volatilite Ölçüm Yöntemleri.....18

1.1.4. Volatilite Endeksleri Oluşumu 30

1.2. KÜRESEL FAKTÖRLER 35

1.2.1. Petrol 36

1.2.2. Altın 38

1.2.3. Dolar Endeksi 40

1.2.4. Bitcoin 42

1.2.5. VIX Endeksi 44

İKİNCİ BÖLÜM

STOKASTİK VOLATİLİTE MODELLERİ

2.1. STOKASTİK VOLATİLİTE MODELLERİ 46

2.1.1. Çok Faktörlü Stokastik Volatilite Modeli 54

2.1.2. Eşik Değerli Stokastik Volatilite Modeli 60

2.1.3. Asimetrik Stokastik Volatilite Modeli 63

2.1.4. Uzun Hafıza Stokastik Volatilite Modeli 69

2.1.5. Doğrusal Olmayan Stokastik Volatilite Modeli 71

2.1.6. Korelasyon Yapılı Stokastik Volatilite Modeli 73

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

LİTERATÜR İNCELEMESİ

3.1. PETROL İLGİLİ LİTERATÜR İNCELEMESİ 77

3.2. ALTIN İLGİLİ LİTERATÜR İNCELEMESİ 85

3.3. DOLAR ENDEKSİ İLGİLİ LİTERATÜR İNCELEMESİ.....93

3.4. BITCOIN İLGİLİ LİTERATÜR İNCELEMESİ.....98

3.5. VIX ENDEKSİ İLGİLİ LİTERATÜR İNCELEMESİ.....105

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

KÜRESEL FAKTÖRLER İLE GELİŞMİŞ VE GELİŞMEKTE OLAN ÜLKELER ARASINDAKİ VOLATİLİTE ETKİLEŞİMİ

4.1. ÇALIŞMANIN AMACI.....112

4.2. ÇALIŞMADA KULLANILAN VERİ SETİ VE MODEL.....114

4.3. AMPİRİK BULGULAR.....118

SONUÇ.....159

KAYNAKÇA.....164

EKLER.....186

ÖZGEÇMİŞ.....219

TABLOLAR LİSTESİ

Tablo 1. Petrol Etkileşimi İle İlgili Literatür Özeti 82
Tablo 2. Altın Etkileşimi İle İlgili Literatür Özeti 90
Tablo 3. Dolar Endeksi Etkileşimi İle İlgili Literatür Özeti 96
Tablo 4. Bitcoin Etkileşimi İle İlgili Literatür Özeti 103
Tablo 5. VIX Endeksi İle İlgili Literatür Özeti 109
Tablo 6. Çalışmada Kullanılan Değişkenlerin Özeti 115
Tablo 7. Küresel Faktörler İçin Tanımlayıcı İstatistikler 118
Tablo 8. Gelişmiş Ülkeler İçin Tanımlayıcı İstatistikler 119
Tablo 9. Gelişmekte Olan Ülkeler İçin Tanımlayıcı İstatistikler 120
Tablo 10. Altın - Gelişmiş Ülkeler İçin DC-MSV Sonuçları 122
Tablo 11. Altın - Gelişmekte Olan Ülkeler İçin DC-MSV Sonuçları 126
Tablo 12. Bitcoin - Gelişmiş Ülkeler İçin DC-MSV Sonuçları 130
Tablo 13. Bitcoin - Gelişmekte Olan Ülkeler İçin DC-MSV Sonuçları 133
Tablo 14. Dolar Endeksi - Gelişmiş Ülkeler İçin DC-MSV Sonuçları 136
Tablo 15. Dolar Endeksi - Gelişmekte Olan Ülkeler İçin DC-MSV Sonuçları 140
Tablo 16. Petrol - Gelişmiş Ülkeler İçin DC-MSV Sonuçları 144
Tablo 17. Petrol - Gelişmekte Olan Ülkeler İçin DC-MSV Sonuçları 147
Tablo 18. VIX Endeksi - Gelişmiş Ülkeler İçin DC-MSV Sonuçları 151
Tablo 19. VIX Endeksi - Gelişmekte Olan Ülkeler İçin DC-MSV Sonuçları 154

ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil 1. Tesadüfi bir serinin çarpıklık biçimleri.....11
Şekil 2. Basıklık Biçimleri.....12
Şekil 3. Brent Petrol Fiyatı İçin 10 Yıllık Zaman Serisi.....37
Şekil 4. Altın fiyatı için 10 yıllık zaman serisi.....39
Şekil 5. Dolar Endeksi İçin 10 Yıllık Zaman Serisi.....42
Şekil 6. Bitcoin Fiyatı İçin 10 Yıllık Zaman Serisi.....43
Şekil 7. VIX Endeksi İçin 10 Yıllık Zaman Serisi.....45

KISALTMALAR LİSTESİ

ABD	**:**	Amerika Birleşik Devletleri
AR	**:**	Otoregresif
ARCH	**:**	Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
ARFIMA	**:**	Otoregresif Kesikli Bütünleşik Hareketli Ortalama
BTC	**:**	Bitcoin
CBOE	**:**	Chicago Opsiyon Borsası
CC-GARCH	**:**	Sabit Korelasyonlu Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
CC-MSV	**:**	Sabit Korelasyonlu Çok Değişkenli Stokastik Volatilite Modeli
DC-GARCH	**:**	Dinamik Korelasyonlu Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
DC-MSV	**:**	Dinamik Korelasyonlu Çok Değişkenli Stokastik Volatilite Modeli
DXY	**:**	ABD Dolar Endeksi
EÇB	**:**	En Çok Benzerlik
E-GARCH	**:**	Üssel Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
EWMA	**:**	Üssel Ağırlıklı Ortalama Modeli
FAVAR	**:**	Faktör Genişletilmiş Vektör Otoregresyon Modeli
GARCH	**:**	Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
GARCH-M	**:**	Ortalamada Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
GCC	**:**	Körfez Arap Ülkeleri Konseyi
GC-MSV	**:**	Granger Korelasyonlu Çok Değişkenli Stokastik Volatilite Modeli
GED	**:**	Genelleştirilmiş Hata Dağılımı
GJR	**:**	Glosten, Jagannathan ve Runkle

GMM	**:**	Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi
GVZ	**:**	Altın Volatilite Endeksi
IPE	**:**	Uluslararası Petrol Borsası
ICE	**:**	Uluslararası Emtia Borsası
MA	**:**	Hareketli Ortalama
MCMC	**:**	Monte Carlo Markov Zinciri
MM	**:**	Momentler Yöntemi
NARDL	**:**	Doğrusal Olmayan Otoregresif Dağılımlı Gecikme Modeli
OECD	**:**	Ekonomik Kalkınma ve İşbirliği Örgütü
OPEC	**:**	Petrol İhraç Eden Ülkeler Birliği
OVX	**:**	Petrol Volatilite Endeksi
QML	**:**	En Çok Benzerlik Yöntemi
RVX	**:**	Russel 2000 Volatilite Endeksi
s.		Sayfa
SML	**:**	Simulasyonlu En Çok Benzerlik Yöntemi
S&P		Standart & Poor's
USO	**:**	ABD Petrol Fonu
VaR	**:**	Riske Maruz Değer
VAR	**:**	Vektör Otoregresif
VEC	**:**	Vektör Hata Düzeltme
vd.		Ve Diğerleri
VIX	**:**	CBOE Volatilite Endeksi
VIXC	**:**	SP/TSX 60 VIX Volatilite Endeksi
VXD	**:**	DJA Volatilite Endeksi
VXN	**:**	Nasdaq 100 Volatilite Endeksi
XAU	**:**	Altın Spot Fiyatı

GİRİŞ

Finansal serbestleşme etkisi ile finansal sistemler için uluslararasılaşma oluşumu beraberinde yatırımcıların ve finansal karar alıcıların dikkate alması gereken en önemli etkenlerden birisi de volatilite kavramı olmuştur. Volatilite oluşumu finansal istikrarı tehdid edici unsurları yanında getirmiştir. Modern portföy teorisinin ortaya çıkışı ile volatilite finansal piyasalar için matematiksel anlamda aslında riskin daha somut bir göstergesi olarak hassasiyetle izlenmesi gereken önemli gösterge haline gelmiştir. Finansal varlık için volatilite varlığın aşağı ve yukarı yönlü hareketleri göstermektedir. Diğer yandan bu oynaklığın büyüklüğü piyasalar için oldukça önemli olmaktadır. Finansal piyasalarda çeşitli dönemlerde piyasaların ve ardından ülke ekonomilerinin krizlere neden olacak ölçüde dalgalanmalar göstermesi piyasalar arası volatilite yayılımını da önemli ölçüde gözler önüne sermiştir. Bu durum uluslararası finansal sistemlerin birbirleriyle olan etkileşimini yüksek düzeyde arttırmıştır. Bunun sonucu olarak finansal sistemler için volatilite davranışlarının tahminlemesi ve piyasalar arasındaki volatilite etkileşimleri ölçümünde farklı modeller geliştirilerek literatüre katkılar sağlanmıştır.

Volatilite modellemesine dair ilk çalışma Engle (1982) çalışmasıyla volatilite modellemesine farklı bakış getirmiştir. İlgili çalışmaya göre, Engle varyansın geleneksel modellerden farklı olarak zamana göre değişim gösterdiğini ve beklenmeyen şokların da etkisiyle varyansın sabitliğinin ampirik olarak gerçekçi olmadığını tespit etmiştir. Bu çalışma ile piyasalarda volatil davranışların belirlenmesinde etkinlik artmış ve zamana göre değişen varyansın modellenmesi ihtiyacı karşılanmıştır.

Tim Bollerslev tarafından 1986 çalışmasıyla ARCH modeli daha da geliştirilmiş olup doğal genelleştirilmiş hali olan GARCH modeli otaya koyulmuştur. GARCH modeli finansal bir serinin koşullu varyansının ARMA süreci olarak modellenmesi olarak ifade edilmektedir. Buna göre, GARCH modeli ARCH modelinden farklı olarak sadece geçmiş dönem hata terimlerini kapsamakla kalmayıp geçmiş dönem koşullu varyans değerlerini de hesaba katarak modelleme oluşturmakta ve mertebe tahmini ARCH modellerine kıyasla daha esnek formda olmaktadır. İleriki zamanlarda ARCH/GARCH modelleri

farklı yapılarda geliştirilmiş olup finansal serilerin sadece simetrik davranışlarını değil aynı zamanda asimetrik oynaklık davranışlarını da modellemiştir. Ancak bu tip deterministik modeller ile yapılan çalışmalar sadece geçmiş dönem veriler üzerinden hareketle gelecek volatilite tahminlemesini sunmaktadır.

Deterministik modellerin getirdiği eksiklikler Taylor'un (1986) çalışmasıyla alternatif olarak sunulan stokastik volatilite modellerinin ortaya atılması ile, varlıkların oynaklık yapısının gözlenebilir olmadığı şeklinde ifade edilmiştir. Stokastik volatilite modelleri deterministik modeller ile kıyaslandığında bazı avantajları beraberinde sunmaktadır. Örneğin, stokastik volatilite modellerinin istatistiksel yapılarının benimsenmesi ve çok değişkenli yapılar üzerinde ele alınması oldukça kolaydır. Bayesyen teknikleri esas alan stokastik volatilite modelleri önsel dağılımlar belirleyerek eldeki gözlemlerin olabilirlik fonksiyonları üzerinden sonsal dağılımların elde edilmesini amaçlamaktadır. Stokastik volatilite modellerinde ilerleyen dönemlerde farklı yaklaşımlar ile varlık volatilite yapıları, birden fazla varlık arasındaki volatilite aktarım ilişkileri ele alınarak genişlendirilmiştir.

Stokastik volatilite modellerinin tahmininde, farklı tahmin yöntemleri çokluk teşkil etmektedir. Kullanılan bu yöntemlerin bazılarında parametre tahminlerinin elde edilmesinde etkinlik sorunu ile karşılaşılmaktadır. Bu sebeple ilgili volatilite tahminlerinde özellikle yüksek boyutlu integrallerin kullanılması zamanı en etkin sonuçları sunan Monte Karlo tabanlı yöntem oldukça yaygın kullanıma sahiptir.

Bu çalışmamızda da Monte Carlo tabanlı yönteme dayanan ve Gibs algoritmasını temel alan 5 farklı küresel faktör ile gelişmiş ve gelişmekte olan ülke örnekleminin arasındaki volatilite etkileşimi dinamik yapılı korelasyonu esas alan çok değişkenli stokastik volatilite modeli ile test edilmesi hedeflenmiştir. Küresel faktör kapsamında altın, Bitcoin, dolar endeksi, petrol ve VIX endeksi gibi finans piyasalarına etki gücüne sahip faktörlerin seçimi öncelik olarak tanımlanmıştır.

İlk bölümde belirsizlik, risk ve volatilite kavramları detaylı şekilde açıklanmış, ardından volatilite yayılımı ve özellikleri belirtilmiştir. Daha sonra volatilite ölçümünün geleneksel ve deterministik yapılı yöntemlerine kısaca değinilmiş ve volatilite endeksleri

oluşumlarının çeşitli ülkeler için örnekleri ifade edilmiştir. Son olarak ise küresel faktör kavramının açıklaması yapılarak çalışmada kullanılacak ilgili faktörlerin detaylı açıklamasına yer verilmiştir.

İkinci bölümde stokastik volatilite modelleri için hem tek değişkenli hem de çok değişkenli yapıları içeren farklı kullanım alanlarına sahip model yapıları ele alınmıştır. Aynı zamanda bu modellerin uygulanmasında kullanılan farklı tahmin yöntemleri ve algoritma yapılarına da yer verilmiştir.

Üçüncü bölümde çalışmada kullanılması hedeflenen küresel faktörlerin her birisi için geçmiş literatür çalışmaları ele alınmıştır. Bu literatür kapsamında farklı model yapıları ve farklı dönemler için elde edilen ampirik bulgular özetlenmiştir.

Dördüncü ve sonuncu bölümde ise küresel faktörler ile gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin başlıca hisse senedi endeksleri arasında ikili şekilde oynaklık etkileşimleri, faktörler ile endekslerin kendi oynaklık yapıları ve dinamik korelasyon düzeyleri ampirik bulgular üzerinden elde edilerek yorumlanmıştır.

BİRİNCİ BÖLÜM

VOLATİLİTE, KÜRESEL FAKTÖRLER

1.1. BELİRSİZLİK, RİSK VE VOLATİLİTE KAVRAMI

Finansal serbestleşme süreci dünya ülkelerini birbirlerine daha yakın hale getirmiş ve bu entegrasyonla birlikte birçok faktörün etkisiyle ekonomik açıdan piyasalar son kırk yılda birbirinden daha da bağımlı duruma gelmiştir. Uluslararası finans piyasaları çerçevesinde artan küresel ticaretin, bilgi ve iletişimdeki teknolojik gelişmelerin bir sonucu olarak farklı piyasalardaki finansal araçlar birbirleriyle bütünleşmiştir.[1] Finansal piyasalar arasında entegrasyonun gelişmesi, sermaye hareketlerindeki serbestleşme, teknolojik gelişme ve rekabet yatırımcılar için yeni-yeni pazarların açılmasına olanak sağlamış ve bu da beraberinde risk iştahını yükseltmiştir.[2] Piyasaların birbirleriyle entegrasyonu her ne kadar finansal derinlik için pozitif olanaklar sağlasa da diğer taraftan bu durum olumsuz dalgalanmaları da yanında taşımıştır. Nitekim, başka bir ülkede yaşanabilecek kriz, finansal çalkantılar veya piyasaları etkileyecek diğer haberler bu entegrasyon sonucunda başka ülkelerin makroekonomik dengelerinin bozulmasına, dolayısıyla ülkelerin ekonomilerinin daha karma bir yapıda olmasına sebebiyet vermiştir.[3] Bu noktada ülkelerin makroekonomik politikaların oluşturulmasında bu etkenler de dikkate alınmaya başlanmış, piyasa katılımcıları açısından negatif etkilerin bertaraf edilerek pozitif getirilerin maksimize edilmesi ihtiyacı artmıştır. Bu ivme ile özellikle 1980'lerden sonraki küresel serbestleşme süreci ile hem teori hem de uygulamada volatilite kavramının önemi artmıştır. Volatilite kelime itibariyle, değişken, oynak,

[1] Ihsan Badshah, Ihsan Badshah, Stelios Bekiros, Brian M. Lucey, Gazi Salah Uddin, "Asymmetric Linkages Among The Fear Index and Emerging Market Volatility Indices." **Emerging Markets Review,** Vol. 37, 2018, s. 19.

[2] Slimane Faten Ben, Mohamed Mehanaoui, Irfan A. Kazi, "Interdependency and Spillover During The Financial Crisis of 2007 to 2009–Evidence From High Frequency Intraday Data", **Ipag Business School Working Paper Series**, No: 126. s. 3.

[3] Beine Michel, Antonio Cosma, Robert Vermeulen. "The Dark Side of Global Integration: Increasing Tail Dependence." **Journal of Banking & Finance,** Vol.34, No: 1, 2010, s.186.

kararsız, oluşabilecek ani değişimlere eğilimli ve dalgalanma gibi içeriği çağrıştırırken, genellikle risk ve belirsizlik gibi kelimelerle eş anlamlı ya da beraber kullanılması anlam karışıklığını arttırmaktadır. Bu noktada belirsizlik, volatilite ve risk kavramlarının birbirinden ayrımları ifade edilmelidir.

Finansal yönden bakıldığında risk kavramı, beklenen getirinin gerçekleşen getiriden olağan sapma ihtimalidir. Risk kendi içinde sistematik ve sistematik olmayan riskler olarak gruplandırılmaktadır. Sistematik risk elemine edilemeyen riskleri ifade etmekte, piyasa riski, politik risk, enflasyon riski, faiz oranı riski, kur riski gibi makroekonomik dengeleri etkileyecek düzeyde oluşumu içinde barındırmaktadır. Diğer taraftan sistematik olmayan risk ise piyasa katılımcılarının kendi risk tutumuna göre minimuma indirgeme imkanının olduğu risk grubunu ifade etmektedir. Bu gruba finansal riski, yönetim riskini örnek göstermek mümkündür. Finansal piyasa katılımcıları için yatırımlar risk ve getiri dağılımına göre belirlenir. Bu iki etken karşılıklı olarak doğrusal bir etkileşim sergiler. Nitekim riskin yükseldiği konjonktürel dönemlerde getirinin de artması, riskin düştüğü dönemlerde ise getirinin de düşmesi beklenmektedir.[4] Riske karşı tutum açısından yatırımcıları üç grupta değerlendirmek mümkündür : riske karşı duyarlı, riske karşı kayıtsız olan ve riski seven. Riskten kaçınan yatırımcılar risk almak istemeyeceği için belli bir getiri için risksiz olanı tercih etmektedir. Riske kayıtsız olan yatırımcı grubu ise yapacağı yatırımda riski gözetmeden sadece beklenen getiriye göre yatırım kararı vermektedir. Riski seven yatırımcı ise alacağı ek riske karşı fazla bir risk primi gözetmeden yatırımlarını gerçekleştirmektedir.[5]

Belirsizlik kavramının özellikle risk kavramından ayrımına ilk olarak 1921 yılında Frank Knight'ın "Risk, Belirsizlik ve Kar" adlı kitabında değinilmiştir. Knight, belirsizlik ile risk kavramları arasındaki kıyaslamayı riskin bilinen bir olay ile ilgili verilmesi gereken bir karar durumu olduğunu ve bu olasılık dağılımının bilindiğini, diğer taraftan belirsizlik için ise olasılık dağılımının bilinmediği bir durum olduğunu ifade etmiştir.

[4] Turhan Korkmaz, Ali Ceylan, **Sermaye Piyasası ve Menkul Değer Analizi.** Bursa, Ekin Basım Yayın Dağıtım, 2017, s. 594

[5] Recep Çakar, Özkan Oktay, "Riski Seven ve Riskten Kaçan Yatırımcıların Optimum Portföy Seçimi Yapabilecekleri Piyasalar." **Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi** C.20, No. 1, 2020, s. 25.

Bununla birlikte Knight, belirsizliğin kapsamında risk ilkesini de içine aldığını ve riskin ölçüme tabi tutulabilen bir belirsizlik olarak nitelendirildiğini belirtmiştir.[6] Wall ve Griffiths'e göre ise belirsizlik kavramı, belirli herhangi bir olayın çok çeşitli sonucunun olabileceğini fakat bu değişik sonuçların olasılıklarının bilinmemesi olarak tanımlarken, risk ilkesini ise belirli bir durumun toplam gerçekleşme olasılıklarına bağlı olarak elde edilecek sonuçların öngörülebilir olduğu şekilde açıklamaktadır.[7] Belirsizlik karşısında yatırımcıların gösterdiği tepkiler risk karşısında gösterdiği tepkilerden oldukça farklıdır. Belirsizlik ile karşılaşan bireysel/kurumsal yatırımcılar sonrasında kararlarını erteleyebilecek bir tutum sergilerken, risk durumunda ise öngörülen olasılıklara göre karar alarak pozisyon belirlerler. Bu sebepten belirsizlikdeki yükselişin ekonomik daralmayı arttırdığı gözlemlenmektedir.[8]

Diğer taraftan volatilite kavramı anlam olarak riskle eşdeğer düzeyde algılansa da, aslında risk ile aynı çerçevede ele alınmamalıdır. Çünkü risk kavramı istenmeyen, negatif (olumsuz) sonuçlar sunarken, volatilite kavramı ise finansal açıdan bir varlığın olumlu veya olumsuz yönde oynaklığını (hareketliliğini) bize sunmaktadır.[9] Volatilite kavramı, özellikle finans literatüründe belli bir serinin ortalama değerinden sapma oynaklığına dair genişliği ölçmeye yönelik göstergedir. Yani volatilite matematiksel anlamda aslında riskin daha somut bir göstergesi olarak hassasiyetle izlenmesi gereken önemli etkendir.[10] Volatilite göstergesi finansta opsiyon dayanak varlıkların fiyatlanması, piyasa riskinin analizi, portföy performanslarının değerlendirilmesi ve hedging işlemleri gibi konularda

---

[6] Fernando Ferrari-Filho, Octavio Augusto Camargo Conceição. "The Concept Of Uncertainty In Post Keynesian Theory and In Institutional Economics." **Journal of Economic Issues** C. 39, No. 3, 2005, s. 582

[7] Alan Griffiths, Stuart Wall. **Intermediate Microeconomics: Theory and Applications.** Pearson Education, 2000. s. 99

[8] Nicholas Bloom, "Fluctuations in Uncertainty." **Journal of Economic Perspectives,** C.28, No. 2, 2014, ss.153-176.

[9] Ser-Huang Poon, **A Practical Guide To Forecasting Financial Market Volatility,** John Wiley & Sons, 2005, s.1

[10] John Knight, Stephen E. Satchell, and Jun Yu. "Theory & Methods: Estimation Of The Stochastic Volatility Model By The Empirical Characteristic Function Method." **Australian & New Zealand Journal of Statistics,** C.44, No. 3, 2002, s.320.

oldukça önemli bir işlevi yerine getirmektedir. Bu yönüyle volatilite, riskin temel tanımlayıcılarından biri olma özelliğini taşımaktadır.[11]

Volatilite herhangi bir finansal varlığa yönelik toplam riskin matematiksel boyutudur. Volatilitenin oluşmasında çeşitli nedenler olmakla birlikte, volatilitenin oluşmasında genel nedenler: yatırımcı beklentileri, spekülatif ve manipülatif hareketler, belirsizlik, ekonomik durgunluk, innovasyon, yabancı piyasalara açılma isteği gibi birçok faktörlerle ilişkilendirilebilir.[12]

Finansal varlık için aşağı ve yukarı yönlü hareketlerin varlığı yanı sıra, bu oynaklığın büyüklüğü de önem arz etmektedir. Burada risk ölçütü olarak finansal varlıkların getirilerinin varyansı, ya da standart sapması olarak ele alınmaktadır. Standart sapma veya varyans, olasılık dağılımının sıklığını göstermekte ve risk ölçüsü olarak kullanılmaktadır. Gerçekleşen getirilerin beklenen getiriye yakınlık düzeyine göre, o yatırımın riski de belirlenmektedir. Standart sapma sonucu sıfır veya sıfırdan büyük değerler sunmaktadır. Standart sapmanın sıfır olması beklenen değerden herhangi bir sapmanın olmadığı, dolayısıyla riskin olmadığını göstermektedir.[13] Standard sapmanın matematiksel formülü aşağıdaki denklem ile ifade edilmektedir :

$$\sigma_i = \sqrt{\frac{1}{T-1}\sum_{i=1}^{T}(r_{it} - \mu_T)^2} \tag{1.1}$$

$$\sigma_i^2 = \frac{1}{T-1}\sum_{i=1}^{T}(r_{it} - \mu_T)^2 \tag{1.2}$$

Burada r_{it} belirlenen her bir *t* zaman aralığı için *i* finansal varlığının getirisini, μ göstergesi ise *T* dönemi boyunca varlığın getirisinin ortalamasını, bu denklemden elde

[11] Ata Assaf, "The Stochastic Volatility Model, Regime Switching and Value-at-Risk(VaR) In International Equity Markets", **Journal of Mathematical Finance**, No : 7, 2017, s.491

[12] Kadir Tuna, İlayda İsabetli. "Finansal Piyasalarda Volatilite ve Bist-100 Örneği." **Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi,** No: 27, 2014, ss. 23-24.

[13] Aycan Hepsağ, Yaşar Akçalı Burçay, "Analysis Of Volatility Spillovers Between The Bank Stocks Traded In Istanbul Stock Exchange and New York Stock Exchange." **Eurasian Econometrics, Statistics & Emprical Economics Journal,** No:1, 2016, ss. 54-72.

edilen sonuç ise varlığın σ standard sapmasını ifade etmektedir. σ^2, varyans değeri ise 1.2 denklemi ile elde edilerek standard sapmanın karesini ifade etmektedir. Bu değerin elde edilmesindeki sebep ise negatif değerlerden arındırılan riskin ölçümünün yapılmasıdır. Ancak volatilitenin bu parametrelerle değerlendirilmesi bir finansal varlığın riski hakkında kesin kanaatler sunmamaktadır. Çünkü, bir finansal varlığın standard sapması o varlığın getirisinin dağılım aralığı hakkında bir fikir sunarken, onun şekli hakkında bir fikir ifade edememektedir.[14] Konvansiyonel standard sapma formülü, geçmiş dönem getirilerin hepsinin gerçekleşme ihtimalinin eşit olduğunu varsayar. Çok daha eski bir dönemden yaşanan getiri şoku ile bir gün öncesinde yaşanan ani şokun etkilerinin aynı olduğu varsayımı hakimdir. 1.1 no'lu formülde geçmiş dönemdeki bütün getirilerin ortalamadan sapması $\frac{1}{T}$ ağırlığı ile çarpılarak türetilmektedir. Buna göre, son dönemde oluşan getiri hareketlerinin volatilite tahminlemesine etkisi çok sınırlıdır. Bu durum, gelişen volatilite dinamikleriyle yakın uyumluluk göstermemektedir. Yapılan çalışmalar, yakın dönemli oluşan getiri değişimlerinin volatiliteye etkisinin $\frac{1}{T}$ katsayısından daha farklı düzeyde katsayıyla ağırlıklandırılması gerektiğini savunmaktadır. [15]

1.1.1. Volatilite Yayılımı

Değişik ülkelerdeki sermaye piyasalarında işlem gören finansal araçların belirli zaman aralıklarına bakıldığında bu piyasalardan herhangi birinde yaşanan büyük bir şokun başka ülke(ler)deki finansal araçların davranışı ile çakıştığı gözlemlenmektedir. Bu durum, sermaye piyasalarındaki finansal enstrümanların volatiliteleri arasında korelasyon ilişkisinin varlığına işaret etmektedir. Bir ülkenin finansal piyasasının veya bir sektördeki oynaklığın bir başka ülkenin finansal piyasasındaki oynaklığa etki göstermesi, oynaklığın yayılma etkisi şeklinde değerlendirilmektedir. Bu etki hem negatif, hem de pozitif şekilde ola bilmektedir. Volatilitenin yayılma şiddeti ise ülkelerin gelişim düzeylerinin

[14] Poon, **a.g.e.,** ss.1-2.
[15] Burak Saltoğlu, **Finansal Risk Yönetimi.** Alef Yayınevi, 2020, ss. 201-202

farklılığına, ekonomik faktörlerin etki gücüne, ülkelerin altyapı farklılıklarına ve farklı risk faktörlerine karşı kırılganlık düzeyine, finansal istikrar gibi birden fazla etkene göre farklılık göstermektedir.[16] Genel olarak belirleyici faktörlerin faiz oranı hareketleri, ekonomik politika koordinasyonu, finansal yenilikler, piyasalarda yapılan deregülasyonlar, bulaşıcı etkileriyle bilinen finansal krizlerin varlığı oynaklık yayılmalarından sorumlu olabilecek bir dizi etken olduğu kanaati mevcuttur.[17]

Farklı ülkelerin belirli ürünler üzerinde karşılıklı rekabet içerisinde olmaları durumunda ülkelerden birisinde yaşanacak kriz, bir diğer ülkenin makroekonomik yapısını derinden etkileyebilmektedir. Yayılma etkisi, örneğin bir ülkede yaşanan devalüasyonun ticari açıdan diğer rakip ülkelerin ürettiği ürünlerini göreli olarak pahalı duruma getirerek bu ülkelerde kriz oluşumunu tetiklemesi şeklinde ortaya çıkarabilir. 1998 yılındaki Rusya krizi bu duruma örnek gösterilebilir.[18]

Oynaklık yayılmasına ilişkin bir diğer açıklama ise ülkelerin makroekonomik alanda benzerliklere sahip olmaları nedeniyle krizin bulaşmasıdır. Ekonomileri kötü düzeyde olduğu düşünülen ülkeler, yetersiz bilgi sahibi yatırımcılar açısından bilgi asimetrisi etkisiyle diğer bazı ülkelerle benzer grupta olan ülkeler olarak değerlendirile bilmekte ve bu sebeple o ülkelerden birisinde meydana gelen kriz olgusu aynı grupta nitelendirilen diğer ülkelere de etki etmekte ve krizin ülkelerarası ihracına neden olmaktadır.[19]

Birçok çalışma oynaklık yayılmasının dinamik etkileşim yönünü ele alırken, piyasalar arasındaki toplam oynaklık yayılımı hem dinamik, hem de eşzamanlı etkilerle açıklanabilmektedir. Dinamik etkiler, örneğin bir piyasadan gelen bilginin yalnız bir sonraki ticaret-işlem döneminde diğer piyasayı etkileyebileceği durumlarda zaman içinde

---

[16] Jianxin Wang, "Foreign Equity Trading and Emerging Market Volatility Evidence From Indonesia and Thailand" **Journal of Development Economics,** 2007, C.84, ss.799–800.

[17] Theodore Syriopoulos, Roumpis Efthimios, "Dynamic Correlations and Volatility Effects In The Balkan Equity Markets." **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money,** C.19, No. 4, 2009, s.566

[18] Andres Kuusk, Paas Tiiu, "Contagion Of Financial Crises With Special Emphasis On CEE Economies: a Meta-Analysis." **The University of Tartu Faculty of Economics and Business Administration Working Paper,** No.66, 2010, ss. 8-9

[19] Leonardo F. Hernández, Rodrigo O. Valdes. "What Drives Contagion: Trade, Neighborhood, Or Financial Links?." **International Review of Financial Analysis,** C.10, No. 3, 2001, s.209

meydana gelen yayılmaları ifade eder. Eşzamanlı yayılmalar ise örneğin piyasaların çakışan işlem saatlerine sahip olduğu ve bilgilerin anında iletilebildiği durumlarda aynı anda meydana gelen yayılmalardır. Birçok piyasanın çakışan işlem saatlerine sahip olduğu göz önüne alındığında, bu eşzamanlı yayılmaları yakalamak oldukça önemlidir.[20]

Özellikle son dönemlerde ülkeler ve piyasalar arasındaki volatilite etkileşimini incelemeye yönelik artan bir araştırma eğilimi ile finansal piyasa katılımcıları için yatırımlarını daha etkin bir dağılımla portföy çeşitlendirmelerine gitmelerine pozitif olanak sağlamıştır. Finansal piyasalardaki volatilite etkileşimi, varlık fiyatlaması, kur ve ticaret stratejileri, riskten korunma ve etkin düzenleyici stratejilerin oluşturulması için oldukça önemlidir. Bu durum uluslararası finansal piyasaların kendi aralarındaki karşılıklı bağımlılık, yatırımcıları ve portföy yöneticilerinin yalnızca ulusal piyasaları değil aynı zamanda uluslararası piyasalardaki değişimleri derinden takip etmelerini önemli kılmaktadır.

1.1.2. Volatilitenin Özellikleri

Özellikle finansal zaman serilerinin kendine has karakteristik özellikleri bulunmaktadır. Uygulamalarda finansal zaman serilerinin başarılı sonuçları için bu özelliklerin değerlendirme açısından birbirinden ayırt edilmesi gerekmektedir.[21] Bu bağlamda volatilitenin özellikleri arasında kümeleme, çarpıklık, basıklık, ortalamaya dönme eğilimi, asimetri etkisi, kaldıraç etkisi, birlikte hareket, uzun dönem hafıza gibi özellikleri taşımaktadır.

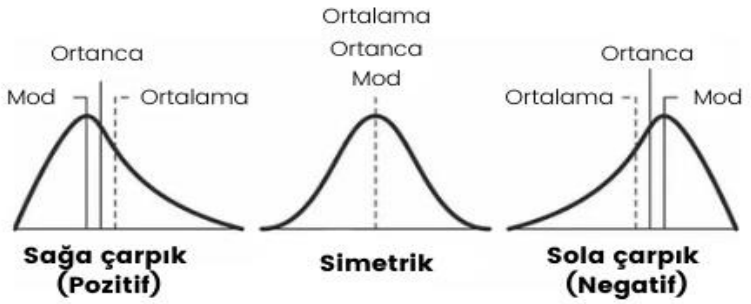
1.1.2.1. Çarpıklık (Skewness)

Oluşan getiri dağılımının simetrik dağılıma uygun olmaması durumunu göstermektedir. Bu durumun olmaması için getirilerin normal dağılım göstermesi, yani

[20] Marinela Adriana Finta, Bart Frijns, Alireza Tourani-Rad, "Contemporaneous Spillover Effects Between The US and The UK Equity Markets", **Financial Review,** C.52, No.1, 2017, s. 146.
[21] Rama Cont, "Empirical Properties Of Asset Returns: Stylized Facts and Statistical Issues." **Quantitative Finance**, C.1, No. 2, 2001, s.224

çarpıklığın değer olarak sıfıra eşit olması gerektiği mutlaktır. Çarpıklık katsayısının ± 0.5 değerinin üzerinde bir değer göstermesi serinin asimetrik yapısının kuvvetlendiğini göstermektedir. Literatürde sağa doğru çarpıklık, pozitif çarpıklık olarak nitelendirilmekte, dolayısıyla finansal varlığın getiri serisinin pozitif getiri sağlama konusunda daha yüksek olasılığa sahip olduğunu göstermektedir. Sola doğru çarpıklık ise aynı zamanda negatif çarpıklık olarak ifade edilmekte ve getiri serisinin negatif getiri sağlama konusunda daha eğilimli olduğunu belirtmektedir.[22]

Şekil 1. Tesadüfi Bir Serinin Çarpıklık Biçimleri



Kaynak : Alatefi, Moath, Shafiq Ahmad, and Mohammed Alkahtani. "Performance Evaluation Using Multivariate Non-normal Process Capability.", **Processes,** C. 7, No. 11, 2019, s. 833.

Çarpıklık katsayısı finansal varlığın standardize edilen üçüncü moment değerini ifade etmekte aritmetik ortalamadan farkların üçüncü kuvvetinin standart sapmanın üçüncü kuvvetine (varyansın karesine) bölünmesi ile elde edilir. Aşağıda hem koşullu hem de koşulsuz çarpıklık formülleri 1.3 ve 1.4 no'lu denklemler ile gösterilmektedir[23] :

$$S = \frac{E(r_t - \mu)^3}{\sigma^3} \tag{1.3}$$

[22] Madhusudan Karmakar, "Modeling Conditional Volatility Of The Indian Stock Markets." **Vikalpa**, C.30, No. 3, 2005, s.24

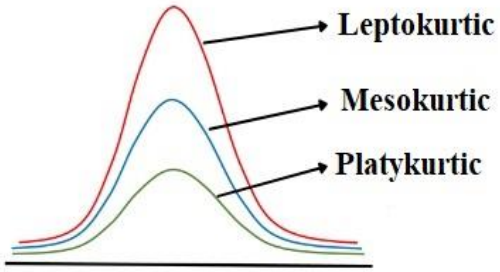
[23] Robert F. Engle, Andrew J. Patton. "What Good Is A Volatility Model?." **Quantitative Finance,** C.1, No. 2, 2001, s.240

$$s = \frac{E_{t-1}(r_t - m_t)^3}{h_{t-1}^{3/2}} \tag{1.4}$$

1.1.2.2. Basıklık (Kurtosis)

Finansal serilerin dağılımında normal dağılıma kıyasla daha kalın kuyruk (fat-tails) dağılımları bulunmaktadır. Normal dağılım için bu değer 3 olarak kabul edilirken, ancak basıklık değeri 3'ten büyük ise, standart normal dağılımdan daha kalın bir kuyruğa sahip olduğu görülmektedir.[24] Basıklık değeri 3'ten büyük olduğunda grafik sivri olarak tanımlanırken, 3'ten küçük olduğu durumda ise basık olarak nitelendirilir. Finansal varlıkların getirilerinin dağılımının çoğunlukla normal bir dağılıma göre ortalamada daha sivri bir grafik sergilediği görülmektedir.[25]

Şekil 2. Basıklık Biçimleri



Kaynak: Hatem, Georges, Joe Zeidan, Mathijs Goossens, and Carla Moreira. "Normality Testing Methods and The Importance Of Skewness and Kurtosis in Statistical Analysis.", **BAU Journal-Science and Technology,** C. 3, No. 2, 2022, s.2

Şekil 2'den de görüldüğü üzere serilerin dağılım yapısı farklılık gösterebilmekte ve sivrilik ve kuyruk düzeylerine göre pozitif kurtosis (leptokurtic), negatif kurtosis (platykurtic), normal dağılım ise mesokurtic olarak isimlendirilmektedir. Aynı şekilde

[24] Madhusudan, **a.g.e.,** p.24.
[25] Georges Hatem, Joe Zeidan, Mathijs Goossens, Carla Moreira. "Normality Testing Methods and The Importance Of Skewness And Kurtosis In Statistical Analysis." **BAU Journal-Science and Technology,** C.3, No. 2, 2022, s.2

yüksek veya pozitif basıklığa sahip verilerin, uç değerlerin olmadığı düşük veya negatif basıklığa (light tails) karşı ağır kuyruklara veya aykırı değerlere sahip olma eğiliminde olan verilerdir. Kurtosis için koşullu ve koşulsuz formüller aşağıda ifade edilmiştir[26] :

$$K = \frac{E(r_t - \mu)^4}{\sigma^4} \tag{1.5}$$

$$k = \frac{E_{t-1}(r_t - m_t)^4}{h_{t-1}^2} \tag{1.6}$$

Görüldüğü üzere basıklık değeri standardize edilmiş dördüncü moment değeri olarak elde edilmekte, burada serinin *t* dönemlerinin aritmetik ortalama ile farkının dördüncü kuvvet değeri serinin standart sapmasının dördüncü kuvvetine bölünmesi ile bulunmaktadır.

1.1.2.3. Ortalamaya Dönme

Finansal serilerin ortalamaya dönme eğilimi volatilitenin yaklaşık bir düzeyinin mevcut olduğu ve oynaklıklar yaşansa bile zaman içinde bu seviyeye geri döneceğini göstermektedir. Bir başka ifade ile, volatilitede ortalamaya yakınsama özelliğinin görüldüğüdür. Böylece volatilitede ister negatif isterse de pozitif şoklarının etkisi yavaşça yok olmakta ve volatilite kademeli olarak ortalama seviyesine geri dönmektedir. Çok uzun vadeli volatilite tahminleri, ne zaman yapılırsa yapılsın, aynı ortalama veya normal volatilite seviyesine yakınsamalıdır.[27] Volatilitede ortalamaya dönüş aşağıdaki denklemlerle ifade edilmektedir :

[26] Andrew Engle, **a.g.e.,** s.240

[27] Suchismita Bose, "Understanding The Volatility Characteristics and Transmission Effects In The Indian Stock Index and Index Futures Market." **ICRA Bulletin, Money & Finance**, 2007, s.141

$$\underset{k\to\infty}{p\lim}\,\theta_{t+k|t} = 0 \tag{1.7}$$

veya daha yaygın olarak ifade edilen,

$$\underset{k\to\infty}{p\lim}\,h_{t+k|t} = \sigma_t^2 < \infty \tag{1.8}$$

Denklemlerde *plim* volatilitenin olasılık sınırını ifade etmekte, denklemin sağ tarafı ise volatilitede ortalamaya yakınsama durumunu açıklamaktadır. Opsiyon fiyatları ortalamaya dönüş ile tutarlı olarak görülür. Opsiyon fiyatlandırmasına ilişkin basit varsayımlar altında, uzun vadeli opsiyonların zımni oynaklıkları, kısa vadeli opsiyonlara göre daha az değişkendir.[28] Hisse senedi fiyatlarının ise durağanlık sürecine bağlı olarak, ortalamaya dönme veya ortalamadan kaçma eğilimleri oluşabilmektedir. Eğer varlığın fiyat değişimleri negatif otokorelasyona sergilemekte ise, yani fiyat yükselişleri hemen ardından fiyat düşüşleri tarafından takip ediliyorsa, serinin birinci farkında ortalamaya dönme süreci bulunmaktadır. Tam tersi durumda fiyat yükselişleri ardından fiyat yükselişleri ile devam ediyorsa ortalamadan kaçma sürecinin varlığı söz konusudur.[29] Fama ile French (1988) çalışmasında hisse senedi getirilerinin ortalamaya dönmesini destekleyen ampirik bulgulara ulaşmış, borsada işlem gören küçük firmaların %40 düzeyinin, büyük firmaların ise %25 düzeyinin geçmiş getirileri referans alarak hisse senedi getirilerinin tahmin edilebilir nitelikte olduğu bulgusunu elde etmişlerdir.[30]

1.1.2.4. Volatilite Kümelemesi

Finansal varlıkların getiri dalgalanmaları yığınlı şekilde olabilmektedir. Burada yığın volatilite kümelemesini ifade etmekte, bu özellik getirilerin düşük volatilite veya

[28] Andrew Engle, **a.g.e.,** ss.243-244

[29] Jon Exley, Shyam Mehta, Andrew Smith. "Mean Reversion." **Finance And Investment Conference,** 2004, s.4

[30] Eugene F. Fama, Kenneth R. French. "Permanent and Temporary Components Of Stock Prices." **Journal of Political Economy,** C.96, No. 2, 1988, s. 246.

yüksek volatilite periyotlarında olma eğilimini ifade etmektedir. Mandelbrot (1963) çalışmasında ilk kez fiyatlardaki meydana gelen büyük dalgalanmaları yine büyük dalgalanmaların izleyeceğini, ufak dalgalanmaları ise yeniden ufak dalgalanmaların takip edeceğini belirtmiştir.[31] Volatilitede oluşan bu denli kalıcılık, güncel bilgilerin uzun vadeli tahminler üstünde büyük etki göstermediği anlamına gelmektedir.[32] Finansal araçlar üzerinde şok etkilerinin göstergesi olarak volatilite kümelemesi önemli olup gerçekleşmiş volatilite kümelemesine bakarak gelecekte oluşabilecek volatilite öngörülerinde kullanılabilmektedir. Yine oynaklık kümelemesi, yüksek oynaklık döneminin sonunda yerini daha normal oynaklığa bıraktığını ve benzer şekilde düşük oynaklık dönemini yükselişin izlediğini ima eder.[33]

1.1.2.5. Asimetri Etkisi

Fiyat hareketleri ile volatilite arasında her yeni bilgi için piyasalarda işlem gören varlıkların ve dolayısıyla endekslerin gelecekteki hareketleri belirlenmektedir; çünkü oluşan her yeni bilgi finansal varlıkların riski üzerinde pozitif veya negatif etki uygulamaktadır. Asimetrik volatilite, diğer adıyla volatilite asimetrisi olgusu yeni bilgi girişine göre farklı düzeyde fiyat değişimlerine neden olduğu durumu ifade eder. Başka bir açıklamayla, pozitif ve negatif şokların serilerin getirileri oynaklığı üstünde eşit seviyede etki yapmaması asimetrik etki varlığını belirtmektedir.[34] Bir şirketin hisse senedi fiyatlarında oluşan düşüşler sonrasında düşen fiyatlarının o şirketin finansal kaldıraç yapısını etkileyerek daha riskli duruma getirdiği bilinmektedir. Bu durum dolayısıyla o

[31] Selahattin Güriş, İrem Saçaklı Saçıldı, "İstanbul Menkul Kiymetler Borsasi'nda Hisse Senedi Getiri Volatilitesinin Klasik ve Bayesyen Garch Modelleri İle Analizi." **Trakya Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi,** C.13, No. 2, 2011, ss.155-156.

[32] Mustafa Serdar Yümlü, "Bayesian Change Point and Time-Varying Parameter Learning In Regime Switching Volatility Models", **Doktora Tezi,** İstanbul, Boğaziçi Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, 2015, s.33

[33] Bose, **a.g.e.,** s.141.

[34] Lorenzo Cappiello, Robert F. Engle, Kevin Sheppard. "Asymmetric Dynamics In The Correlations Of Global Equity And Bond Returns." **Journal of Financial Econometrics,** C.4, No. 4, 2006, s.544.

şirketin volatilitesinde etkileyici unsur olmaktadır. Oluşan bu durum asimetrik volatilite olarak ifade edilmektedir.[35]

1.1.2.6. Kaldıraç Etkisi

Geçmiş bulgular, pozitif ve negatif borsa üzerinde asimetrik bir etki meydana getirdiğini ispatlamaktadır. Kaldıraç etkisi ise, bu farklı şokların, borsa üzerine farklı düzeyde etkisini gösteren bir göstergedir. Kaldıraç etkisine göre varlık fiyatlarındaki azalış (artış) şirketlerin kaldıraç düzeyini dolayısıyla da pay senedi sahiplerinin katlandığı riski artırır (azaltır), bunun sonucu olarak da hisse senedinin volatilitesi yükselir (düşer). Borsa serilerinde görülen genel kanı, olumsuz haberlerin volatiliteyi yükselttiği, olumlu haberlerin ise volatiliteyi düşürdüğü şeklindedir.[36] Dolayısıyla, kaldıraç etkisi kavramı fiyat düşüşlerinde fiyat yükselişlerine göre daha fazla etki etme eğiliminde olmasını ifade eder.

1.1.2.7. Uzun Dönem Hafıza

Serilerin karşılaştıkları şokların etkisinin kısa dönemde yok olmadığı, uzun dönemli etkiler sergilediği özelliği ifade etmektedir. Uzun dönem hafıza kavramı, belirli aralıklarda volatil serilerde uzun dönemli gecikmeli değerlerinde korelasyon olduğunu tanımlamaktadır. Serilerde gözlemlenen bu değerlerin birbirlerinden bağımlılık gösterdiği bu durumda, beklenen oluşabilecek oynaklığın şimdiden tahminleme yapılabilmesi geçiş dönem volatiliteye bakılarak gerçekleştirilebilir. Mandelbrot (1977) çalışmasında, uzun dönemli hafıza süreçlerini, farklı, ancak periyodik olmayan döngüsel modeller ve uzak gözlemler arasında uzun vadeli bağımlılık ile işaretlenmiş doğrusal olmayan davranış

[35] Özlem Göktaş, Aycan Hepsağ. "BIST-100 Endeksinin Volatil Davranışlarının Simetrik ve Asimetrik Stokastik Volatilite Modelleri ile Analizi." **Ekonomik Yaklaşım,** C. 27, No. 99, 2016, s.4

[36] Murat Mazibas, "IMKB Piyasalarındaki Volatilitenin Modellenmesi ve Öngörülmesi: Asimetrik GARCH Modelleri ile Bir Uygulama (Modeling and Forecasting Volatility in Istanbul Stock Exchange Markets: An Application with Asymmetrical GARCH Models).", 2005, s.4

biçiminde fraktal boyutlara sahip olarak karakterize eder.[37] Dolayısıyla bir finansal serinin birleştirilmiş dizilerindeki kendine benzerlik modeli, oynaklıkta uzun hafızanın varlığını sunmaktadır. Finansal varlığın uzun hafıza özelliği, varlığın volatilitesinin tahminlenebilir olduğunu yansıtmaktadır. Bununla birlikte varlığa dair fiyat serisinin uzun hafıza niteliği taşıması, cari dönem için fiyatın oluşmasında önceki dönem fiyatların da etkisinin olduğu ve dolayısıyla oluşacak fiyatların rassal yürüyüş özelliği ifade etmeyeceği anlamına gelecektir. Buna göre, menkul kıymet serilerinde uzun hafızanın olup olmadığının sınanması, etkin piyasa hipotezinin test edilmesinde oldukça ilgi görmektedir.[38]

1.1.2.8. Birlikte Hareket

Finansal varlıkların bu özelliği, diğer bir ifadeyle "yayılma" olarak nitelendirilmektedir. Farklı ülke veya borsalardaki varlık serilerine bakıldığında, birinde oluşan yüksek bir oynaklığın diğer borsada oluşacak hareketi tetikleyebildiği gözlemlenmektedir. Böyle bir durum borsalararası korelasyonun varlığına işaret etmektedir. Bazen oynaklık yayılımı ile bulaşıcılık kavramı birbirinin yerine kullanılmakta, ancak bu terimleri birbirinden ayıran özellikler bulunmaktadır. Volatilite yayılması finansal veya ekonomik bağlılıklar sebebiyle oluşurken, bulaşıcılık yayılımlarının ülkelerin makroekonomik ve diğer finansal göstergelerle bağlantısı bulunmamaktadır. Bulaşıcılığın ana sebebi olarak beklentilerdeki değişimle ilişkilendirilmektedir.[39] Literatürdeki birçok çalışma, volatilite yayılımının dinamik yönünü dikkate almaktadır. Ancak, bütünlükte volatilite yayılımının etkilerini açıklayabilmek için hem dinamik ve hem eşzamanlı etkilerin dikkate alınması gerekmektedir. Dinamik etkiler, belirli bir zaman aralığında ortaya çıkan yayılımları

[37] Pako Thupayagale, "Long Memory In The Volatility Of An Emerging Fixed-Income Market: Evidence From South Africa.", **South African Journal of Economics,** C. 79, No. 3, 2011, ss. 291-292.
[38] Emrah İsmail Çevik, "İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda Etkin Piyasa Hipotezinin Uzun Hafiza Modelleri İle Analizi: Sektörel Bazda Bir İnceleme." **Yaşar Üniversitesi E-Dergisi** C.7, No. 26, 2012, s. 4438.
[39] Özdemir, B. K. **Finansal Krizler ve Küreselleşme.** Ankara: Seçkin Yayıncılık, 2013, s.131.

gösterirken, eşanlı etkiler ise piyasalar arasında aynı zamanda ortaya çıkan etkileri belirlemektedir.[40]

1.1.3. Geleneksel Volatilite Ölçüm Yöntemleri

Volatilitenin matematiksel olarak oluşturulmasında kullanılan fazla yöntem bulunmaktadır. Finansal piyasalarda toplam riski ifade eden volatilitenin doğru tahmini yatırımcılar açısından büyük önem taşımaktadır. Volatilite ölçümü tarihsel verileri temel alan ve daha sonrasında varyansın sabit olmadığını varsayarak daha gerçekçi yaklaşımı dikkate alan zaman serisi volatilite modelleri ile ölçümlenmektedir. Bu ölçüm yöntemlerine aşağıda sırasıyla açıklama sunulmaktadır.

Rassal Yürüyüş : Bu süreçte fiyat dağılımları benzer dağılım özelliği taşımakta, ancak birbirlerinden bağımsız olmaktadır. Bu yaklaşımda beklenen değer sıfır, varlığın varyansı ise sabit olarak benimsenmektedir. Rassal yürüyüş gösteren fiyat serisi için eşitlik aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$P_t = P_{t-1} + u_t \tag{1.9}$$

$$h_{t+1} = \sigma^2_{t+1} = \sigma^2_t \qquad \text{t=1,2,3,..., N} \tag{1.10}$$

1.9 no'lu denklemde P bir finansal varlığa ait fiyatı, t dönemi, u ise hata terimini tanımlamaktadır. Rassal yürüyüş gösteren bir serinin hata teriminin beklenen değerinin 0 ve varyansının sabit olması ve otokorelasyona sahip olmaması gerekmektedir.[41] Ayrıca, oynaklık dağılımının durağan bir ortalamaya sahip olması durumunda, tahmin edilen oynaklıktaki tüm değişim, ölçüm hatasına bağlanabilir, daha sonra optimum oynaklık tahmini olan h değerini verir. Rassal yürüyüş modeli, bu nedenle, en uygun oynaklık tahmininin, son gerçek gözlemden bu yana hiçbir değişiklik olmadığını öne sürüyor.

[40] Marinela Adriana Finta, Bart Frijns, Alireza Tourani-Rad. **a.g.e.,** s.146.
[41] Damodar N Gujarati, **Basic Econometrics,** 4. Baskı, 2002, s.450

Bununla birlikte, oynaklık rastgele dalgalanıyorsa, sonraki dönemlerin optimum oynaklık tahmini basitçe mevcut gerçekleşen oynaklıktan oluşmaktadır.[42]

Tarihi Ortalama : Tarihi ortalama eğilimi, belirli bir zaman aralığını dikkate alarak bir finansal varlığın fiyatının standart sapmasını bulur. Tarihi ortalama modeli yardımıyla sadece bir önceki dönem için oluşan oynaklık yerine daha önceki dönemlerin standart sapmalarının ortalamasını da katarak volatilite hesaplaması yapılmaktadır.[43] Buna göre, tarihsel ortalamaya dair formül aşağıda sunulmaktadır :

$$h_{t+1} = \overline{\sigma}^2 = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\sigma_i^2 \qquad t=N, N+1, N+2,..., N+\tau-1 \tag{1.11}$$

Genellikle uygulamada yıllık volatilite ele alınmakta ve onun üzerinden finansal varlığın volatilite düzeyi incelenmektedir. Elimizde günlük, haftalık veya aylık volatilite bulunduğunda yıllık volatilite aşağıdaki şekilde bulunabilir :

$$h_{yıllık} = h_{günlük}\, x\, \sqrt{252} \tag{1.12}$$

$$h_{yıllık} = h_{haftalık}\, x\, \sqrt{52} \tag{1.13}$$

$$h_{yıllık} = h_{aylık}\, x\, \sqrt{12} \tag{1.14}$$

Günlük volatilite üzerinden yıllık volatilitenin bulunmasında bir yılda 252 işlem günü bulunduğu varsayımı esas alınmakta ve varlığın getiri serisinin volatilitesinin geometrik brownian hareket varsayımına uygun davrandıkları varsayımına dayanmaktadır.[44] Tarihsel ortalama modelinde ulaşılabilir gözlemler ele alınırken, bu

[42] David McMillan, Alan Speight, Owain Apgwilym. "Forecasting UK Stock Market Volatility.", **Applied Financial Economics,** C.10, No. 4, 2000, s.438

[43] Nurdan Değirmenci, "Finansal Piyasalar Arasındaki Oynaklık Yayılımı: Kırılgan Sekizli Ülkeler", **Doktora Tezi,** Trabzon, Karadeniz Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2015, s.13

[44] Lale Karabiyik, Adem Anbar. "Volatilite ve Varyans Swapları.", **Muhasebe ve Finansman Dergisi,** C.35, 2007, s.65

gözlemlerde değerlendirme eşit ağırlık üstünden bakılmaktadır.[45] Tarihi volatilite, ele alınan zaman frekansına göre değişiklik gösterir ve vade arttıkça serinin standart sapmasında da büyümeler görülebilir.

Basit Hareketli Ortalama : Volatilitenin bulunmasında eldeki gözlem döneminin bütününü değil, sadece belirli bir periyodunun ortalaması ile her hesaplamada bir günlük kayma ile basit hareketli ortalama bulunmaktadır. Bu dönem için gözlemlenen volatilitenin eşit ağırlıklı ortalaması esas alınmaktadır.[46]

$$h_{t+1} = \bar{\sigma}^{2}_{t,N} = \frac{1}{N} \sum_{i=N-M}^{N} \sigma_i^2 \qquad t=M, M+1, M+2,..., M+\tau-1 \qquad (1.15)$$

1.15 no'lu denklemde M hareketli ortalama dönemini ifade etmekte diğer ismiyle kayan aralık (rolling window) şeklinde tanımlanmaktadır. McMillan (2000) vd. göre belirlenen dönem, aylık veriler esas alındığında 5-10 yıl, haftalık veriler esas alındığında 1.25-2.5 yıl, günlük veriler için ise 3-6 ay uzunlukları ile belirlenebilmektedir.[47] Modelde bir sonraki döneme geçildiğinde verilerden en eskileri veri setinden çıkartılmalı ve onun yerine yeni veriler eklenerek volatilite hesaplaması yapılmalıdır.

Ağırlıklı Hareketli Ortalama : Ağırlıklı hareketli ortalama, hareketli ortalamadaki standart sapma hatalarını minimuma indirmek için serinin geçmiş dönemlerine daha düşük ağırlık katsayıları vererek oluşan volatilite hesaplanmasını temsil etmektedir. Bu sayede daha kesin volatilite tahmininde bulunmak mümkündür.[48] Ağırlıklı hareketli ortalama ile varyansı hesaplamak için aşağıdaki denklemden yararlanılmaktadır :

---

[45] Koray Kayalıdere, **Volatilite Tahmin Modelleri ve Performanslarının Ölçümü. Hisse Senedi Piyasalarında Bir Uygulama,** Ankara, Gazi Kitabevi, 2013, s.30

[46] Ser-Huang Poon, Clive J. Granger. "Forecasting Volatility in Financial Markets: A Review.", **Journal of Economic Literature,** C. 41, No. 2, 2003, s.507

[47] McMillan, Speight, Apgwilym, **a.g.e.,** s. 438.

[48] Fazıl Gökgöz, İpek Altıntaş, "Analyzing the Idiosyncratic Volatility Character of Emerging Markets: A Post Crisis Investigation on Istanbul Stock Exchange.", **Proceedings of the World Congress on Engineering,** No. 1, 2012. s.3

$$h_{t+1}^{W} = \frac{W_M \sigma_t^2 + W_{M-1}\sigma_{t-1}^2 + \ldots + W_1 \sigma_{t-M+1}^2}{W_M + W_{M-1} + \ldots + W_1} \qquad (1.16)$$

1.16 no'lu denklemde W değerleri dönemlere göre dağıtılan ağırlık katsayılarını temsil etmektedir. Yakın dönemdeki varyansın, daha uzak dönemdeki varyanslara göre kısmen yüksek olması durumunda ağırlıklı hareketli ortalamayla elde edilen varyans, basit hareketli ortalamayla elde edilen varyanstan daha yüksek volatilite öngörüsünde bulunmaktadır.

Üssel Düzeltme : Bu model dahilinde bir sonraki oynaklık tahmini, hemen önceki dönem oynaklık tahmininin ve mevcut şimdiki gerçek oynaklığın ağırlıklı bir fonksiyonu olarak değerlendirilmeye alınmaktadır:

$$h_{t+1} = \phi_N h_t + (1-\phi_N)\sigma_t^2 \qquad \text{t=N, N+1, N+2,..., N+}\tau\text{-1} \qquad (1.17)$$

Modelde düzeltme parametresi olan ϕ değeri 0 ile 1 arasında değer almakta, Bu parametrenin 0 olması durumunda volatilite t dönemi için oluşan varyansa eşit olacağı için rassal yürüyüş modeline denk olmaktadır. Düzeltme parametresinin 1'e yakın değer alması ise modelde önceki dönem volatilite tahminine ağırlık verildiğini göstermektedir. ϕ parametresinin değeri, karesi alınmış tahmin hatalarının örneklem içi toplamını en aza indiren değer olarak belirlenir. McMillan vd. (2000) çalışmalarında tahmin edilen değerler aylık ve haftalık veriler için 0,001-0,1, günlük veriler için 0,14-0,83 aralığındadır. Bu parametre değerleri diğer çalışmalardaki elde edilen bulgularla çelişmektedir. Örneğin, üç aylık volatilite hesaplamasını esas alan Dimson ve Marsh (1990) tercih ettikleri modelde 0.66 değerini elde etmişken, Brailsford ve Fa (1996) aylık veriler için 0.51-0.98 aralığında değerler oluştuğunu gözlemlemiştir.[49]

Üssel Ağırlıklı Hareketli Ortalama (EWMA) : Bu yöntemde varyansın sabit olmadığı yani zamana göre değişiklik gösterdiği vurgulanmaktadır. Bu modelde de volatilite hesaplanmasında serinin yakın dönemine yüksek ağırlık, eski dönemlere ise

[49] McMillan, Speight, and Apgwilym, **a.g.e.,** s. 438.

düşük olmak üzere üssel olarak ağırlıklandırmaktadır. Buna göre üssel ağırlıklı hareketli ortalama modeli 1.17 no'lu formül ile açıklanmaktadır[50] :

$$h_t = (1-\lambda)(r_{t-1}^2 + \lambda r_{t-2}^2 + ... + \lambda r_{t-n}^2) \quad (1.18)$$

Burada λ parametresi son gözlem değerlerine ne kadar ağırlık verileceğini belirleyen parametredir. Bu değer 0 ila 1 arasında bir değer almaktadır. λ ne kadar yüksekse geçmiş dönem volatilitenin etkisi daha fazla kullanılmakta ve son dönemde meydana gelen beklenmeyen getiri değişimlerinin etkisi o düzeyde azalmaktadır. Modelin ilk kullanımını sağlayan JP Morgan tarafından λ faktörü için 0.94 değerinin yeterli olduğu belirtilmiştir. Düşük λ değerleri seride en yakın gözlemlerin volatilitenin tahmininde en fazla etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Diğer yandan EWMA modelinde volatilitenin durağan olmadığı ve dolayısıyla volatilitenin uzun vadeli ortalaması olmadığı kabul edilmektedir. Bu sebeple, EWMA modelinden uzun vadeli volatilite tahminlemesi yapılamamaktadır.[51]

Buraya kadar anlatılan modeller varyansın zamana göre değişmeyen sabit yapıda (homoscedastic) olduğunu varsayarak hareket etmektedir. Ancak özellikle finansal serilerde bu koşulun gerçekçilikten uzak olduğu gözlemlenmektedir. Varlık getirilerini kapsayan finansal zaman serilerinde otokorelasyonlu değişen varyans (heteroscedastic) özelliği görülmektedir. Yani farklı dönemlerarası gözlemlenen değişen varyans otokorelasyon sorununu da beraberinde getirmektedir. Varyansın zamanla değişen yapısı ancak koşullu zaman serisi modelleri kullanılarak incelenmektedir. Bu modellere kadar finansal varlıkların getirilerinin ortalamada modellenmesi odak noktası iken, yeni modellerin başlattığı süreçle birlikte varyansın da modellenmesi yapılmıştır. Ortalama ve varyansın modellenmesi zamanı iki varsayım esas alınmaktadır. Bunlardan ilki koşulsuzluk varsayımıdır. Bu varsayım, değerlerin önceki dönem alınan değerlerinden bağımsız hareket ettiğini ifade eder. Bu varsayımdan hareket eden modeller, getirilerin bağımsız ve benzer dağılım gösterdiğini (independent and identically distributed (i.i.d.)

[50] Gökgöz, **a.g.e.,** s.3
[51] Saltoğlu, **a.g.e.,** ss.205-206.

[N~(r,σ^2)] belirtir. Diğer varsayım ise koşulluluk varsayımıdır ki, belli bir zaman dönemine ilişkin tahmin değeri, önceki belli sayıdaki geçmiş dönem gözlem değerinden ve/veya hata teriminden etkilenmektedir.[52]

ARCH modelinin temel yapısını otoregresif süreç olarak nitelendirilen AR(q) süreci geçmiş değerlerin mevcut değerler üzerinde bir etkisi olduğu varsayımı altında hareket eden süreçtir. Genelleştirilmiş hal için ise ilaveten hareketli ortalama olarak nitelendirilen MA(q) süreci oluşturulmaktadır. Buradan hareketle p ve q değerleri sürecin kaçıncı dereceden gecikmeli olduğuna işaret etmektedir.

1. dereceden otoregresif sürecin AR(1) genel hali aşağıdaki gibidir :

$$y_t = \delta + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad t=1,2,3,...,T \tag{1.19}$$

1.19 formülüne göre, y_t varlığın t dönemindeki değeri, δ sabit parametreyi, γ parametresi bilinmeyen otoregresif parametre değerini, ε_t sıfır ortalamalı ve sabit varyanslı hata terimini göstermektedir. Buna göre, hata teriminin varyansı $Var(\varepsilon_t)=\sigma^2$ olarak gösterilmektedir. Dolayısıyla, y_t'nin koşullu ortalaması γy_{t-1}, koşulsuz ortalama ise 0'dır. Öte yandan koşullu varyans σ^2, koşulsuz varyans değeri ise $\frac{\sigma^2}{1-\gamma^2}$ şeklindedir.

Aynı şekilde 1. dereceden hareketli ortalama sürecin MA(1) genel hali aşağıdaki gibidir :

$$y_t = \mu + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \qquad t=1,2,3,...,T \tag{1.20}$$

Buna göre, MA(1) sürecinin ortalaması $E(y_t)=\mu$ dolayısıyla, gözlem değerleri aynı olasılık yoğunluk fonksiyonuna göre beklenen değerleri eşittir. MA(1) sürecinin varyansı

[52] Semra Altuntaş Taşpunar, Fatma Deniz Çolak. "BİST-100 Endeksinde Volatilitenin Modellenmesi ve Öngörülmesinde ARCH Modelleri.", **İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi İşletme İktisadı Enstitüsü Yönetim Dergisi,** C. 26, No. 79, 2015, s.212.

ise $Var(\varepsilon_t) = \sigma_\varepsilon^2(1+\theta_1^2)$ şeklinde belirlenir.[53] Literatürde böyle bir durumun değerlendirilmesi için Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH), Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) gibi modeller geliştirilmiştir.

ARCH Modeli : Engle (1982) çalışmasıyla volatilite modellemesine önemli bir katkı sağlamıştır. Engle varyansın zamana göre değişim gösterdiğini, beklenmeyen şokların etkisiyle varyans sabitliğinin gerçekçi olmadığını ampirik olarak gözlemlemiştir. Bu çalışma ile piyasalarda volatil davranışların belirlenmesinde etkinlik artmış ve zamana göre değişen varyansın modellenmesi ihtiyacı karşılanmıştır.[54] ARCH modelinde koşullu varyans, hata teriminin geçmiş dönem değerlerinin karelerinin regresyon ile çözümlenmesi ile tahminlenmektedir. Yani bağımlı değişkenin varyansı kendi geçmiş değerlerine bağlı şekilde modellenmektedir.

1.19 denkleminden hareketle Var(ε_t)=1 olduğu durumda AR(1) modeli aşağıdaki gibidir :

$$y_t = \varepsilon_t \sqrt{h_t} \tag{1.21}$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1}^2 \tag{1.22}$$

1.22 no'lu denklem genel haliyle ARCH modelini oluşturmakta $Var(\varepsilon_t)$=1 olmakta ve burada h_t ε_t'nin koşullu varyansını temsil etmektedir. Buna göre, q. dereceden ARCH(q) modeli ψ_{t-1} olarak nitelendirilen bağımsız değişkenler matrisini de dikkate alarak modellenmekte[55] :

$$y_t | \psi_{t-1} \sim N(x_t\beta, h_t) \tag{1.23}$$

---

[53] Fatma Deniz Çolak, Kamil Ahmet Köse, "Volatilitenin Modellenmesi ve Öngörülmesinde ARCH Modelleri: İmkb-100 Endeksi Üzerine Bir Uygulama.", **Yüksek Lisans Tezi**, İstanbul, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2013, ss.35-40.

[54] Robert F. Engle, "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity With Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation.", **Econometrica: Journal of the Econometric Society,** 1982, ss. 987-988.

[55] **A.e.,** s.989.

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + ... + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad i=1,2,3,...,q \tag{1.24}$$

$$h_t = h(\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, ..., \varepsilon_{t-p}, \alpha) \tag{1.25}$$

$$\varepsilon_t = y_t - x_t \beta \tag{1.26}$$

1.23 denklemine göre serinin koşullu ortalaması $x_t \beta$, ψ_{t-1} bağımsız değişkenlerine göre y_t koşullu varyansını h_t temsil etmektedir. Engle (1982), ARCH modellerin "En Çok Benzerlik" (EÇB) yöntemi ile tahmin edilebileceğini çalışmasında göstermiştir. Modelin geçerlilik koşulları arasında $\alpha_0 > 0$, $0 \leq \alpha_i < 1$ gibi koşullar bulunmaktadır. α_i parametresinin 1'den yüksek olduğu durumlarda seri sonsuz varyansa sahip olacaktır.[56] ARCH modelinin bunların dışında çeşitli eksiklikleri bulunmaktadır. Bu eksikliklerden birincisi; hata terimlerinin otoregresif gecikme sayısının (q) nasıl belirlenmesi gerektiğidir. İkincisi, (q) gecikmesi modeldeki bağımlılığı açıkladığından ötürü çok yüksek q mertebesinin modelin yukarıda belirtilen pozitiflik koşulunu sağlayamamasına sebep olduğudur. Son olarak, modelin negatif ve pozitif şoklara eşit, yani simetrik düzeyde tepki vermesidir.[57]

G*ARCH Modeli :* GARCH modeli ARCH modelinin genelleştirilmesi olarak 1986 yılında Tim Bollerslev tarafından geliştirilmiştir. GARCH modeli y_t serisinin koşullu varyansının ARMA süreci olarak modellenmesidir. Dolayısıyla, GARCH modeli, ARCH modeli gibi sadece geçmiş dönem hata terimlerini değil, aynı zamanda geçmiş dönem koşullu varyans değerlerini de modele dahil ederek daha fazla parametre ile modelleme yapmaktadır. Böylece, modelin parametrelerinin pozitif olma kısıtının gerçekleşme olasılığı daha yüksek olmaktadır. GARCH modelinin koşullu varyansının, geçmiş dönem hata terimlerinin (q) gecikmeli değerlerine ve (p) mertebe geçmiş dönem koşullu

[56] ÇiğdemYılmaz, "Hisse Senedi Getirilerindeki Uzun Hafıza Etkisinin ve Volatilitenin Belirlenmesi: BRIC Ülkeleri Üzerine Bir Uygulama.", **Yüksek Lisans Tezi,** İstanbul, İstanbul Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2015, s.11

[57] Chris Brooks, **Introductory Econometrics for Finance,** New York, Cambridge University Press, 2. Baskı. 2008, ss.391-392.

varyansının değerlerine bağlı olmakla GARCH(p,q) şeklinde ifade edilmektedir.[58] Yani GARCH(p,q) modeli ARCH(q) modeliyle kıyaslandığında modelin mertebesinin tahmininde daha esnek yapıdadır. Buna göre en basit haliyle GARCH(1,1) model yapısı aşağıdaki formülle karakterize edilmektedir :[59]

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \tag{1.27}$$

Buradan hareketle, GARCH modelinin GARCH(p,q) mertebesi üzre model yapısı aşağıdaki denklem üzerinden gösterilmektedir :

$$\varepsilon_t \left| \psi_{t-1} \sim N(0, h_t) \right. \tag{1.28}$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i h_{t-i}^2 \tag{1.29}$$

Modelin geçerliliği için : $p \geq 0$, $q > 0$, $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i \geq 0$ $(i=1,2,3,...,q)$, $\beta_i \geq 0$ $(i=1,2,3,...,p)$ koşulları sağlanmalıdır. Diğer taraftan p = 0 için GARCH(p,q) süreci ARCH(q) sürecine dönüşür ve p=q=0 olduğu durumda için ε_t için süreç sadece beyaz gürültüdür. Modelde durağanlık koşulunun sağlanması için GARCH (p,q) modelinde $\alpha_{t-i}+\beta_{t-i} < 1$ olma şartı aranmaktadır. GARCH modelinin tahmininde Bollerslev(1986) aynı şekilde En Çok Benzerlik yöntemi ile olabilirlik fonksiyonlarının kullanılmasını tavsiye etmekte ve parametrelerin tahmininde Berndt-Hall-Hall-Hausman (BHHH) algoritmasını önermektedir.[60] ARCH ve GARCH modelleri otoregresif koşullu değişen varyans modellerinin temelini oluşturmakta, daha sonraki dönemlerde farklı amaçlarla bu modellerin çeşitli türevleri de ortaya çıkmaktadır.

[58] Hakkı Polat, "Koşullu Varyans Modelleri ve Günlük Petrol Fiyatları Üzerine Ampirik Bir Uygulama", **Yüksek Lisans Tezi,** Eskişehir, Osmangazi Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, 2012, s.45

[59] Tim Bollerslev, "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity.", **Journal of Econometrics,** C. 31, No. 3, 1986, s.309.

[60] **A.e.,** 311-317.

Ortalamada ARCH (ARCH-M) ve Ortalamada GARCH (GARCH-M) Modeli : ARCH ve GARCH modellerinde ortalama modeli, koşullu varyanstan etkilenmemektedir. Ancak finans dünyasında getiri sabit olmayan koşullu varyanstan etkilenmektedir. Yani, getirinin koşullu beklenen değeri varyansın dahil olduğu fonksiyonla ele alınmaktadır. Bu model yapısına ARCH-M modeli adı verilmekte ve Engle, Lilien ve Robins (1987) çalışmasıyla ortaya çıkmaktadır. Ortalamanın koşullu varyansından etkilendiği ARCH-M modeli aşağıdaki gibi formülize edilmektedir[61] :

$$y_t = \mu_t + \varepsilon_t \tag{1.30}$$

$$y_t \left| \psi_{t-1} \sim N(\beta' x_t + \delta h_t, h_t) \right. \tag{1.31}$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \tag{1.32}$$

$$\varepsilon_t = y_t - \beta' x_t - \delta h_t \tag{1.33}$$

Denklem 1.30'da görüldüğü üzere ortalama modelinin risk priminden etkilenmesini temsil eden parametre δ risk primi parametresi olmakta ve bu parametre $\delta > 0$ ve istatistiksel anlamlılık olduğu durumda ortalamanın koşullu varyanstan etkilendiği bulgusunu ortaya koymaktadır.[62] δ değerinin 0'a eşit olduğu durumda model standart ARCH modeline dönüşmektedir. [63]

1.30 no'lu ortalama model denklemine sadece varyans modelinin geçmiş dönem hata terimlerini değil, aynı zamanda geçmiş dönem koşullu varyans değerlerini de dahil edersek elde edilecek model bize GARCH-M modelini verecektir :

$$y_t = \mu_t + \varepsilon_t \tag{1.34}$$

[61] Robert F. Engle, David M. Lilien, Russell P. Robins. "Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model.", **Econometrica: Journal of the Econometric Society,** 1987, ss.394-395.
[62] Brooks**, a.g.e.,** s. 410
[63] Engle, **a.g.e.,** s. 396

$$y_t \left| \psi_{t-1} \sim N(\beta' x_t + \delta h_t , h_t) \right. \tag{1.35}$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i h_{t-i}^2 \tag{1.36}$$

$$\varepsilon_t = y_t - \beta' x_t - \delta h_t \tag{1.37}$$

GARCH-M modeli için de δ parametresinin değerinin 0 olması halinde GARCH-M modeli standart GARCH modeline dönüşecektir.[64] ARCH-M ve GARCH-M modelinin temel modellerinden farkı, değişen koşullu varyansların dolaylı değil, ortalama modelini doğrudan etkilediğidir.[65]

Üssel GARCH (E-GARCH) Modeli : Önceki modeller volatil davranışların karakteristiğini simetrik dağılımda ele alırken aslında finansal zaman serilerinin volatil yapısı asimetrik etki şeklinde de ortaya çıka bilmektedir. Yani, negatif şokların etkisi ile pozitif şokların etkisi eşit düzeyde volatilite üzerinde etkiye sahip olmamaktadır. Nelson(1991) hata terimlerinin $[\varepsilon_t \sim (0, h_t^2)]$ dağılımına göre Genelleştirilmiş Hata Dağılımına (GED) uygun olan EGARCH modelini geliştirmiştir.[66] Buna göre EGARCH modelini karakterize eden formüller aşağıdaki gibidir :[67]

$$\ln h_t = \alpha_t + \sum_{i=1}^{\infty} \beta_i g(z_{t-i}) \tag{1.38}$$

$$g(z_t) = \theta z_t + \alpha \left[\left| z_t \right| - E \left| z_t \right| \right] \tag{1.39}$$

---

[64] Elyas Elyasiani, Iqbal Mansur, "Sensitivity of the Bank Stock Returns Distribution to Changes in the Level and Volatility of Interest Rate : A GARCH - M Model", **Journal of Banking and Finance**, C. 22 No. 5, 1998, s. 540

[65] Damodar Gujarati, **Örneklerle Ekonometri**, çev: Doç.Dr.Nasip Bolatoğlu, Ankara, BB101 Yayınları, 2016, s. 367

[66] Hakan Berument, Metin-Ozcan Kivilcim, Bilin Neyapti. "Modelling Inflation Uncertainty Using EGARCH: An Application to Turkey.", **Federal Reserve Bank of Louis Review,** C. 66, 2001, s.18.

[67] Daniel B. Nelson, "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach." **Econometrica: Journal of the Econometric Society, 1991**, ss. 350-351

$$\varepsilon_t = z_t \sqrt{h_t} \tag{1.40}$$

$$z_t = \frac{\varepsilon_t}{\sqrt{h_t}} \tag{1.41}$$

Burada Z_t ortalaması 0, varyansı 1 olan standardize edilmiş tesadüfi değişken niteliğindedir. Z_t, $0 < Z_t < \infty$ değer alıyorsa g(Z_t) doğrusal fonksiyon olmakta ve ARCH etkisi parametresi (α) ve asimetrik etki parametresi (θ) toplanmaktadır $(\theta + \alpha)$; $-\infty < Z_t \leq 0$ olduğu durum için ise parametreler çıkarmaktadır ($\theta - \alpha$). Bununla da koşullu volatilitenin asimetrik tepkisi ölçülmektedir.[68]

EGARCH (p,q) mertebesi üzre model yapısı aşağıdaki denklem üzerinden gösterilmektedir[69] :

$$ln(h_t) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \left(\alpha_i \frac{|\varepsilon_{t-i}|}{\sqrt{h_{t-i}}} + \theta_i \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sqrt{h_{t-i}}} \right) + \sum_{i=1}^{p} \beta_i ln(h_{t-i}) \tag{1.42}$$

1.42 no'lu denklemde q parametresinin istatistiksel anlamlılık ifade etmesi durumunda, asimetrik etkinin varlığı kanıtlanmaktadır. Bu değerin negatif olması ise kaldıraç etkisinden haber vermektedir.

GJR -GARCH Modeli : Kaldıraç etkisini hesaba katan başka bir model GJR GARCH modelidir. Glosten, Jagannathan ve Runkle (1993) tarafından önerildiği için model ismini buradan almaktadır. GJR-GARCH modelinin temel özelliği negatif ve pozitif şokların etkisini bir eşik değer belirleyerek gölge değişken aracılığıyla belirlemesidir.[70]

[68] Nelson, Daniel, **a.g.e.,** s.351
[69] McMillan, Speight, Apgwilym, **a.g.e.,** s. 440.
[70] Lawrence R Glosten, Ravi Jagannathan, David E. Runkle, "On the Relation Between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks.", **The Journal of Finance,** C. 48, No. 5 1993, s.1780

$$\varepsilon_t \left| \psi_{t-1} \sim N(0, h_t) \right. \tag{1.43}$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i}^{p} \beta_i h_{t-i} + \sum_{i=1}^{q} \gamma_i \varepsilon_{t-i}^2 D_{t-i} \tag{1.44}$$

$$D_{t-i} = \begin{cases} 1 & \varepsilon_{t-1} < 0 \text{ ise } \rightarrow \text{ olumsuz haberler} \\ 0 & \varepsilon_{t-1} \geq 0 \text{ ise } \rightarrow \text{ olumlu haberler} \end{cases} \tag{1.45}$$

D gölge değişkeni, hata teriminin alacağı değerin sıfırdan küçük olduğu zamanda 1 değerini, sıfırdan büyük veya 0'a eşit olduğu zamanda 0 değerini almaktadır. Böylece olumlu (pozitif şokların) ya da olumsuz haberlerin (negatif şokların) volatilite üzerinde eşik değer üzerinden değerlendirilmesi yapılmaktadır. Modelde asimetri etkisinin parametresi γ ile ölçülmektedir. Buna göre, $\gamma=0$ olduğu durumda GJR-GARCH modeli standart GARCH modeline dönüşmektedir. Diğer yandan eğer şoklar pozitif ise, volatilite etkisi sadece α_i kadar olmaktadır. Şoklar negatif yönlü ise, volatilite etkisi $\alpha_i + \gamma$ kadar olacaktır. Eğer γ parametresi istatistiksel açıdan anlamlı ve pozitif değer alıyor ise negatif şokların etkisinin pozitif şokların etkisinden daha fazla olduğu gözlemlenmektedir.[71]

1.1.4. Volatilite Endeksleri Oluşumu

Oluşan volatilitenin gözlemlenmesi ve buna göre bir öngörüde bulunulması oluşacak risklerin optimizasyonu açısından önem arz etmektedir. Buradan hareketle, zımni volatilite olarak isimlendirilen ve diğer adıyla örtülü volatilite olarak bilinen gösterge, gelecekteki volatilitenin tahminlenmesinde önem arz etmektedir. Zımni volatilite alım-satım opsiyon fiyatlarından hareketle oluşturulmakta, buna göre piyasa riskini ölçerek varlık fiyatlaması yapılmaktadır. Zımni volatilitedeki hareketlilik esas alınarak varlığın beklenen getiri öngörüsü gerçekleşmektedir. Örneğin, yatırımcıların

[71] Carter Hill, William E. Griffiths, Guay C. Lim, **Principles of Econometrics,** Danvers: John Wiley&Sons, 2010, s.528

piyasadaki ekonomik altyapı (örneğin temettüler) hakkındaki belirsizliğinin öngörülen oynaklığı etkilemesi ile bu belirsizlik zamanla gelişir ve kalıcı olduğu durumda, modeller zımni oynaklıkta beklenen etkiyi tetikler.[72]

Zımni volatilitenin oluşturulma ihtiyacının piyasa katılımcıları için risk ve belirsizlik tahminini karşılamasından hareketle farklı ülkelerdeki piyasalar üzerinde volatilitenin öngörülebilirliğinin ölçümü açısından çeşitli volatilite endeksleri oluşturulmaktadır. Zımni bir oynaklık endeksi, Riske Maruz Değer (VaR) hesaplaması için bir girdi değişkeni olarak kullanılabilir, borsadaki alım/satım fırsatlarını belirlemek ve gelecekteki piyasa oynaklığını tahmin etmek için kullanılabilir.[73] Volatilite endeksleri içinde en popüleri ve aynı zamanda yatırımcılar için küresel önem arz eden endeks Chicago Opsiyon Borsası (CBOE) tarafından 1993 yılında Robert E. Whaley tarafından oluşturulan ve S&P 100 hisse senedi endeksinin vadesine 30 gün kalan Amerikan tipi alım-satım opsiyonlarına dayalı olarak beklenen kâr paylarının zamanını ve miktarını dikkate alan binominal değerleme yöntemini dikkate alarak VIX göstergesi hesaplanmıştır. Bu endeks 2003 yılına kadar devam etmiş, ardından 2003 yılında CBOE, S&P 500 endeksinin alım ve satım opsiyon sözleşmelerini geniş bir şekilde analiz ederek piyasa katılımcılarına daha doğru rakamlar sağlamak için S&P 500 endeks opsiyonlarını temel kriter olarak benimseyerek volatilite endeksini düzenlemiştir. CBOE, oynaklık endeksinin yeni bir sürümünü piyasaya sürdükten sonra, oynaklık endeksinin 1993 tarihli eski volatilite endeksini VXO (eski VIX) olarak isimlendirmiştir. VIX endeksi, yatırımcıların gelecekteki 30 gün boyunca borsa oynaklığına ilişkin beklentilerini yansıtmak için S&P 500 endeks opsiyonlarının cari fiyatlarını kullanmaktadır. Buna göre VIX endeksinin formülü aşağıdaki şekildedir :

[72] Eirini Konstantinidi, George Skiadopoulos, Emilia Tzagkaraki. "Can the Evolution of Implied Volatility Be Forecasted? Evidence From European and US Implied Volatility Indices." **Journal of Banking & Finance,** C. 32, No. 11, 2008, s.2401

[73] George Skiadopoulos, "The Greek Implied Volatility Index: Construction And Properties.", **Applied Financial Economics,** C. 14, No. 16, 2004, s. 1188

$$\sigma^2 = \frac{2}{T}\sum_i \frac{\Delta K_i}{K_i^2} e^{RT} Q(K_i) - \frac{1}{T}\left[\frac{F}{K_0} - 1\right]^2 \quad (1.46)$$

$$\text{VIX} = \boldsymbol{\sigma} * 100 = 100 * \sqrt{\frac{2}{T}\sum_i \frac{\Delta K_i}{K_i^2} e^{RT} Q(K_i) - \frac{1}{T}\left[\frac{F}{K_0} - 1\right]^2} \quad (1.47)$$

Burada *T,* vadeye kalan süreyi, *F,* Opsiyonla türetilen vadeli fiyat, *K,* vadeli endeks seviyesine (F) eşit veya altındaki ilk kullanım fiyatı, K_i, i'nci zararda opsiyonun kullanım fiyatı; (eğer $K_i > K_0$ ise alım ve $K_i < K_0$ ise satım; $K_i = K_0$ durumunda ise hem alım, hem de satım opsiyonu), R vadeye kadar olan risksiz faiz oranını ifade eder.[74]

Buradan hareketle, VIX'te oluşacak yukarı yönlü sıçrayış, yatırımcıların volatilite beklentisinin arttığına işaret ederken, tersi durumda endeksteki düşüş volatilite beklentisindeki düşüşe işaret etmektedir. VIX endeksinin finansal piyasalardaki gayri-resmi adı " korku göstergesi" şeklinde ifade edilmektedir.[75] Bunun dışında VIX endeksi ile VXO endeksi arasında temel 2 fark bulunmaktadır : Bunlardan ilki dayanak varlıklar her iki endekste farklıdır. VIX endeksi Avrupa tipi opsiyonları, VXO ise Amerika tipli opsiyonları dayanak varlık olarak ele almaktadır. Diğer farklılık ise bu endekslerin dayandığı metodoloji farklılığıdır. VXO endeksi modele bağlı metodoloji içerirken, VIX endeksi ise modele bağlılık göstermemektedir.[76] Bu endekslerin dışında Amerika Birleşik Devletleri (ABD) için oluşturulan çeşitli volatilite endeksleri bulunmaktadır. CBOE ayrıca NASDAQ-100 Oynaklık Endeksi (VXN), DJIA Oynaklık Endeksi (VXD), Russell 2000 oynaklık endeksi (RVX) gibi diğer temel hedeflere dayanan birçok farklı oynaklık

[74] CBOE, "Volatility Index Methodology: Cboe Volatility Index", 2023, (Çevrimiçi) https://cdn.cboe.com/api/global/us_indices/governance/Volatility_Index_Methodology_Cboe_Volatility_Index.pdf, 01 Haziran 2023

[75] Ming Jing Yang, Meng-Yi Liu, "The Forecasting Power of the Volatility Index in Emerging Markets: Evidence From the Taiwan Stock Market.", **International Journal of Economics and Finance,** C. 4, No. 2 2012, s.217

[76] Niyazi Telçeken, "Volatilite Endeksleri, Önemi ve Türkiye Volatilite Endeksi.", **Doktora Tezi,** İstanbul, İstanbul Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2014, ss.59-60

endeksini piyasaya sunmuştur. Ancak bu endeksler içerisinde, VIX hala menkul kıymet piyasalarında en yaygın kullanılan bilgi göstergesi olmaya devam etmektedir.[77]

Volatilite endeksleri ABD dışında çeşitli gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde de bulunmaktadır. Almanya için oluşturulan oynaklık endeksi VDAX olarak isimlendirilmekte ve VDAX için sabit vade 45 gün olarak ele alınmakta ve endeksin hesaplanmasında Black & Scholes modeli metodolojik olarak benimsenmektedir. Nisan 2005'te Deutsche Börse VIX gibi varyansa dayalı metodolojiyi benimseyerek mevcut VDAX endeksini VDAX-NEW ile değiştirmiştir. Bu endekste aynı zamanda ana endeksin sabit vadesi 30 gün olarak belirlenmiştir.[78]

İngiltere için volatilite endeksi 2008 yılından itibaren FTSE100 endeksi bazında hesaplanmaya başlamış, VFTSE olarak isimlendirilmiştir. Bu endeks de modelden bağımsız metodoloji ile çalışmaktadır. Bununla beraber FTSE grubu tarafından FTSE100 ve FTSE MIB örtülü volatilite endeksleri de hesaplanmaya başlamış, buna göre FTSE100 örtülü volatilite endeksi için 30, 60, 90, 180 ve 360; FTSE MIB örtülü volatilite endeksi için ise 30,60,90 ve 180 gün kapsamında volatilite beklentisini içerecek şekilde endeks belirlenmiştir.[79]

Kanada için Motreal borsası 2002 tarihinde MVX volatilite endeksini geliştirerek XIU endeksine dayalı başabaş opsiyonların fiyatlarını temel alarak hesaplanmaktaydı. Daha sonra S&P/TSX 60 VIX oynaklık endeksi (VIXC) kullanılmaya başlanmış, bu endeks modelden bağımsız varyansa dayalı VIX endeksi ile aynı metodolojik hesaplamayı içermektedir.[80]

Gelişmekte olan ülkelere örnek olarak da Rusya, ilk kez 2010 yılından itibaren RTSVX isimli oynaklık endeksini uygulamaya koydu. RTS endeksinde vadeli işlem ve opsiyonların performansının toplu bir göstergesi olmayı temsil eden bu endeks 2013

---

[77] Yang, Meng-Yi, **a.g.e.,** ss.217-218

[78] Athanasios P. Fassas, Costas Siriopoulos, "Implied Volatility Indices–A Review.", **The Quarterly Review of Economics and Finance,** C. 79, 2021, ss.309-310

[79] FTSE Russell An LSEG Business, "FTSE Implied Volatility Index Series", August 2022, (Çevrimiçi) https://research.ftserussell.com/products/downloads/FTSE_Implied_Volatility_Index_Series.pdf, 02 Haziran 2023.

[80] Athanasios, Siriopoulos, **a.g.e.,** s.311

sonuna doğru yenilemeye gitti ve yerini 2014 yılı itibarile RVI oynaklık endeksine bıraktı. Önceki endeks Black & Scholes modelini temel aldığı halde RVI volatilite endeksi VIX metodolojisini benimsemekte ve ayrık olmakla beraber 30 günlük volatiliteyi ölçmektedir.[81]

Volatilite endeksleri sadece belirli bir piyasayı temsilen değil, aynı zamanda kıymetli madenler, emtialar hatta bireysel hisse senetleri, farklı dövizler üzerinde de kurulabilmektedir. Bu tip volatilite endekslerine altın volatilite endeksi (GVZ), petrol volatilite endeksi (OVX) gibi örnekler gösterilebilir.

Altın volatilite endeksi, CBOE Altın ETF Oynaklık Endeksi olarak altın fiyatlarının beklenen 30 günlük oynaklığının güncel bir piyasa tahminidir. Endeksin hesaplanması, SPDR borsa yatırım fonları ailesinin bir parçası olan SPDR Altın Hisseleri üzerindeki opsiyonlara uygulanan VIX metodolojisine dayanmaktadır. Endeks, vadesinin bitmesine en az 8 gün kalan birincil ve ikincil uzaklıktaki opsiyonların gerçek zamanlı alış/satış fiyatlarını kullanır ve bu opsiyonları, 30 günlük sabit bir beklenen oynaklık ölçüsü verecek şekilde ağırlıklandırır.[82]

Petrol volatilite endeksi, Amerika Birleşik Devletleri Petrol Fonu (USO) tarafından fiyatlandırıldığı şekliyle 2007 yılından itibaren ham petrolün beklenen 30 günlük süre için oynaklığının bir tahminidir. Bu endeks de CBOE tarafından geliştirilmiş ve VIX metodolojisini baz almıştır. OVX endeksinin sadece petrolü, S&P 500 endeksinin ise 500 şirketi temsili sebebiyle bu endeksler kıyaslandığında OVX volatilite endeksinin daha yüksek volatilite sergilediği gözlemlenmektedir.[83]

---

[81] Guglielmo Maria Caporale, Luis A. Gil-Alana, Trilochan Tripathy. "Volatility Persistence in the Russian Stock Market.", **Finance Research Letters,** C. 32, 2020, s.2.

[82] Securities and Exchange Commission, "Contract Specification for CBOE Gold ETF Volatility Index Options", https://www.sec.gov/rules/sro/cboe/2010/34-61859-ex3.pdf, 02 Haziran 2023.

[83] Asuman Erben Yavuz, "CDS, OVX ve VIX Endekslerinin BRICS ve MIST Ülke Borsa Endeksleri Üzerindeki Etkilerinin Karşılaştırmalı Analizi", **Doktora Tezi,** İstanbul, Başkent Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2022, s.17.

1.2. KÜRESEL FAKTÖRLER

Küresel faktörleri tanımlamadan önce ilk olarak küreselleşme kavramı kapsamında tanım yapılmalıdır. Küreselleşme ile ilgili yapılan farklı bakış açılarına sahip çeşitli tanımlar bulunmaktadır. Bayar (2008)'e göre küreselleşme; evrenselleşmenin, iletişim ve etkileşimin dünya genelinde farklı sosyal toplumlar ve devletler arasında artarak karşılıklı bağımlılık haline dönüşmesidir. Bu eğimin oldukça dinamik yapıda olduğu ve zaman ilerledikçe hızla uluslararası boyuta çıkmakta olduğu görülmektedir. Toplumlararası etkileşimin küreselleşme olgusu çerçevesinde ekonomik, politik, iletişimsel ve s. gibi çok boyutlu yapılara sahip olduğu bilinmektedir.[84]

Finansal küreselleşme olgusu ise, finansal araçlarla ticaretin getirinin nerede olursa olsun en yüksek olduğu yere küresel tasarrufları yönlendirme gücüne sahip olan bir grup finansal piyasa veya kurumu içermektedir. Finansal varlıkların ticaret ve dağılım imkanlarının serbestleşme süreci ulusal ekonomilerin finansal piyasalar üzerinde sınırlandırma getirmek gibi regülatif işlemlerini zorlaştırmış, parasal politikaların sadece ulusal ülke yönümlü düşünülerek kabul edilmesini engellemiştir.[85]

Küreselleşme iki aşamalı olarak ifade edilmekte: ilk aşamanın belirli bir bölge içerisinde bulunan komşu ülkelerin birbirleri arasında ekonomik sorunlara çözümlerin ortaklaşa çareler sunması, ekonomik, sosyal ve politik etkişelimin sağlanmasıyla "bölgesel pazar" oluşturması olarak nitelendirilmekte, ikinci aşamada ise bu bölgesel pazarların dünya ekonomisiyle bütünleşmesi ile küreselleşmenin tam anlamıyla entegrasyonunu kapsamaktadır.[86]

Bu tanımlardan yola çıkarak finansal anlamda küresel faktör kavramı; finansal araçlar üzerinde uluslararası yönlendirme gücüne sahip, dinamik yapılı, kendi piyasası için temsilcilik gücü bulunan, finans katılımcıları için finansal karar alma sürecinde yüksek etki potansiyeli taşıyan, birden fazla bölge üzerinde olumlu/olumsuz ekonomik ve

---

[84] Fırat Bayar, "Küreselleşme Kavramı ve Küreselleşme Sürecinde Türkiye.", **Uluslararası Ekonomik Sorunlar Dergisi,** C. 32, No. 4, 2008, ss.25-26

[85] Grahame F. Thompson, "'Financial Globalisation' and the 'Crisis': A Critical Assessment and 'What is To Be Done'?.", **New Political Economy,** C. 15, No. 1, 2010, ss.127-128

[86] Cahit Aydemir, Mehmet Kaya, "Küreselleşme Kavrami ve Ekonomik Yönü.", **Elektronik Sosyal Bilimler Dergisi,** C. 6, No. 20, 2007, s. 265

finansal tesir gücüne sahip faktörler olarak tanımlanmaktadır. Bu tanıma göre, uluslararası kıymetli maden piyasasını temsilen altın, uluslararası emtia piyasasını temsilen petrol, kripto para piyasasını temsilen Bitcoin, uluslararası döviz piyasasını temsilen dolar endeksi, gelecek volatilite beklentisi açısından yatırımcılar için önemli gösterge olan ve "korku endeksi" olarak ifade edilen VIX endeksi finansal anlamda etkileşim gücüne sahip olmakta ve küresel faktörleri temsil etmektedir.

1.2.1. Petrol

Petrol uluslararası emtia piyasasında en önemli etki gücüne sahip araçlardan biridir. Dünya genelinde birçok petrol türü finans piyasalarına konu olmaktadır. Örneğin, Brent petrol, Batı Texas petrolü (WTI) ve Umman petrolü en fazla işlem gören petrol grubundadırlar. Bu petrol türleri işleme maliyetleri, kullanım alanları ve kalite düzeylerine göre birbirinden farklılaşmaktadır. Ancak bu petrol türleri içerisinde fiyat referansı Brent petrol üzerinden ele alınmaktadır. Brent petrolün 1988 tarihinden başlayarak Uluslararası Petrol Borsası (IPE)'de işlemi gerçekleştirilirken, 2000 tarihinden ise Uluslararası Emtia Borsası (ICE)'de işlem görmektedir. Petrol ticareti hem spot petrol piyasaları üzerinden petrol ürünlerinin anında teslim edilmesini temin etmekte veya türev petrol piyasalarında vadeli sözleşmelerle işlem yapılmaktadır. Türev petrol piyasaları özellikle geçmişte oluşan petrol fiyat şoklarından sonra dalgalanmaların neden olduğu fiyat riskinden korunmak için rağbet görmektedir.

Tarihsel perspektiften bakıldığında özellikle petrol ihracatçısı ülkelerde oluşan jeopolitik sorunlar veya ekonomik, siyasi krizler petrol fiyatlarında da yüksek dalgalanmalara neden olarak dünya genelinde negatif etkileri beraberinde getirmiştir. Buna örnek 1973 yılındaki büyük petrol krizini örnek gösterebiliriz. Petrol İhraç Eden Ülkeler Birliği (OPEC) tarafından ABD'ye uygulanan petrol ambargosu ile beraber özellikle gelişmiş ülkelerin sanayilerinin petrolden bağımlılığını dikkate alarak petrol üretim kısıtlamaları ile ülkeler enerji darboğazına girmiştir. 1973'ten sonraki süreçte de OPEC piyasaya hakim olmaya devam etmiş ve dolayısıyla petrol fiyatlarında etkin güce çevrilmiştir. OPEC'in petrol piyasası üzerindeki etkisi 1980'li yılların ortasından başlayan

serbest piyasa ekonomisine geçişle beraber azalma ivmesi kazanmıştır. Dolayısıyla, bu tip bir emtia taşıdığı önem ve ekonomik ihtiyaç sebebiyle oluşabilecek fiyat artışında enflasyonist baskı ile beraber hem de yavaş büyüme akımı oluşturma eğilimindedir. Nitekim, gerçekleşen petrol krizi sonrasında yüksek enflasyon ve büyük bir ekonomik darboğaz bu sürecin devamını oluşturmuştur. [87]

Petrol fiyatlarına uzun ve kısa vadeli etki eden faktörler bulunmaktadır. Bu etkilere özellikle arz-talep dengesinin petrol fiyatı üzerinde etkisi, petrol piyasası ve OPEC etkisi, kıtlık rantı (scarcity rent) etkisi, jeopolitik nedenler, spekülasyonlar, döviz piyasasında meydana gelen hareketliliğin petrol üzerinde etkisi gibi birçok faktör belirleyici konumdadır.[88]

Şekil 3. Brent Petrol Fiyatı İçin 10 Yıllık Zaman Serisi



Kaynak : https://finance.yahoo.com/ (08.06.2023)

[87] Aaron D.Wood, Charles F. Mason, David Finnoff. "OPEC, The Seven Sisters, and Oil Market Dominance: An Evolutionary Game Theory and Agent-Based Modeling Approach." **Journal of Economic Behavior & Organization,** C. 132, 2016, ss.66-67

[88] Ali Osman Solak, "Petrol Fiyatlarını Belirleyici Faktörler.", **Uluslararası Alanya İşletme Fakültesi Dergisi,** C.4, No. 2, 2012, ss.119-122.

1.2.2. Altın

Altın bin yıllar boyunca ticarette değişim aracı olma, kıymetli maden özelliği taşımakla beraber değer biriktirme aracı olarak kullanılmış ve bugün de bu özelliğini sürdürmeye devam etmektedir. Altın için farklı ölçüm birimleri kullanılsa da uluslararası piyasalarda altın ons birimi üzerinden fiyatlandırılmaktadır. Ons ölçü birimi de ağırlık farklılığına göre bazı çeşitleri bünyesinde bulundurmakta ancak uluslararası altın fiyatları Troy ons'u üzerinden açıklanmakta ve 1 Troy onsu tam olarak 31.103476 grama eşit olmaktadır. Altın, tarihi geçmişi itibarile birlece yıl öncesinden toplumlarda genel kabul görmüştür. Altının saflık oranına göre ifade edilmesi ise çeşitli sistemler üzerinden yapılmaktadır. Buna göre, altının saflığı üç farklı sistemle : yüzdelik sistem, milyem sistemi ve karat sistemi ile derecelendirilmektedir.[89]

Altının önemi özellikle 15-18. yüzyılları kapsayan Merkantilist ekonomik sistemi zamanında daha da önem kazanmıştır. Bu sisteme göre bir ülkenin ekonomik zenginliği o ülkedeki toplam altın ve diğer kıymetli madenlerle ölçülmekteydi. O zamanın ekonomik politikalarında altının ülke rezervi olarak arttırılması gerektiği ve bu doğrultuda ülkenin zenginleştirilmesi gerektiği savunulmaktaydı. Sisteme göre, ödemeler dengesinde fazlalık gerçekleştirilmesi gerektiği önem arz etmektedir. Bu dönemde ülkeden altın çıkışının engellenmesi amacıyla çeşitli gümrük vergileri ile kısıtlayıcı tedbirler uygulanmıştır.[90]

Sonraki dönemlerde özellikle 1873-1914 yılları arasında Altın Standardı sistemi kullanılmaya başlanmış, bu dönemde altın bütün ekonomide hakim konuma ulaşmıştır. Ardından dünya savaşları döneminde İngiltere öncülüğünde Avrupa ülkeleri altın sikke standardını bırakarak kağıt para kullanımına geçmiştir. Bu dönemde kağıt paralar altına konvertibilite olmasına rağmen özellikle savaş sonrasında ülkelerdeki altın stoklarının erimesiyle beraber bu konvertibilite durumuna ara verilmiştir. Hemen ardından Bretton Woods sisteminin başlaması ile beraber altın kambiyo sistemine geçit sağlanmış ve uluslararası sistemde sadece ABD doları-altın konvertibl olma hakkı sağlanmış, sisteme

[89] Serdar Çıtak, **Altın (24 Ayar'ın Hikayesi)**, İstanbul: Düşyıldızı Yayınları, 2.Baskı, 2006, s.15
[90] Gültekin Rodoplu, Bilge Leyli Elitaş. "Parasal Sistemde Altının Yeri ve Altına Dayalı Finansal Araçlar.", **İşletme Araştırmaları Dergisi,** C. 10, No. 1, 2018, s.678.

göre ABD dışındaki tüm üyeler kendi ulusal paralarının değerini Amerikan dolarına bağlayarak rezervlerini dolar olarak tutmaktaydı. Bu anlamda sabit ama ayarlanabilir kur sistemine göre 1 ons altın 35$ olarak belirlenmişti. Ancak 1973 yılına gelindiğinde sistemin korunması mümkün olmamış ve ülkeler bu sistemi terk etmek durumunda kalmıştır. [91]

Bretton Woods sisteminin çökmesiyle altın liberal bir altın piyasası dönemi başlamıştır. Altın ekonomik, siyasi belirsizlik ve enflasyon riskleriyle mücadelede hedge amaçlı güvenli liman yatırım aracı olarak varlığını halen sürdürmekte ve bu anlamda ülkelerin merkez bankaları için uluslararası rezerv aracı niteliği taşımaktadır. Altın fiyatları uluslararası piyasalarda özellikle ABD doları üzerinden ons başına fiyatlandırılmaktadır. Altın ticareti için en önemli üç merkez bulunmaktadır. Bunlar; Londra Tezgah Üstü (OTC) Piyasası, Şangay Altın Borsası (SGE) ve ABD Vadeli İşlemler Piyasası (COMEX)'dir. Bunlar dışında dünyanın çeşitli ülkelerindeki ikincil piyasa merkezleri de altın ticaretini desteklemektedir. Altın fiyatları çeşitli faktörlerin etkisiyle dalgalanma gösterebilmektedir. Bu faktörlere genel olarak altın arz ve talebindeki değişim, altın çıkarma maliyetlerindeki değişim, enflasyon, faiz oranları gibi makroekonomik değişkenlerdeki hareketlilik, menkul kıymet piyasaları, ülkelerin para birimlerinde (özellikle dolar gibi) oluşan değer etkisi, petrol fiyatlarındaki dalgalanma, ekonomik ve siyasal istikrarsızlıklar gibi etkenler örnek gösterilebilir.[92]

Şekil 4. Altın Fiyatı İçin 10 Yıllık Zaman Serisi

[91] Halil Seyidoğlu, **Uluslararası Finans,** İstanbul: Güzem Can Yayınları, 4.Baskı, 2003, s.13

[92] Kübra Saka Ilgın, "Altın ve Petrol Fiyatları ile Volatilite Endekslerinin Hisse Senedi Piyasaları Üzerindeki Etkisi : Gelişmekte Olan Ülkeler Üzerine Bir İnceleme", **Doktora Tezi,** Erzincan, Binali Yıldırım Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2019, ss.92-95.



Kaynak : https://finance.yahoo.com/ (08.06.2023)

1.2.3. Dolar Endeksi

Uluslararası finans piyasalarında yakından takip edilen bir diğer önemli değişken Dolar endeksidir (DXY). 1973 yılından itibaren Amerikan Merkez Bankası (FED) tarafından ABD'nin en fazla işlem hacmine sahip 6 para birimi karşısındaki değerini belirlemek ve kıyaslamaları yapabilmek adına hazırlanmıştır. Bu para birimlerine Euro, Yen, Sterlin, Kanada Doları, İsveç Kronu ve İsviçre Frangı dahildir. Bu para birimleri endeks hesaplanmasında farklı ağırlıklar taşımaktadır. Ağırlıkların endeks içindeki payı sırasıyla: Euro (EUR) - %57.6, Japon Yeni (JPY) - %13.6, İngiliz Sterlini (GBP) - %11.9, Kanada Doları (CAD) - %9.1, İsveç Kronu (SEK) - %4.2, Isviçre Frangı (CHF) - %3.6 düzeyinde yer almaktadır.[93] Euro öncesi 1999 yılına kadar Dolar endeksinin hesaplanmasında Euro yerine 5 para birimi kullanılmıştır. Bu para birimleri ve ağırlıkları

[93] Intercontinental Exchange, (Çevrimiçi) https://www.theice.com/publicdocs/ICE_USDX_Brochure.pdf, 09 Haziran 2023

ise sırasıyla : Alman Markı - %20.8, Fransız Frangı - %13.1, İtalya Lireti - %9, Hollanda Guldeni - %8.3, Belçika Frangı – %6.4 şeklinde yer almıştır.[94]

Dolar endeksi hesaplamasında başlangıc referans değeri 100 olarak alınmıştır. Buna göre, endeksin 100 'ün üzerine çıkması Doların diğer para birimleri karşısındaki değerinin artışını ifade ederken, endeksteki düşüş ise diğer para birimleri karşısında değerin düştüğünü ifade etmektedir. Ayrıca, finansal piyasa katılımcıları, araştırmacılar ve diğer ilgili paydaşlar tarafından dikkatle izlenen dolar endeksi, forex ve hisse senedi piyasası gibi piyasalarda işlem yapan kişilere yol gösterici olduğu gibi, piyasalardaki etkileşimleri karakterize etmeye çalışan araştırmacılar için de bir pusula niteliğindedir. Dolar endeksinin formülü aşağıdaki şekildeki gibidir:[95]

$$DXY = C * \prod_{i=0}^{n} (Spot\ Kur_{it})^{W_i} \tag{1.48}$$

Formüle göre *C* sabit katsayıyı ifade etmekte ve endeks oluşturulurken 100 değerini ala bilmesi için gereken sayıyı ifade etmektedir. *W* ise her para biriminin endeksteki sahip olduğu ağırlığı temsil etmektedir. Buna göre formülün daha somut hali aşağıdaki gibidir :

$$50.14348112 \text{ x } EURUSD^{-0.576} \text{x } USDJPY^{0.136} \text{x } GBPUSD^{-0.119} \text{x } USDCAD^{0.091} \text{x } USDSEK^{0.042} \text{x } USDCHF^{0.036}$$

Bu formül sonucunda endeksin değeri elde edilmektedir. Her para biriminin ağırlığı kadar üssü alınmaktadır. EURUSD ve GBPUSD için ise dolar baz döviz olmadığı için negatif değeri kullanılmıştır. Formülde yer alan 50,14348112 sabit çarpanı ise endeksin hesaplandığı ilk gün için endeksi 100 değerine eşitleyen çarpandır.

[94] Ahmet Çelik, "Dolar Endeksi(DXY) Nedir? Finansal Piyasalara Etkileri Nasıl Olur?", Kasım 2018, (Çevrimiçi) https://www.kto.org.tr/d/file/dolar-endeksi-(dxy)-nedir-ve-finansal-piyasalara-etkileri-nasil-olur--ahmet-celik.pdf, 09 Haziran 2023.
[95] Intercontinental Exchange, "ICE FX Indices (DXY, ICELX, ICEEX, ICEJX)" 02 Nisan 2021, (Çevrimiçi) https://www.theice.com/publicdocs/data/ICE_FX_Indexes_Methodology.pdf, 09 Haziran 2023.

Şekil 5. Dolar Endeksi İçin 10 Yıllık Zaman Serisi



Kaynak : https://finance.yahoo.com/ (09.06.2023)

1.2.4. Bitcoin

Bitcoin'in de içerisinde bulunduğu kripto para piyasası, 1 trilyon doların üzerinde değere sahip olan* ve yatırımcılara alternatif finansal varlıklar sunan önemli bir piyasa niteliğindedir. Bitcoin ve diğer bütün kripto para birimleri arkalarındaki temel işleyiş sistemi olan blok zincir teknolojisine dayanmakta; bu sistem ile işlemlerin güvenli bir biçimde faaliyeti temin edilmektedir. Kripto paranın başlangıcı 2008 yılında Satoshi Nakamoto isimli kişi veya grup tarafından Bitcoin'in tanıtılması ile başladı. Bu para birimi madeni para veya banknot niteliğinde olmayan, fiziksel bir yapıyı temsil etmeyen para birimi olarak yeni bir ekosistemi beraberinde getirdi. Bitcoin protokolü ile kullanıcıların birbirlerine mal satmak, Bitcoin depolamak, diğer para birimlerini Bitcoin ile takas etmek gibi olanaklar sağladığı görülmektedir. Bitcoin madenciliği olarak isimlendirilen işlemle

* Tradingview 10 Haziran 2023 verilerine göre

yeni Bitcoin üretimi yapılabilmekte dolayısıyla piyasada sayıca artan Bitcoin miktarı oluşmaktadır.[97]

Bitcoin'in yatırımcılar tarafından ilgi görmesinin bir diğer nedeni kripto para tabanlı işlemlerin geleneksel finansal araçlarla kıyaslandığında daha düşük maliyete ve anonimliğe sahip olmasıdır. Ayrıca, Bitcoin'in aracı ve komisyoncusu bulunmamakta, her hangi sözleşme ile sınırlandırıcı özellikler taşımamakta, gerçekleştirilen işlemlerde benzersiz bir imza yöntemi temel alınarak doğrulama işlemi yapılmakta yani çift kullanım ile tekrar eden transfer girişimi engellenmektedir. Ancak diğer taraftan, kripto para piyasasının her hangi bir ülkeye bağlı olmaması ülkeler genelinde yasal otoritelerin kabul ettikleri ilgili kararların kripto para piyasasını etkilememesi ile sonuçlanmaktadır. Bu durum teknolojik ilerlemeyle birlikte kara para aklama gibi yasadışı eylemlere aracılık teşkil etmektedir.[98]

Bitcoin kendi içerisinde en fazla 0,00000001 kadar bölünebilmekte olup bu en küçük birim Satoshi olarak adlandırılmaktadır. 2023 Haziran ayı itibariyle kripto para piyasasında 10000 üzerinde kripto para birimi bulunmakta ve Bitcoin'in bu toplam para birimleri üzerindeki ağırlığı yaklaşık %49.8 teşkil etmektedir.[99]

Şekil 6. Bitcoin Fiyatı İçin 10 Yıllık Zaman Serisi

[97] Harald Vranken, "Sustainability of Bitcoin and Blockchains.", **Current Opinion in Environmental Sustainability,** C. 28, 2017, ss.1-9.
[98] Danton Bryans, "Bitcoin and Money Laundering: Mining For An Effective Solution.", **Ind. LJ**, C. 89 2014, s. 441.
[99] https://coinmarketcap.com/, 10 Haziran 2023



Kaynak : https://finance.yahoo.com/ (10.06.2023)

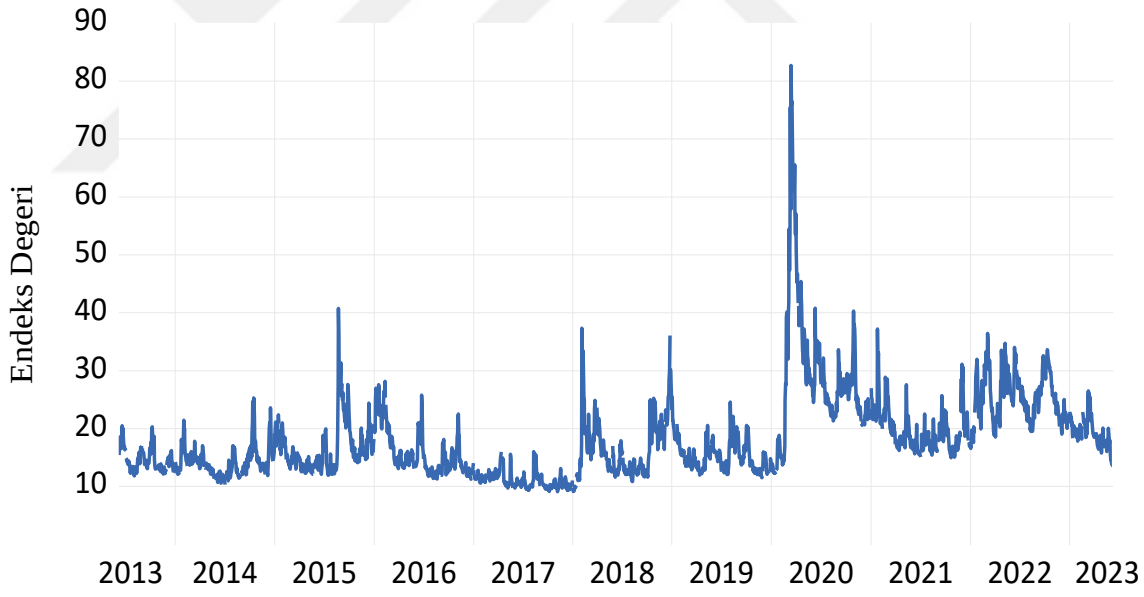
1.2.5. VIX Endeksi

CBOE VIX endeksi veya kısaca VIX endeksi, borsadaki gerçek zamanlı riskin kısa vadeli bir ölçüsüdür ve resmi olmayan adıyla korku endeksi olarak görülür. VIX endeksindeki günlük hareketler, piyasa algılarının zaman içinde nasıl dalgalandığını gösterir ve sermaye piyasasında risk yönetimi için önemli bir araç görevini üstlenir. VIX endeksinin günden güne hareketleri, yalnızca değişen piyasa risk algıları hakkında iyi bir kontrol olarak değil, aynı zamanda volatilite ticareti, opsiyon stratejileri ve VIX vadeli işlemleri için de önemlidir. VIX endeksi önceleri S&P 100 endeksinde yazılan opsiyonlar için oluşturulmuş ve daha sonra S&P 500 endeksini temel alarak hazırlanmıştır. 2003 yılından bu yana, VIX endeksi, S&P 500 endeksinde yazılan opsiyonların zımni oynaklığının ölçüsüdür. Endeksteki alım-satım opsiyonları farkı düşük olduğunda VIX endeksi de düşük, fark yüksek olduğunda ise VIX endeksi yüksek değerde oluşmaktadır. Belirsizliğin oluşacağına dair beklentilerin oluşması halinde opsiyonların işlemleri

artmaya başlamasıyla opsiyon spreadları artışı sonucunda VIX endeksi de yükselme eğilimine girer.[100]

VIX endeksi ile S&P 500 endeksi ters korelasyon ilişkisine sahiptir. S&P 500 endeksindeki bir artış beklentilerle ilgili pozitif mesaj verdiği için VIX endeksi düşmeye başlayacak, aksi durumda ise yükselme süreci başlayacaktır. Kabul edilen genel kanıya göre, VIX endeksinin %30 üzerinde bir artış sergilemesi piyasada risk algısının artması ve gelecek beklentilerinin negatif olduğuna, %20'den fazla düşmesi durumu ise piyasa katılımcıların beklentilerinin pozitif yönlü olduğuna işaret etmektedir.[101]

Şekil 7. VIX Endeksi İçin 10 Yıllık Zaman Serisi



Kaynak : https://finance.yahoo.com/ (10.06.2023)

[100] Hakan Öner, "Korku Endeksi ile Gelişmekte Olan Ülke Tahvil Piyasaları Arasındaki İlişkinin Ampirik Analizi.", **Muhasebe Bilim Dünyası Dergisi,** C. 21, No. 1, 2019, s.141

[101] Abdulkadir Kaya, Ali Çoşkun, "VIX Endeksi Menkul Kıymet Piyasalarının Bir Nedeni midir? Borsa İstanbul Örneği", **Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi,** C. 16, No. 1, 2015, s.176

2. BÖLÜM

STOKASTİK VOLATİLİTE MODELLERİ

2.1. STOKASTİK VOLATİLİTE MODELLERİ

Varyansın zamana bağlı değişmesi koşulu ARCH tipli modeller ile oynaklık modeli yapısıyla belirtilmiş, ancak ARCH/GARCH tipli yapılarda oynaklığın sadece arch ve garch parametrelerinden oluşması durumu volatilitenin tahminlenmesinde kısıtlı gücü beraberinde getirmiştir. Dolayısıyla bu modellerin yetersizliğini dikkate alarak Taylor (1986)[102] çalışmasında deterministik modellere alternatif olarak stokastik volatilite modellerinin temel yapısı hakkında bilgi vermiş, stokastik volatilite modellerinde oynaklığın gözlenemeyen, yani başka bir ifadeyle latent yapıda olduğunu belirtmiştir. Ayrıca, stokastik oynaklık modellerinin log-normal dağılımlar üzerinde istatistiksel özelliklerinin belirlenmesi ve çıkarsınım imkanı daha yüksektir. Diğer taraftan, oldukça popüler olan GARCH modelleriyle karşılaştırıldığında, özellikle günlük finansal getiri serilerinde sıklıkla gözlemlenen ana ampirik özellikleri daha uygun bir şekilde belirleyebilme gücüne sahip modeller olarak karşımıza çıkmaktadır.[103] Stokastik volatilite modelleri GARCH modelleri ile kıyaslandığında bazı avantajları beraberinde sunmaktadır. Örneğin, stokastik volatilite modellerinin istatistiksel yapılarının benimsenmesi oldukça kolaydır; çok değişkenli yapılara dönüştürülmesi oldukça kolaydır; gerçekçiliği itibarile finansal modellemede kullanılmaya daha uygundur; finansal varlıkların ampirik özelliklerini daha kapsamlı ifade etmektedir.[104]

Stokastik volatilite modellerinin tahminleme yöntemleri oldukça farklı yapılarla incelenmektedir. Stokastik volatilite modellerinde gözlemlenen zaman serisi ile

---

[102] Stephen J Taylor, **Modelling Financial Time Series**, U.K. John Wiley, 1986

[103] Carmen Broto, Esther Ruiz. "Estimation Methods For Stochastic Volatility Models: A Survey.", **Journal of Economic Surveys,** C. 18, No. 5, 2004, s. 613.

[104] Santiago Pellegrini, A. Rodrigez. "Financial Econometrics and SV models." (Çevrimiçi) https://citeseerx.ist.psu.edu/document?repid=rep1&type=pdf&doi=a31d3cbb6f241f7d2c54c94f622e17dfaf6a25c2, 16 Haziran 2023.

gözlemlenemeyen volatilite yapısı arasında ilişki ele alınmaktadır. Bayesyen tekniklere dayanan çözümleme ile önce bilinmeyenlerin önsel (prior) dağılımı ve eldeki gözlemlerin olabilirlik fonksiyonu kullanılmaktadır. Bayesyen yaklaşımda genel görüş örneklem büyüklüğünün artması ile önsel dağılımın sonsal (posterior) dağılım üzerindeki etkisinin düşmesidir. Bilinmeyen parametrenin ω olduğunu varsaydığımızda gözlemlerin ve bilinmeyen birleşik olasılık dağılımında formülün aşağıdaki şekli alacağı bilinmektedir :

$$P(\omega, y) \propto P(\omega)P(y|\omega) \tag{2.1}$$

2.1 formülünde P(ω), ω'nin önsel olasılık fonksiyonunu ifade etmekte, $P(y|\omega)$ ise olabilirlik fonksiyonunu temsil etmektedir. Önsel dağılımın olabilirlik fonksiyonuyla birleşik hali modelin sonsal dağılımını vermektedir. Parametre değişkenlerinin birden fazla olduğu ω'=(ω_1,...,ω_N) durumu için ise :

$$P(\omega|y) \propto P(\omega_1)P(\omega_2|\omega_1)P(\omega_3|\omega_2)...P(y|\omega_1, \omega_2, ..., \omega_N) \tag{2.2}$$

Modelde ω_1'nin bilinmesi durumunda ω_2'nin önsel dağılımı olmakta ve parametrelerin bağımsız olması durumunda ise $P(\omega_2|\omega_1) = P(\omega_2)P(\omega_1)$ şeklinde olacaktır.[105]

Bu dağılımlardan hareketle, genel haliyle tahmin yöntemleri çokluk teşkil etmektedir. Bu metodlar içerisinde en yaygın olanı en çok benzerlik tabanlı metodlardır. Bu metodlara da Monte Carlo Markov Zinciri (MCMC) ve Etkin Önem Örneklemesi (EIS) gibi yöntemler dahildir. Bunun dışında momentler yöntemi (MM), Kalman filtreli yarı en çok benzerlik yöntemi (QML), simulasyonlu en çok olabilirlik yöntemi (SML) gibi yöntemler de uygulamada sınanmaktadır. Bu modellerin bazılarında parametre tahminlerinin tahmininde etkilik sorunu ile karşılaşılmaktadır. Stokastik volatilite

[105] Adrian E. Raftery, "Bayesian Model Selection in Social Research.", **Sociological Methodology,** 1995, ss.126-127.

tahminlerinde özellikle yüksek boyutlu integrallerin kullanılması zamanı en etkin sonuçları sunan MCMC yöntemi oldukça yaygın kullanıma sahiptir. MCMC yönteminde zincirlerle rastgele sayılar üretilmekte, zincirin uzun çalışmasıyla elde edilmek istenen son dağılım şekline gelinmektedir. Tesadüfi olarak çekilen örneklemler üzerinden özet istatistikler ortaya çıkartılır ve bununla da sonsal dağılımın medyanı, ortalaması ve elde edilen en yüksek sonsal yoğunluk aralığı bulunur. MCMC'nin uygulanmasında en önemli adım, dağılım için en etkin algoritmanın seçimini yapmaktır. Bu algoritma seçimi ile başlangıç değerlerinin seçimine bakılmaksızın sonsal dağılımın elde edilmesi daha etkin elde edilmektedir. MCMC uzun benzetim sürecinde uygulandığında sonsal dağılımın doğruluğu daha yüksektir. Bunun için model çok sayılı tekrarlar (iteration) yapmakta, tekrar sayısının belirlenmesinde MC hata değerine bakılmaktadır. Bu değer yapılan tahminlemenin standart hatasını ifade etmektedir ve 0.05'ten küçük değer elde etmesi beklenmektedir.

MCMC yöntemi için Metropolis-Hastings ve Gibbs algoritmaları en popüler olanlarıdır. Metropolis-Hastings algoritması Metropolis algoritmasının geliştirilmiş halidir. Metropolis algoritmasında kısıt olarak örneklem dağılımının simetrik yapıda olması gerekli iken Metropolis-Hastings algoritmasında bu kısıt bulunmamaktadır. Algoritma ile h_t'den h_{t+1}'e geçiş olasılıkları yalnızca h_t bilinmeyen parametresine bağlı olan $(h_0,\ldots,h_N)$ N sayıda iterasyon ile Markov zincirleri oluşturulur. Buna göre Metropolis-Hastings formülü aşağıdaki yapıdadır :[106]

$$min\left(\frac{p(h_t^n)/f(h_t^n)}{p(h_t^{(n-1)})/f(h_t^{(n-1)})},1\right) \tag{2.3}$$

2.3 no'lu algoritma yapısından görüldüğü üzere, parametre değerleri tam koşullu dağılımlardan elde edilmeyip, yerine belli bir olasılıkla öneri dağılımından türetilmektedir.

[106] Eric Jacquier, Nicholas G. Polson, Peter E. Rossi, "Bayesian Analysis of Stochastic Volatility Models With Fat-Tails and Correlated Errors.", **Journal of Econometrics,** C. 122, No. 1, 2004, s.188.

MCMC yönteminin diğer algoritması olan Gibbs algoritması ise Metropolis-Hastings algoritmasının özel durumunu yansıtmaktadır. Algoritmanın işlevselliği için N sayıda iterasyon için birinci iterasyonda başlangıç değerleri $\omega^{(0)} = (\omega_1^{(0)},...,\omega_M^{(0)})$ şeklinde belirlenir. Daha sonra $\underline{\omega}^{N-1}$ yardımıyla parametre değerlerinin ardışık türetilmesi yapılmaktadır :

$$\begin{aligned}
&\omega_1^N \sim P(\omega_1 \left| \omega_2^{N-1},...,\omega_M^{N-1} \right.) \\
&\omega_2^N \sim P(\omega_2 \left| \omega_1^N, \omega_3^{N-1}...,\omega_M^{N-1} \right.) \\
&. \\
&. \\
&. \\
&\omega_M^N \sim P(\omega_M \left| \omega_1^N, \omega_2^N ...,\omega_{M-1}^N \right.)
\end{aligned} \tag{2.4}$$

Daha sonrasında ise iterasyon sayısı N değeri 1 arttırılır ve bu durum yakınsama gerçekleşene kadar devam eder.[107]

Taylor (1994)[108] çalışmasında stokastik volatilite modelinin genel halini aşağıdaki model ile ifade etmiştir :

$$r_t = \mu_t + y_t \tag{2.5}$$

$$y_t = \sigma_t \varepsilon_t \tag{2.6}$$

$$h_t = var(r_t \left| R_{t-1} \right.) \qquad R_{t-1}=(r_1, r_2, r_3,...,r_{t-1}) \tag{2.7}$$

Burada r_t bir finansal zaman serisini, h_t koşullu varyansı, μ sabit terim değişkenini, y_t ise ortalama modelin stokastik süreci kapsayan hata terimi olarak modelde yer

[107] Atilla Yardımcı, Aydın Erar, "Aykırı Değer Varlığında Doğrusal Regresyonda Değişken Seçimine Gibbs Örneklemesi Yaklaşımı.", **Gazi University Journal of Science,** C. 18, No. 4, 2010, s.606.
[108] Stephen J. Taylor, "Modeling Stochastic Volatility: A Review and Comparative Study.", **Mathematical Finance,** C. 4, No. 2, 1994, ss.183-204.

almaktadır. $(r_t - \mu)/\sigma_t$ için normal dağılım burada benimsenen stokastik oynaklık tanımının önemli bir bileşenini teşkil etmektedir. Taylor (1986) çalışmasında h_t için pozitif olması ve AR(1) süreci izlediğini vurgulamış, bu sebeple oynaklığın logaritmik değerlerini dikkate alarak modeli aşağıdaki şekilde tanımlamıştır:

$$y_t = \beta\sqrt{h_t}\varepsilon_t \tag{2.8}$$

$$\log(y_t^2) = \mu + h_t + \xi_t \tag{2.9}$$

$$\log h_t = \phi \log h_{t-1} + \eta_t \qquad \eta_t \sim N(0, \sigma^2) \tag{2.10}$$

Burada β, log-volatilite denklemine sabit bir terim dahil etme gerekliliğini ortadan kaldıran bir ölçek parametresini, ε_t ortalama modelinin hata terimini, ξ_t logaritmik getiri serisi denkleminin hata terimini, η_t logaritmik oynaklık modelinin hata terimini, ϕ ise oynaklığın kalıcılık parametresini temsil etmektedir. Varyans denkleminin hata terimi olan η_t Gaussyan beyaz gürültü süreci izlemekte, dolayısıyla ortalama modelinin hata teriminden bağımsız olduğu varsayılmaktadır. Volatilite modelinin ortalaması ve koşulsuz varyansı sırasıyla, $\mu_h = E(h_t) = \frac{\gamma}{1-\phi}$, $\sigma_h^2 = Var(h_t) = \frac{\sigma_n^2}{(1-\phi^2)}$ olarak tanımlanmaktadır. 2.5 no'lu gösterim için $h_t = log\sigma_t^2$, $\xi_t = \log\varepsilon_t^2 - E(\log\varepsilon_t^2)$ ve $\mu = \log\beta^2 + E(\log\varepsilon_t^2)$ olarak belirlenmektedir. ϕ parametresinin 1'den küçük olması h_t'nin durağanlığını oluşturmaktadır.[109] Ayrıca ϕ parametresinin 1'e yakın, σ_η^2 için ise 0'a yakın elde edilen değer finansal varlığın volatilitesi hakkında öngörülebilirliği ifade etmektedir. ϕ parametresinin 1, σ_η^2'nin ise 0'a eşit olması durumunda volatilitenin zamana göre sabit ve getirilerin sabit varyanslı (homoscedastic) yapıda olduğunu belirtmektedir.[110] Stokastik

[109] Carnero M. Angeles, Daniel Peña, and Esther Ruiz, "Persistence and Kurtosis in GARCH and Stochastic Volatility Models.", **Journal of Financial Econometrics,** C.2, No. 2, 2004, s. 327
[110] Broto, Carmen, and Esther Ruiz, **a.g.e.,** s. 614

modellerinin otokorelasyon fonksiyonları Taylor (1994) çalışmasıyla aşağıdaki şekilde belirtilmektedir :[111]

$$\rho_{(\tau)\sigma^2} = \frac{\left[1+4\delta^2\theta^2\phi^{2(\tau-1)}\right]e^{4\beta^2\phi^\tau}-1}{3e^{4\beta^2}-1}, \quad \tau > 0 \tag{2.11}$$

2.11 no'lu denklemde τ parametresi otokorelasyon gecikme mertebesini göstermektedir. Getirilerin otokorelasyonu, tüm pozitif değerli gecikmelerde sıfır değerini almaktadır. Dolayısıyla otokorelasyonu belirtmek adına oynaklık süreci ele alınarak 2.11 denklemi oluşturulur. Taylor çalışmasında σ_h^2 değerinin oldukça küçük ve/veya ϕ parametresinin 1'e yakın değer alması halinde otokorelasyon fonksiyonunun aşağıdaki şekile dönüşeceğini vurgulamıştır :

$$\rho_{(\tau)\sigma^2} \approx A(\beta)\phi^\tau, \;\; A(\beta) = \frac{(e^{4\beta^2}-1)}{(3e^{4\beta^2}-1)} \tag{2.12}$$

Taylor (1994) çalışmasında genellikle para birimleri ile ilgili çalışmalarda β'nın yaklaşık olarak 0.4 değerini, A(β) için ise 0.191 değerini aldığını ifade etmektedir.

Stokastik volatilite modelleri tek değişkenli ve çok değişkenli olarak iki ana grupta ele alınmaktadır. Buna göre stokastik volatilite modellerinin kesikli zaman için çok değişkenli yapısı Harvey vd.(1994)[112] çalışmasıyla ortaya çıkmaktadır. Çok değişkenli model yapılarında asıl amaç değişkenlerin zamana göre değişen koşullu kovaryans matrisini modellemektir. Harvey vd.(1994) çalışmalarında $y_t = \left(y_{1t},...,y_{Nt}\right)'$ serisini Nx1 boyutlu vektör şeklinde nitelendirmekte, burada N, modelde kullanılması hedeflenen değişken sayısını temsil etmektedir. Aynı zamanda benzerlik fonksiyonları için QML

[111] Taylor, Stephen J., 1994, **a.g.e.,** ss.188-189
[112] Andrew Harvey, Esther Ruiz, Neil Shephard. "Multivariate Stochastic Variance Models.", **The Review of Economic Studies,** C. 61, No. 2, 1994, ss.247-264.

yöntemini kullanmaktadır. Harvey vd.(1994) çalışmalarında temel alınan model aşağıdaki gibi modellenmektedir :

$$
\begin{aligned}
& y_t = \sqrt{H_t}\varepsilon_t \qquad t=1,...T \\
& h_t=\mu+\phi(h_{t-1}-\mu)+\eta_{t-1} \qquad t=1,...,T-1 \\
& \sqrt{H_t} = diag(\exp(h_{1t}/2),...,\exp(h_{Nt}/2)) \\
& h_1 \sim N_N(\mu,\Sigma_0) \\
& \begin{pmatrix}\varepsilon_t \\ \eta_t\end{pmatrix}\Bigg| h_t \sim N_{2N}\left[\begin{pmatrix}0 \\ 0\end{pmatrix},\begin{pmatrix}\Sigma_{\varepsilon\varepsilon} & 0 \\ 0 & \Sigma_{\eta\eta}\end{pmatrix}\right]
\end{aligned}
\qquad (2.13)
$$

2.13 no'lu modelde $h_t = (h_{1t}, ..., h_{Nt})'$ log oynaklıklarına karşılık gelen vektörü temsil etmektedir. Modelde varyans-kovaryans matrisinin köşegen elemanları değişkenlerin hata terimlerinin kendi varyansını, köşegen olmayan elemanları ise kovaryans değerlerini temsil etmektedir. Ayrıca, $\sum_{\eta\eta}$ ve $\sum_{\varepsilon\varepsilon}$ matrisleri sırasıyla korelasyon ve kovaryans matrislerini temsil etmekte ve her ikisi pozitif tanımlı matris olarak nitelendirilmektedir. Korelasyon matrisinin pozitif tanımlılığı için $\rho_{ii}=1$ ve $|\rho_{ij}|<1$ $i\neq j$ koşulu aranmaktadır.[113] Çok değişkenli stokastik volatilite modellerinde birden fazla varlığın birbirleriyle etkileşim içerisinde olma durumu test edilmektedir. Ancak Harvey vd.(1994) geliştirdikleri modelde, iki temel tek değişkenli stokastik volatilite modelini bir araya getirmeye eşdeğer yaklaşım bulunmaktadır. Köşegen olmayan elemanların sıfıra eşit olması durumu volatilite süreçlerinin birbirinden ilişkisiz olduğu anlamını taşımaktadır. Yani, finansal varlıkların birbirleriyle etkileşimi modele dahil edilmemektedir. Bunun dışında, modelde ayrıca getiriler arasındaki korelasyon ilişkileri de ortaya koyulamamaktadır.[114]

[113] Manabu Asai, Michael McAleer, Jun Yu, "Multivariate Stochastic Volatility: A Review.", **Econometric Reviews,** C. 25, No. 2, 2006, s.150.

[114] Jun Yu, Renate Meyer, "Multivariate Stochastic Volatility Models: Bayesian Estimation and Model Comparison.", **Econometric Reviews,** C. 25, No. 2-3, 2006, s. 365.

Temel çok değişkenli stokastik modelleri Harvey vd.(1994) çalışmasından sonra da başka çalışmalarla ele alınmış ve geliştirilmiştir. Örneğin, Smith ve Pitts (2006)[115] çalışmalarıyla sadece iki değişken içeren modeli ortaya koymuştur. Bu yapıya göre model :

$$
\begin{aligned}
& y_t = \sqrt{H_t}\,\varepsilon_t \\
& h_t = Z_t\alpha + \phi(h_{t-1} - Z_{t-1}\alpha) + \eta_t \\
& h_t \sim N_2(Z_1\alpha_1, \Sigma_0) \\
& \eta_t \sim N_2\left[\begin{pmatrix}0\\0\end{pmatrix}, \begin{pmatrix}\Sigma_{\varepsilon\varepsilon} & \Sigma_{\varepsilon\eta}\\ \Sigma_{\varepsilon\eta} & \Sigma_{\eta\eta}\end{pmatrix}\right] \\
& \varepsilon_t \sim N_2\left[\begin{pmatrix}0\\0\end{pmatrix}, \begin{pmatrix}1 & \rho\\ \rho & 1\end{pmatrix}\right]
\end{aligned}
\qquad (2.14)
$$

2.14 no'lu modelde iki değişkenli model yapısı ele alınmış, ortalama modelin hata terimi ile koşullu volatilite modelinin hata terimi birbirlerinden bağımsız dağılım göstermektedir. Harvey vd. (1994) çalışmasından farklı olarak Smith ve Pitts(2006) çalışmalarında model yapısı blok köşegen matrisi ifade eden $Z_t = bdiag(z'_{1t}, z'_{2t})$ matrisi ile $\alpha = (\alpha'_1, \alpha'_2)'$ açıklayıcı değişkenlerin volatilite denklemine dahil edilmesi ile belirtilmektedir. Bu modelin tahmin aşamasında MCMC yönteminden yararlanılmaktadır.

Bununla birlikte ister tek değişkenli isterse de çok değişkenli çalışmaların eksikliklerinin giderilmesi ve modellerin geliştirilmesi amacıyla stokastik volatilite modellerinin farklı ayrımlar sunan çeşitli türevleri geliştirilmiştir. Bu anlamda "Çok Faktörlü Stokastik Volatilite Modeli", "Eşik Değerli Stokastik Volatilite Modeli", "Asimetrik Stokastik Volatilite Modeli", "Doğrusal Olmayan Stokastik Volatilite Modeli", "Uzun Hafızalı Stokastik Volatilite Modeli" ve "Korelasyon Yapılı Stokastik

[115] Michael Smith, Andrew Pitts, "Foreign Exchange Intervention By The Bank of Japan: Bayesian Analysis Using A Bivariate Stochastic Volatility Model.", **Econometric Reviews,** C. 25, No. 2, 2006, ss.427-428.

Volatilite Modeli" gibi modeller örnek gösterilebilir. Bu modeller tahmin yöntemlerine ve ölçüm parametre yapılarına göre birbirlerinden bağımsız hareket etmektedir.

2.1.1. Çok Faktörlü Stokastik Volatilite Modeli

Stokastik volatilite modelinin bir türevi olan Çok Faktörlü Stokastik Volatilite Modeli Gallant vd.(1999)[116] çalışmasıyla geliştirilmiştir. Gallant vd. çalışmasında özellikle günlük bazda kapanış fiyatları hareketi incelendiğinde temel stokastik modelinin bu volatiliteyi açıklamada yetersiz kaldığını öne sürmüş ve ele aldıkları modele göre, gözlemlenemeyen volatilite sürecinin iki değişken üzerinden açıklandığını, her değişken için ayrı bir stokastik oynaklık sürecinin varlığını ifade etmektedir. :

$$\begin{aligned} dp_t &= a_{1t}dt + \sigma_{pt}dW_{1t} \\ d\log(\sigma_{pt}) &= a_{2t}dt + b_{2t}dW_{2t} \\ d &= \max_{t-1<\tau\le t}\{p_\tau - p_{t-1}\} - \min_{t-1<\tau\le t}\{p_\tau - p_{t-1}\} \qquad t=1,2,3,....n \end{aligned} \tag{2.15}$$

2.15 no'lu modelde ilk denklem fiyat sürecinin gelişimini, ikincisi ise volatilite sürecini tanımlamaktadır. Denklemde a_{1t} ve a_{2t} parametreleri ortalamaya dönme hızını, *d,* t zaman birimine göre finansal varlığın aldığı maksimum ve minimum değer farkını temsil ederek $a_{1t}d$ fiyat hareketliliğini, $b_{2t}d$ logaritmik volatilite sürecinin yayılmasını göstermektedir. W_{1t} ve W_{2t} süreçleri ise iki bağımsız Brownian hareketlerini temsil etmektedir.[117] 2.15 no'lu denklemde $p_t = U_{1t}$ ve $\sigma_{pt} = \beta_{10}\exp(U_{2t})$ olarak değiştirildiğinde aşağıdaki 2.16 no'lu iki faktörlü modelin stokastik fark denklemleri elde edilmektedir :[118]

---

[116] Gallant A. Ronald, Chien-Te Hsu, George Tauchen, "Using Daily Range Data To Calibrate Volatility Diffusions and Extract The Forward Integrated Variance.", **Review of Economics and Statistics,** C. 81, No. 4, 1999, s.617

[117] Stefano Grassi, Paolo Santucci de Magistris, "It's All About Volatility of Volatility: Evidence From A Two-factor Stochastic Volatility Model.", **Journal of Empirical Finance,** C. 30, 2015, s.68.

[118] Ronald, Hsu, Tauchen, **a.g.e.,** s.618.

$$dU_{1t} = \alpha_{10}dt + \beta_{10}\exp(U_{2t})dW_{1t}$$
$$dU_{2t} = \alpha_{22}U_{2t}dt + (\beta_{20} + \beta_{22}U_{2t})dW_{2t} \quad (2.16)$$

2.16 no'lu modelde finansal fiyat serilerinin otalamaya dönme eğiliminde olması sebebiyle $\alpha_{10}dt$ değerinin oldukça küçük olması beklenmektedir. U_{1t} ve U_{2t} ise birbirinden bağımsız stokastik süreci takip eden iki ayrı volatilite süreçleridir. U_{1t} ve U_{2t} süreçlerinin ayrı faktörleri temsil etmesiyle iki faktörlü stokastik volatilite modeli için genel gösterim aşağıdaki gibidir :

$$y_t = \exp(h_1/2 + h_2/2)\varepsilon_t$$
$$h_t = \gamma + \phi_n h_{t-1} + \eta_{nt} \quad (2.17)$$
$$\gamma = (\gamma_1, 0)', \quad \phi = \begin{pmatrix} \phi_1 & 0 \\ 0 & \phi_2 \end{pmatrix}, \quad \eta = \begin{pmatrix} \eta_1 & 0 \\ 0 & \eta_2 \end{pmatrix}$$

2.17 gösterimindeki ε_t, η_{1t} ve η_{2t} hata terimleri birbirlerinden bağımsız ve özdeş Gaussyan dağılım sağlayan, ortalaması sıfır ve birim varyanslı rastgele değişkenlerdir. Modelin durağanlığı $0<\phi_1<1$ ve $0<\phi_2<1$ koşulunun sağlanmasıyla temin edilmektedir. İkinci oynaklık denkleminde γ_2 sabit teriminin bulunmaması modelin tanımlanabilirlik sorununu meydana getirmektedir. Bu tanımlamanın tam yerine getirilmesi ve h_1 ile h_2 süreçlerinin birbirinden bağımsız olması dolayısıyla AR(1) sürecine dönüştürülmemesi için $\phi_1>\phi_2$ kısıtı getirilmektedir. $\phi_1>\phi_2$ kısıtının sağlandığı iki faktörlü stokastik volatilite modeli için h_{1t} uzun dönem volatilite göstergesi, h_{2t} ise kısa dönem volatilite göstergesi olarak ifade edilmektedir.[119]

Gallant vd.(1999) çalışmasında iki faktörlü yaklaşımın, gözlemlenen fiyat hareketi serisinin volatil yapısını açıklamada oldukça etkin sonuçlar verirken d_t değer farkının

[119] Roman Liesenfeld, Jean-Francois Richard, "Univariate and Multivariate Stochastic Volatility Models: Estimation and Diagnostics.", **Journal of Empirical Finance,** C. 10, No. 4, 2003, s.523

temsilinde zayıf uyum göstermektedir. Bu sebeple üçüncü bir faktör olarak gözlemlenmiş logaritmik fiyat serisinin 1. dereceden fark alınmış etkisini de dikkate alarak değer farkı oluşturarak onu da modele dahil etmektedir. Diğer bir ifadeyle, sürekli zaman değişkeni modele dahil edilmektedir. Buna göre,

$$\begin{aligned} & p_s - p_t \quad s \in (t,\, t+1) \\ & d = \max_{t-1<s\le t} \{p_s - p_{t-1}\} - \min_{t-1<s\le t} \{p_s - p_{t-1}\} \qquad t=1,2,3,....n \end{aligned} \tag{2.18}$$

Modelde p_s sürekli zaman değişkenini ifade etmektedir. Buna göre üç faktörlü stokastik model yapısı aşağıdaki şekilde belirtilmektedir :[120]

$$\begin{aligned} dU_{1t} &= \alpha_{10}dt + \beta_{10}\exp(U_{2t})dW_{1t} \\ dU_{2t} &= \alpha_{22}U_{2t}dt + (\beta_{20} + \beta_{22}U_{2t})dW_{2t} \\ dU_{3t} &= \alpha_{33}U_{3t}dt + (\beta_{30} + \beta_{33}U_{3t})dW_{3t} \end{aligned} \tag{2.19}$$

2.19 no'lu model yapısı ile U_{2t} ve U_{3t} aracılığıyla günlük fiyat hareketi süreci simüle edilmektedir. Gallant vd. (1999) çalışmasında tahminleme yöntemi olarak etkin momentler yöntemini esas almaktadır.

Faktör modelleri aynı şekilde çok değişkenli faktör stokastik modellerine genişlendirile bilmektedir. Bu genişlendirmeye Aguilar ve West (2000)[121] çalışması örnek gösterilebilir. Burada, faktörlerin log volatilitelerinin ilişkili hata terimleri ile bir vektör otoregresyonunu (VAR) takip ettiği belirtilmektedir. Çok değişkenli finansal zaman serileri için dinamik faktör modellerinin geliştirilmesini amaçlayan çalışmada model yapısı aşağıdaki şekildedir :

[120] Ronald, Hsu, Tauchen, **a.g.e.,** ss.618-619.

[121] Omar Aguilar, Mike West, "Bayesian Dynamic Factor Models and Portfolio Allocation.", **Journal of Business & Economic Statistics,** C. 18, No. 3, 2000, ss.338-357.

$$
\begin{aligned}
&\Sigma_t = B_t H_t B_t' + \psi_t = \sum_{j=1}^{n} b_{tj} b_{tj}' h_{tj} + \psi_t \\
&y_t = \theta_t + H_t f_t + \varepsilon_t \\
&\lambda_t = \mu + \phi(\lambda_{t-1} - \mu) + \eta_t \\
&\eta_t \sim N(\eta_t \,|\, 0, \mathrm{U}) \\
&\lambda_t \sim N(\lambda_t \,|\, \mu, \mathrm{W})
\end{aligned}
\qquad (2.20)
$$

2.20 no'lu modelin ilk denklemi temel *m-n* faktörlü dinamik modeli temsil etmektedir. Burada B_t *m x n* boyutlu faktör yükleri matrisini temsil etmektedir. Burada temel koşul $n < m$ aranmaktadır. $H_t = diag(h_{t1},..., h_{tn})$ latent faktör varyanslarını, $\psi_t = diag(\psi_{t1},...\psi_{tm})$ ise serinin kendine özgü varyanslarını ifade etmektedir. Aguilar ve West (2000) çalışmalarında ise dinamik yapıyı ele alırken sadece *n* faktörünün seçilmesini esas almıştır. Yani çalışmada sadece H_t latent faktör varyansları üzerinden çok değişkenli stokastik model yapısı oluşturulmuştur. Buna göre, $\lambda_t = (\lambda_{t1},..., \lambda_{tn})'$, $\mu = (\mu_1,..., \mu_n)'$ şeklinde gösterilmektedir. Modelde hata terimleri birbirlerinden bağımsız hareket etmektedir. Volatilite sürecinin dağılımında ifade edilen W matrisi $W = \Phi W \Phi + U$ şeklinde belirlenmekte, buradan hareketle $W_{ij} = U_{ij} / ((1-\phi_i)(1-\phi_j))$ elemanları üzerinden elde edilebilmektedir. W ve U matrisleri arasında korelasyon varlığı köşegen olmayan elemanlarının sıfırdan farklı olduğu durum için geçerlidir.[122]

Çok değişkenli faktör stokastik volatilite modellerine bir diğer örnek Jungbacker ve Koopman (2006)[123] tarafından geliştirilen model yapısıdır. Bu yapıda çok faktörlü modeller korelasyonun zamana bağlı değişen ve zamana bağlı değişmeyen şekilde ayrım yapılarak geliştirilmiştir. Korelasyon yapısının sabit olduğu durum aşağıdaki şekilde tanımlanmaktadır :

[122] Aguilar, West, **a.g.e.,** ss.340-341

[123] Borus Jungbacker, Siem Jan Koopman. "Monte Carlo Likelihood Estimation For Three Multivariate Stochastic Volatility Models.", **Econometric Reviews,** C. 25, No. 2-3, 2006, ss.385-408.

$$
\begin{aligned}
&y_t = \mu + \sum_t \varepsilon_t \\
&\sum_t = \exp\left(\frac{1}{2} diag(h_t)\right) \\
&h_{t+1} = \gamma + \Phi h_t + \eta_t \\
&H_t = \sum_t C \sum_t
\end{aligned}
\tag{2.21}
$$

2.21 no'lu modelde $\varepsilon_t \sim N(0, C)$ ve $\eta_t \sim N(0, \sum_{\eta\eta})$ dağılım göstermekte, ayrıca birbirlerinden bağımsız hareket etmektedir. H_t koşullu varyans matrisini temsil etmekte, Bu varyans matrisi, zamanın stokastik bir fonksiyonu olmaktadır. Dolayısıyla modelde C matrisi korelasyon matrisini ifade etmektedir. Bu korelasyon yapısı zamana göre değişmemektedir. Modelde Φ köşegen matrisi ve C matrisinin birim matris olması durumunda h_t'deki log volatilite süreçleri birbirinden bağımsızdır. Diğer durumlarda ise, seri otokorelasyon içerisindedir. Diğer yandan çalışmada zamana göre değişen korelasyon yapısını dikkate alan model de geliştirilmiştir :

$$
\begin{aligned}
&y_t = \mu + K \sum_t \varepsilon_t \\
&\sum_t = \exp\left(\frac{1}{2} diag(h_t)\right) \\
&h_{t+1} = \gamma + \phi h_t + \eta_t \\
&H_t = K \sum_t^2 K'
\end{aligned}
\tag{2.22}
$$

Modelde K alt birimli bir üçgen matristir. $\varepsilon_t = N(0, I)$, $\eta_t \sim N(0, \sum_{\eta\eta})$ şeklinde dağılım göstermektedir. Bu modelde y_t serisi n sayıda latent faktör sayısına ve serinin kendine özgü (idiosyncratic) faktörlerin varlığına izin vermektedir. Burada temel şart n faktörün p sayıda seri sayısından düşük olması yani $n < p$ koşulunun sağlanmasıdır. Ayrıca modelde H_t koşullu varyans matrisi $H_t = K \sum_t^2 K'$ gibi Cholesky ayrıştırması ile zamana göre değişen yapıda modellenmesine izin verilmektedir. Faktörlerin sayısının seri sayısına eşit olduğu ($n=p$) ve serinin kendine özgü faktörlerinin olmadığı durumda model $y_t \left| h_t \sim N(\mu, K \sum_t^2 K') \right.$ haline dönüşmektedir.

Çok faktörlü stokastik modellere bir diğer katkı Han (2006)[124] çalışmasıyla getirilmiştir. Bu modelde Han (2006), dinamik çok faktörlü model üzerinden getirilerin ve kovaryansın zamana bağlı değişen yapıda olduğu ve yüksek frekanslı gözlemlere uyarlanması mümkün model geliştirmiştir :

$$
\begin{aligned}
y_t &= Bf_t + \sqrt{H_t}\,\varepsilon_t \\
f_t &= \gamma + Af_{t-1} + \sqrt{S_t}\,\eta_t \\
h_{jt} &= \mu_j + \phi_j(h_{jt-1} - \mu_j) + \eta_{jt} \\
H_t &= diag(e^{h_{1t}}, ..., e^{h_{mt}}) \\
S_t &= diag(e^{h_{m+1t}}, ..., e^{h_{m+nt}})
\end{aligned}
\qquad (2.23)
$$

2.23 no'lu modelde latent faktörler ve şoklar zamana bağlı değişen volatilite yapısı içerisindedir. Faktörler AR(1) süreci izlemektedir. Modelin hata terimleri $\varepsilon_t \sim N(0, \mathrm{I_m})$ ve $\eta_t \sim N(0, \mathrm{I_n})$ dağılımına sahiptir. Modelde B matrisi *m x n* boyutlu katsayılar matrisi, A ise *n x n* boyutlu matrisdir. Buna göre $B = \{b_{ij}\}$ ve $A = \{a_{ij}\}$ kısıtlamalarına tabidir. Özellikle otoregresiv koşulun durağanlığı için $a_{ii} \in (-1,1)$ varsayımı sağlanmalıdır. Bunun dışında, j>i durumu için $b_{ii}=1$ ve $b_{ij}=0$, $i \neq j$ durumu için ise $a_{ij}=0$ koşulu aranmaktadır. Zamanla değişen koşullu kovaryanslar olan V_t ve S_t'nin köşegen olduğu varsayılır. Gözlemlenen getiriler arasındaki korelasyonlar, yükleme matrisi ve latent faktörler tarafından belirlenmektedir. Latent faktörleri durum değişkenleri (state variable) olarak kabul ettikte, getirilerin kovaryansları kendine özgü şoklarla değil, durum değişkenlerine yapılan eklemelerle belirlenmektedir. Modelin hesaplama prosedürü MCMC yöntemlerine dayanmaktadır.[125]

[124] Yufeng Han, "Asset Allocation With A High Dimensional Latent Factor Stochastic Volatility Model.", **The Review of Financial Studies,** C. 19, No. 1, 2006, ss. 237-271.
[125] Han, Yufeng, **a.g.e.,** ss.241-242

2.1.2. Eşik Değerli Stokastik Volatilite Modeli

Stokastik volatilite modelleri için de GARCH modellerinde olduğu gibi asimetri gibi koşullu oynaklığın özelliklerinin sınanması oldukça önemlidir. Çünkü finansal varlıklarda piyasada meydana gelen negatif şoklarla pozitif şokların volatilite üzerinde oluşturduğu farklı etkileşim koşullu volatilitenin özelliklerinin önemli karakterizasyonudur. Bunun bir diğer kanıtı ise, getirilerin normallikten uzak marjinal dağılımı asimetrik şekilde etkileyerek kalıntıların kalın kuyruklu olarak elde edilmesidir. Buna ek olarak, varlık getirilerindeki oynaklığın belirli bir zaman diliminde farklı segmentlerde çok farklı davranış türleri sergileyebileceği görülmektedir.[126]

Buradan hareketle So vd (2002)[127] çalışmalarında, gizli volatilitenin, eşik parametre değerinin sıfır olarak sabitlendiği AR(1) sürecini takip ettiği bir eşik değerli stokastik volatilite modeli geliştirmiştir :

$$s_t = \begin{cases} 0 & eğer \;\; r_{t-1} < 0 \\ 1 & eğer \; r_{t-1} \geq 0 \end{cases} \qquad (2.24)$$

$$\begin{aligned} & r_t = \psi_{0s_t} + \psi_{1s_t} r_{t-1} + y_t \\ & y_t = \sqrt{h_t}\,\varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0,1) \\ & \log h_{t+1} = \alpha s_{t+1} + \phi s_t + 1 \log h_t + \eta_t \qquad \eta_t \sim N(0,\sigma^2) \end{aligned} \qquad (2.25)$$

2.25 no'lu denklemde ε_t ve η_t hata terimleri bağımsız hareket etmektedir. Çalışma, s_t değerini t-1 dönemi için kötü haberlerin varlığı nedeniyle fiyatta beklenmedik bir düşüş yaşanmasını $r_{t-1} < 0$ koşulu itibarile $s_t=0$ sonucunun elde edilmesi üzerinden ilişkilendirmektedir. Tersi durum için t-1 döneminde pozitif haberlerin varlığı $r_{t-1} \geq 0$ koşulu itibarile $s_t=1$ sonucunun elde edilmesini temin edecektir. Modelde s_t değişkeni

[126] Tony S.Wirjanto, Adam W. Kolkiewicz, Zhongxian Men. "Bayesian Analysis Of A Threshold Stochastic Volatility Model.", **Journal of Forecasting,** C. 35, No. 5, 2016, s.463.
[127] Mike KP So, Wai Keung Li, K. Lam, "A Threshold Stochastic Volatility Model.", **Journal of Forecasting,** C. 21, No. 7, 2002, ss. 473-500.

Bernouli rastgele değişkeni olarak tanımlanmaktadır.[128] Modeldeki parametreler varlık fiyatlarındaki değişimi esas alarak iki rejim (yükseliş/düşüş) arasında değişim göstermektedir. Simetrik durum için bu parametreler eşit değişim göstermketedir, ancak asimetrik bir değişimde özellikle $\phi_0 = \phi_1$ olduğu ve $\alpha_0 \geq \alpha_1$ durumunda geçmiş dönem getirilerin negatif olmasının varyans üzerindeki etkisinin geçmiş dönem getirilerin pozitif olması durumundan daha yüksek etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Ayrıca ϕ_{S_t} parametresi geçmiş varyansın etkisinin bugünkü varyans üstünde etkisini belirleyen ölçümdür. ϕ_0 parametresinin ϕ_1 parametresinden büyük olduğu durum için fiyat düşüşlerinde geçmiş varyans bugünkü varyans üzerinde fiyat artışları etkisine kıyasla daha büyük etkiye sahiptir.[129] So vd.(2002) çalışmasında Kalman filtresinden yararlanarak MCMC yönteminin özel durumu olan Gibbs algoritmasından hareketle parametrelerin tahminlemesini gerçekleştirmektedir.

So vd.(2002) çalışmasına ek olarak eşik değerli stokastik volatilite modeline eklemeler Chen vd.(2008) çalışmasıyla getirilmiştir. Bu çalışmada ortalama ve varyans denklemleri otoregresif süreç izlemekte, ayrıca finansal zaman serilerinde koşullu leptokörtik yapıyı gözlemlemek için standardize t dağılımı sergilediği ifade edilmektedir. Bunun dışında dışsal değişken olarak *x* parametresi ortalama modeline dahil edilmekte ve bunun üzerinden eşik değer belirlenmektedir. Chen vd.(2008) çalışmasında parametrelerin sonsal dağılımının belirlenmesinde Kalman filtresi kullanarak MCMC yöntemini uygulamaktadır.[130]

Wirjanto vd.(2016) çalışmasında eşik değerli stokastik volatilite modeline yeni ve daha kompakt bir yaklaşım getirmiştir. Bu yaklaşıma göre :[131]

---

[128] Han Li, Kai Yang, Dehui Wang, "A Threshold Stochastic Volatility Model With Explanatory Variables.", **Statistica Neerlandica,** C. 73, No. 1, 2019, s.120.
[129] So, Keung Li, Lam, **a.g.e.,** ss.475-476.
[130] Cathy WS Chen, Feng-Chi Liu, Mike KP So, "Heavy-Tailed-Distributed Threshold Stochastic Volatility Models in Financial Time Series.", **Australian & New Zealand Journal of Statistics,** C. 50, No. 1, 2008, s.31.
[131] Wirjanto, Kolkiewicz, Men, **a.g.e.,** s.464

$$\begin{cases} \varepsilon_t \sim N(0,\lambda_1^2) \ eğer \ y_{t-1} < r \\ \varepsilon_t \sim N(0,\lambda_2^2) \ eğer \ y_{t-1} \geq r \end{cases} \tag{2.26}$$

$$y_t = \exp(h_t / 2)\varepsilon_t$$
$$h_t = \phi h_{t-1} + \eta_t \qquad h_1 \sim N(0, \frac{\sigma_\eta^2}{1-\phi^2}) \tag{2.27}$$

Diğer modellerden farklı olarak Wirjanto vd.(2016) eşik değeri ortalama modelinin hata terimi üzerinden ele almaktadır. h_t koşullu volatilitenin AR(1) süreci izlediği varsayılmaktadır. Ortalama modelin hata terimi ε_t ise geçmiş dönem getiri serisi etkisiyle eşik dağılım yapısı sergilemekte ve buna göre ε_t geçmiş dönem getiri serisinin etkisiyle iki rejim arasında değişim göstermektedir. Çalışmada y_t serisi üzerinden elde edilen r değeri, eşik değer parametresi olarak belirtilmiştir. Diğer eşik değer stokastik volatilite modelleriyle kıyaslandığında bu çalışmada eşik değer parametresi üzerinden gelecekteki getirilerin marjinal dağılımını belirlemek imkanı sağlanmaktadır. Çalışmada parametre tahminlerinin yapılmasında MCMC yönteminden yararlanılmıştır.

Eşik değer stokastik volatilite modeline çok değişkenli yapıda katkı So ve Choi (2008)[132] tarafından yapılmıştır. Literatürde getirilerin büyüklüğünde önceki getirilerin işaretine bağımlılık tartışıldığından, bu model ortalama asimetriyi de dikkate almaktadır. So ve Choi'nin (2008) çalışmasında belirlenen model yapısı aşağıdaki gibidir :

$$s_t = \begin{cases} 0 & \text{eğer } z_{t-1} < 0 \\ 1 & \text{eğer } z_{t-1} \geq 0 \end{cases} \tag{2.28}$$

[132] Mike KP So, Chi-Young Choi. "A Multivariate Threshold Stochastic Volatility Model.", **Mathematics and Computers in Simulation,** C. 79, No. 3, 2008, ss. 306-317.

$$
\begin{aligned}
r_t &= \psi_{0s_t} + \psi_{1s_t} r_{t-1} + y_t \\
y_t &= \sqrt{H_t}\,\varepsilon_t \qquad\qquad \varepsilon_t \sim N_N(0, \mathrm{I}) \\
h_t &= \Phi_{0s_t} + \Phi_{1s_t} h_{t-1} + \eta_{t-1} \qquad \eta_t \sim N_N(0, \Sigma_{\eta\eta})
\end{aligned}
\tag{2.29}
$$

Modele göre, s_t Bernoulli rastgele değişkeni olarak tanımlanmaktadır. z_t ise modelde yer alan eşik değer değişkenini temsil etmektedir. Burada z_t getiri serisinin bir fonksiyonu ola bileceği gibi, herhangi dışsal değişkeni de ifade ede bilmektedir. Modelde $y_t = (y_{1t}, ..., y_{Nt})'$, $h_t = (\log h_{1t}, ..., \log h_{Nt})'$, $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, ..., \varepsilon_{Nt})'$, $\eta_t = (\eta_{1t}, ..., \eta_{Nt})'$ şeklinde tanımlanmakta ve hata terimleri birbirinden bağımsız olmaktadır. Ortalama ve koşullu volatilite modelinin parametrelerinin açılımları aşağıdaki gibidir :

$$
\begin{aligned}
\psi_{0s_t} &= \psi_0 + \Delta s_t \\
\psi_{1s_t} &= \psi_1 + A_{s_t} \\
\Phi_{0s_t} &= \Phi_0 + L_{s_t} \\
\Phi_{1s_t} &= \Phi_1 + P_{s_t}
\end{aligned}
\tag{2.30}
$$

Parametre açılımlarında $\Psi_0, \Delta, \Phi_0, \mathrm{L}$ $N\ x\ 1$ boyutlu, Ψ_1, A, Φ_1, P ise $N\ x\ N$ matris boyutlu bilinmeyen parametre vektörünü belirtmektedir. Parametre açılımlarından görüldüğü üzere ortalama ve koşullu varyans denklemleri parametreleri değerlerinde Bernoulli tesadüfi değişkeni, dolayısıyla z_t eşik değerine bağlıdır. Geliştirilen bu modelin tahmin yöntemi olarak MCMC yöntemi kullanılmıştır.[133]

2.1.3. Asimetrik Stokastik Volatilite Modeli

Finansal varlık zaman serileri için asimetrik ilişkilerin varlığına literatürde ilk olarak Harvey ve Shephard (1996)[134] tarafından yapılan çalışmayla değinilmiştir. Bu çalışmada

[133] So, Mike KP, and Chi-Young Choi, **a.g.e.,** ss.307-308.
[134] Andrew C.Harvey, Neil Shephard. "Estimation Of An Asymmetric Stochastic Volatility Model For Asset Returns.", **Journal of Business & Economic Statistics,** C. 14, No. 4, 1996, ss. 429-434.

Kalman filtresi kullanılarak elde edilen volatilite ile getiri serisinin işaretini ilişkilendirilmiş, benzerlik fonksiyonları QML yöntemi kullanılarak hesaplanmıştır. Harvey ve Shephard'ın (1996) modeline göre :

$$y_t = \beta \varepsilon_t e^{h_t/2} \quad t = 1, ..., T,$$
$$h_t = \phi h_{t-1} + \eta_t \quad \eta_t \sim N(0, \sigma_\eta^2) \tag{2.31}$$

2.31 no'lu denklemde h_t koşullu varyansı 1. dereceden otoregresif süreç izlemekte ve koşullu varyansın hata teriminin ortalama ile varyans dağılımı birbirlerinden bağımsız olmaktadır. Modelde β parametresi ölçek faktörünü ifade etmekte olup h_t üzerinde sabit terim etkisini içermektedir. ε_t ise sıfır ortalamalı tesadüfi değişen bir değişkeni ifade etmektedir. Ayrıca ϕ mutlak değerce 1'den küçük olduğunda h_t ve dolayısıyla y_t durağan olmaktadır. Ortalama modeli ile volatilite modelinin hata terimleri arasındaki korelasyon ilişkisi Harvey ve Shephard'a göre corr(ε_t, η_t) = ρ şeklinde sıfırdan farklı olmasına izin verilerek eşzamanlı hareket sergilemektedir.

Harvey ve Shephard'ın (1996) çalışmasından sonra Jacquier vd.(2004) ayrık zaman için asimetrik stokastik volatilite modelini geliştirerek katkı sağlamış, bu çalışmada MCMC yöntemini dikkate alan yapıda çalışmalarını modellemiştir. Buna göre, eğer ρ katsayısı negatif ise ε_t'deki değişmeler volatilitedeki sonraki değişmelerle bağlıdır. Öte yandan, olumlu bir gelişme ε_t bir sonraki oynaklıkta azalma ile ilişkilidir. Korelasyon değerinin orta değerleri için bile bir kaldıraç etkisi sergileyebilir. Bu durum Jacquier vd.(2004) çalışmasında korelasyon katsayısının -0.6; ε_t değerinin 1.5 olduğu durumda beklenen h_t değerinin pozitif şoklara karşı negatif şoklar için %60 daha yüksek olacağını göstermektedir.[135]

[135] Eric Jacquier, Nicholas G. Polson, Peter E. Rossi. "Bayesian Analysis of Stochastic Volatility Models With Fat-Tails and Correlated Errors.", **Journal of Econometrics,** C. 122, No.1, 2004, s.193.

Asimetrik stokastik oynaklık modeli için katkılar Yu (2005)[136] tarafından yapılan çalışma ile devam etmiştir. Yu (2005) çalışmasında sürekli zamanlı stokastik volatilite modeli :

$$
\begin{aligned}
& y_t = \sqrt{h_t}\,\varepsilon_t \\
& \ln h_t = \alpha + \phi \ln h_{t-1} + \rho\sigma_\eta \frac{1}{h_{t-1}} y_{t-1} + \sigma_\eta \sqrt{1-\rho_1^2-\rho_2^2}\, w_t \\
& w_t = \frac{\eta_t - \rho\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{1-\rho^2}}
\end{aligned}
\tag{2.32}
$$

ile ayrık zamanlı stokastik volatilite modelini :

$$
\begin{aligned}
& y_t = \sqrt{h_t}\left(\sqrt{1-\rho^2}\,\xi_t + \frac{\rho}{\sigma_\eta}(\ln h_t - \alpha - \phi \ln h_{t-1})\right) \\
& \ln h_t = \alpha + \phi \ln h_{t-1} + \eta_t \\
& \xi_t = (\varepsilon_t - \rho\eta_t)\sqrt{1-\rho^2}
\end{aligned}
\tag{2.33}
$$

şeklinde ele alarak bu iki model yapısı üzerinden korelasyon düzeyinin ölçümünü gerçekleştirmiştir. Buna göre yukarıdaki iki model üzerinden birleştirilen model yapısı aşağıda sunulmuştur :

$$
\begin{aligned}
& Y_t = \sqrt{h_t}\,\varepsilon_t \\
& \ln h_t = \alpha + \phi \ln h_{t-1} + \eta_t \\
& \ln h_t = \alpha + \phi \ln h_{t-1} + \sigma_\eta(\rho_1\varepsilon_{t-1} + \rho_2\varepsilon_t + \sqrt{1-\rho_1^2-\rho_2^2}\, w_t)
\end{aligned}
\tag{2.34}
$$

[136] Jun Yu, "On leverage in a Stochastic Volatility Model.", **Journal of Econometrics,** C. 127, No. 2, 2005, ss.165-178.

2.34 no'lu modelde corr(ε_{t-1}, w_t)=0 olmakla ε_t ve w_t birbirlerinden bağımsız ve aynı şekilde dağılım gösteren, ortalaması sıfır ve varyansı bire eşittir. Corr(ε_{t-1} , η_t) = ρ_1 ve Corr(ε_t , η_t) = ρ_2 olan iki korelasyon sürecini kapsamaktadır. Anlaşılacağı üzere, bu modelde her iki zaman gecikmesinde de farklı derecelerle korelasyona izin verilmektedir. $\rho_1 = 0$ olduğu zamanda sürekli zaman asimetrik stokastik volatilite modeli geçerli olmakta, $\rho_2 = 0$ olduğu zamanda ise ayrım zamanlı asimetrik stokastik volatilite modeli geçerli olmaktadır. Yu (2005) çalışmasında MCMC parametre tahminleme yöntemini esas almıştır.[137]

Asimetrik SV modellerinde bir diğer katkı ise Asai ve McAleer (2005)[138] tarafından getirilmiştir. Asai ve McAleer (2005) tarafından dinamik asimetrik volatilite modeli olarak nitelendirilen volatilitedeki değişmeler ile getiriler arasındaki doğrudan negatif korelasyona bağlı olarak asimetrik ilişkileri açıklayan model aşağıdaki şekildedir:

$$\begin{aligned} y_t &= \exp(h_t / 2)\varepsilon_t \\ h_{t+1} &= \mu + \phi h_t + \eta_t \\ E\left(\varepsilon_t, \eta_t\right) &= \rho\sigma_\eta \end{aligned} \qquad (2.35)$$

2.35 no'lu gösterimde ε_t dağılımı ortalaması sıfır, varyansı bir olacak şekilde, η_t için de ortalaması sıfır ve varyansı σ_η^2 olacak şekilde varsayılmaktadır. ρ katsayısının anlamlılığı durumunda asimetrik bir ilişkiden, ρ katsayısının 0'dan küçük olması halinde ise dinamik kaldıraç etkili volatiliteden söz edilebilmektedir. Bu çalışmada geçmiş dönem getirilerin şiddet ve işaretlerinin etkisi modele etki etmektedir. Buna göre model 2.21 no'lu dinamik asimetrik kaldıraç etkili modele dönüşmektedir :

$$\begin{aligned} h_{t+1} &= \mu + \phi h_t + \gamma_1 y_t + \gamma_2 \left|y_t\right| + \eta_t \\ E(\varepsilon_t, \eta_t) &= \rho\sigma_\eta \end{aligned} \qquad (2.36)$$

[137] Yu, **a.g.e,** s.172

[138] Manabu Asai, Michael McAleer, "Dynamic Asymmetric Leverage in Stochastic Volatility Models.", **Econometric Reviews,** C. 24, No. 3, 2005, ss. 317-332.

$\gamma_1 = \gamma_2 = 0$ olduğu durum için dinamik asimetrik kaldıraç etkili model standart dinamik asimetrik modele dönüşmektedir. ρ = 0 olduğu durumda h_{t+1} , y_t'nin pozitif olduğu durum için $\gamma_1+\gamma_2$ eğimi ile doğrusaldır, y_t'nin negatif olduğu durum için ise $\gamma_1-\gamma_2$ eğimi ile doğrusaldır. Diğer yandan dinamik asimetrik kaldıraç etkili stokastik volatilite modeli için önemli bir gereklilik, $\gamma_1+\gamma_2 < (\gamma_1 - \gamma_2)$ dolayısıyla $\gamma_1 < 0$ olmasıdır. Bu durumda, bir birimlik negatif şokun etkisi bir birimlik pozitif şokun etkisinden daha büyük olacaktır. Asai ve McAleer (2005) çalışmalarında tahminleme aracı olarak benzerlik yöntemlerinden olan Monte Carlo Benzerlik (MCL) yöntemini esas almıştır.[139]

Asimetrik stokastik volatilite modellerinde çok değişkenli yapıya genişletilen bir sıra modeller bulunmaktadır. Örneğin, Danielsson (1998)[140] tarafından geliştirilen model yapısında kaldıraç etkisi ele alınmakta yani ortalama modelinin hata terimi ile koşullu volatilite modelinin hata terimi arasında negatif korelasyon ilişkisinin modele dahil edilmesi söz konusudur. Daha sonra Asai ve McAleer (2006) çalışmasında Danielsson'un geliştirdiği modeli temel alan çok değişkenli dinamik asimetrik model yapısını aşağıdaki şekilde tanımlamıştır :[141]

$$
\begin{aligned}
& y_t = \sqrt{H_t}\,\varepsilon_t \\
& \sqrt{H_t} = diag(\exp(0.5h_{1t}),...,\exp(0.5h_{Nt})) \\
& h_{t+1} = \mu + \phi \circ h_t + \eta_t \\
& L = diag(\lambda_1\sigma_{11},...\lambda_N\sigma_{NN}) \\
& \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \eta_t \end{pmatrix} \sim N\left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sum_{\varepsilon\varepsilon} & L \\ L & \sum_{\eta\eta} \end{pmatrix}\right]
\end{aligned}
\qquad (2.37)
$$

[139] Asai, McAleer, **a.g.e.,** s.319

[140] Jón Daníelsson, "Multivariate Stochastic Volatility Models: Estimation and A Comparison With VGARCH Models.", **Journal of Empirical Finance,** C. 5, No. 2, 1998, ss. 155-173.

[141] Manabu Asai, Michael McAleer, "Asymmetric Multivariate Stochastic Volatility.", **Econometric Reviews,** C. 25, No. 2-3, 2006, ss. 453-473.

2.37 no'lu modelde ◦ işareti Hadamard çarpımını, $h_t = (\log h_{1t}, ..., \log h_{Nt})'$ volatilite vektörünü, $\sum_{\eta\eta} = (\sigma_{\eta,ij})$ pozitif tanımlı kovaryans matrisini, $\sum_{\varepsilon\varepsilon} = (\rho_{ij})$ matrisi ise korelasyon matrisini ifade etmektedir. Korelasyon matrisinin pozitif tanımlılığı için $\rho_{ii} = 1$ ve i≠j için $|\rho_{ij}| < 1$ koşullarının sağlanmış olması gerekmektedir. Kaldıraç etkisi parametresinin her dönem için sıfır olduğu durumda ($\lambda_1 = \lambda_2 = ... = \lambda_N = 0$) ise bu model Harvey vd.(1994) modeline dönüşmektedir. Ayrıca, korelasyon ve kovaryans matrislerinin köşegen olmayan elementleri sıfıra eşit olduğu durum için bu model tek değişkenli kaldıraç etkili stokastik volatilite modeline dönüşmektedir. Diğer taraftan, kovaryans matrisinin köşegen olmayan elemektlerinin sıfıra eşit olması durumunda, model çok değişkenli GARCH modelleri kapsamında önerilen Bollerslev'in (1990) çalışmasında geliştirilen sabit korelasyonlu GARCH (CC-GARCH) modeline dönüşmektedir. Başka bir ifadeyle, modelde kovaryans matrisinin köşegen olmayan elementleri sıfırdan farklı ise, varlıklar arasında yayılma etkisinin varlığını belirtmektedir. Bu model parametrelerinin hesaplanmasında MCL yöntemini temel almıştır.

Asai ve McAleer (2006) çalışmasının devamında çok değişkenli asimetrik stokastik volatilite modelinin başka bir yapılı modelini de geliştirmiştir. Bu model literatürde "Dinamik asimetrik kaldıraç etkili çok değişkenli stokastik volatilite modeli" olarak isimlendirilmektedir. Model tek değişkenli dinamik yapının çok değişkenliye genelleştirilmiş halini temsil etmektedir. Buna göre, model aşağıdaki şekilde ifade edilmektedir :

$$
\begin{aligned}
& y_t = \sqrt{H_t}\,\varepsilon_t \\
& \sqrt{H_t} = diag(\exp(0.5h_{1t}), ..., \exp(0.5h_{Nt})) \\
& h_{t+1} = \mu + \gamma_1 \circ y_t + \gamma_2 \circ |y_t| + \phi \circ h_t + \eta_t \\
& \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \eta_t \end{pmatrix} \sim N\left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sum_{\varepsilon\varepsilon} & 0 \\ 0 & \sum_{\eta\eta} \end{pmatrix} \right]
\end{aligned}
\qquad (2.38)
$$

2.38 no'lu model yapısı içerisinde γ_1 ve γ_2 parametreleri Nx1 matrisli vektörlerdir. Modelde $\sum_{\eta\eta}$ ve $\sum_{\varepsilon\varepsilon}$ matrislerinin köşegen olmayan elementleri hepsi sıfıra eşit olduğunda model tek değişkenli formuna dönüşmektedir. Sadece $\sum_{\eta\eta}$ matrisinin köşegen olmayan elementleri sıfıra eşit olduğunda ise CC-GARCH modelinin stokastik versiyonuna dönüşmektedir. Asai ve McAleer, bu model için de tahminlemede MCL metodunu kullanmıştır.[142]

2.1.4. Uzun Hafıza Stokastik Volatilite Modeli

Uzun hafıza stokastik volatilite modeli koşullu varyansta kalıcılığın temsili amacıyla otoregresif kesirli bütünleşik hareketli ortalama süreci (ARFIMA) izleyen bir yapıya sahiptir. Bu model yapısı Breidt vd.(1998)[143] tarafından yapılan çalışmayla ortaya koyulmuştur. Çalışmada varlık fiyatlarının koşullu oynaklığının uzun hafıza süreci izlediği ve standart modellerin bu süreci açıklayamaması sebebiyle uzun hafıza stokastik volatilite modelinin bazı avantajlara sahip olduğu ifade edilmiştir. Bu avantajlar arasında, stokastik özelliklerinin oluşturulması açısından daha kolay olması ve düzey seviyesinde diğer modellerin istatistiksel özelliklerinin çoğunu benimsemektedir.

Uzun hafızalı stokastik volatilite modeli aşağıdaki gösterimde yer almaktadır :

$$\begin{aligned} y_t &= \sigma \exp(h_t / 2)\varepsilon_t \\ \log y_t^2 &= \log \sigma^2 + E(\log \varepsilon_t^2) + h_t + (\log \varepsilon_t^2 - E(\log \varepsilon_t^2)) = \mu + h_t + \xi_t \end{aligned} \qquad (2.39)$$

2.39 modeli ile uzun hafıza süreci durağanlığı sağlanmış süreci tanımlamaktadır. Modelde ε_t sıfır ortalamalı, varyansı bir ve h_t'den bağımsız hata terimi olmaktadır. ξ_t ise

[142] Asai, McAleer, "Asymmetric Multivariate Stochastic Volatility.", **a.g.e.,** s.464.
[143] Breidt F. Jay, Nuno Crato, Pedro De Lima, "The Detection and Estimation of Long Memory in Stochastic Volatility.", **Journal of Econometrics**, C. 83, No. 1-2, 1998, ss. 325-348.

ortalaması sıfır, varyansı ise σ_{ξ}^2 şeklindedir. Buna göre E[$\log \xi_t^2$]= -1.27 ve σ_{ξ}^2 ise $\pi^2 / 2$ değerini elde etmektedir.

Uzun hafıza stokastik volatilite modelinin ARFIMA(p,d,q) mertebe süreç izleyen koşullu varyans modeli aşağıdaki gibi son halini almaktadır :

$$\theta(B)\eta_t = (1-B)^d \phi(B)h_t \tag{2.40}$$

2.40 no'lu modelde B geri dönüşüm operatörünü temsil etmektedir. $\theta(B)$ ve $\phi(B)$ ise, tüm kökleri birim çemberin dışında olan sırasıyla q ve p mertebesinden olan polinomlardır.[144] η_t bağımsız ve birim dağılımlara sahip, sıfır ortalamalı ve σ_{η}^2 varyansa sahip olmaktadır. Denklemde d parametresi kesirli bütünleşme mertebesini temsil etmektedir. Yapılan çalışmalarda d'nin ala bileceği değerler üzerinde farklı bulgular mevcuttur. Örneğin, Breidt vd. (1998) çalışmasında bu parametre için -0.5 < d < 0.5 belirlemişken, Deo vd. (2006) çalışmasında bu aralığı 0 < d < 0.5 olarak ifade etmiş, diğer yandan Harvey de (2007)[145] çalışmasında bu değerin $0 \leq d \leq 1$ aralığında olacağını, ancak durağanlığın sağlanması için d parametresinin 0.5'ten küçük olması gerektiğini belirtmiştir. Böylece durağanlıktan durağan olmama durumuna geçiş AR(1) düzeyinden farklı şekilde ilerler. Breidt vd. (1998) uzun hafıza stokastik volatilite modeli parametre tahminlemesinde QML metodunun ARFIMA süreçli modeli açıklama açısından elverişli olduğunu ancak yakınsama sorununu beraberinde getirdiğini, buna çözüm olarak ise spektral benzerlik tahminleyicisi ile bu sorunun aşılabileceğini göstermiştir.[146]

Uzun hafıza stokastik volatilite modelinin de çok değişkenli yapıya genelleştirilmiş hali bulunmaktadır. So ve Kwok (2006)[147] çalışmasında bu yapıyı ele almaktadır. Modelin genel gösterimi aşağıda belirtilmektedir :

---

[144] Rohit Deo, Clifford Hurvich, Yi Lu, "Forecasting Realized Volatility Using A Long-Memory Stochastic Volatility Model: Estimation, Prediction and Seasonal Adjustment.", **Journal of Econometrics,** C. 131, No. 1, 2006, s.30.

[145] Andrew Harvey, "Long Memory in Stochastic Volatility.", **Forecasting Volatility In The Financial Markets,** 2007, ss. 351-363..

[146] Breidt, Crato, Lima, **a.g.e,** s.338

[147] Mike KP So, Suanna WY Kwok, "A Multivariate Long Memory Stochastic Volatility Model.", **Physica A: Statistical Mechanics and its Applications,** C. 362, No. 2, 2006, ss. 450-464.

$$
\begin{aligned}
&y_t = \sqrt{H_t}\varepsilon_t \\
&\Phi(B)D(B)h_t = \Theta(B)\eta_t \\
&\Phi(B) = \mathrm{I} - \Phi_1 B - \ldots - \Phi_p B^p \\
&\Theta(B) = \mathrm{I} + \Theta_1(B) + \ldots + \Theta_q B^q \\
&D(B) = diag((1-B)^{d_1}, \ldots (1-B)^{d_N})
\end{aligned}
\tag{2.41}
$$

2.41 no'lu modelde h_t oynaklık sürecinin ARFIMA (p,d,q) süreci izlediği, d'nin $d = (d_1, \ldots, d_N)'$ şeklinde ve $|d_i| < 0.5$ değerinde olduğu belirtilmektedir. Modelde $\eta_t \sim N_N(0, \sum_{\eta\eta})$ ve $\varepsilon_t \sim N_N(0, \sum_{\varepsilon\varepsilon})$ dağılımı göstermekte ve birbirlerinden bağımsız olmaktadır. Tek değişkenli stokastik volatilite modellemesinde olduğu gibi, h_t ve ε_t stokastik olarak birbirinden bağımsızdır. h_t'nin uzun hafıza özelliği ARFIMA (p,d,q) mertebe süreçleri tarafından belirlenmektedir. Aynı zamanda kısa dönem hafızaya dair dinamikler ise $\Theta(B)$ ve $\Phi(B)$ tarafından belirlenmekte, durağanlığın sağlanması için $|\Theta(B)| = 0$ ile $|\Phi(B)| = 0$ köklerinin birim çember dışında bulunması gerekmektedir. N=1 olduğu durum için ise çok değişkenli model, tek değişkenli uzun hafıza modeline dönüşmektedir.[148]

2.1.5. Doğrusal Olmayan Stokastik Volatilite Modeli

Yu ve Yang (2002)[149] ile Yu vd. (2006)[150] çalışmalarında doğrusal olmayan stokastik volatilite modelini geliştirmiştir. Bu modele göre oynaklığın parametrik stokastik modellerdeki gibi her zaman AR(1) süreci izlemediği ve veri seti etkisiyle doğrusal olmayan yapıda ola bileceğini belirtmiştir. Bu nedenle sürecin AR(1) yapısını

[148] So, Kwok, **a.g.e.,** s.455

[149] Jun Yu, Zhenlin Yang, "A Class of Nonlinear Stochastic Volatility Models.", **Univ. of Auckland, Economics Working Paper,** C. 229, 2002, ss. 1-33

[150] Jun Yu, Zhenlin Yang, Xibin Zhang, "A Class Of Nonlinear Stochastic Volatility Models and Its Implications For Pricing Currency Options.", **Computational Statistics & Data Analysis,** C. 51, No. 4, 2006, ss. 2218-2231.

izleyebilmesi açısından volatilitenin yumuşak fonksiyonuna izin verilmektedir. Buna göre :

$$y_t = \sqrt{h_t}\,\varepsilon_t$$
$$h(h_t, \delta) = \mu + \phi\left[h(h_{t-1}, \delta) - \mu\right] + \eta_t \qquad (2.42)$$

Box-Cox dönüştürmelerini esas alan modelde *h* yumuşak fonksiyonu temsil etmekte, δ parametresi ise bu fonksiyonda belirleyici parametre olmaktadır. Buna göre belirlenen Box-Cox güç fonksiyonu aşağıdaki gibidir :[151]

$$h(t, \delta) = \begin{cases} (t^{\delta} - 1)/\delta, & eğer\ \delta \neq 0 \\ \log t & eğer\ \delta = 0 \end{cases} \qquad (2.43)$$

2.43 no'lu modelle Box-Cox dönüştürmesi ise *h* fonksiyonu genel doğrusal olmayan fonksiyonu temsil etmektedir. Buradan hareketle Box-Cox dönüştürmesinin tersi alınmakta ve böylece fonksiyon :

$$g(h_t, \delta) = \begin{cases} (1 + \delta h_t)^{1/\delta}\,\varepsilon_t & eğer\ \delta \neq 0 \\ \exp(h_t) & eğer\ \delta = 0 \end{cases} \qquad (2.44)$$

g(h_t, δ) fonksiyonu 2.44 eşitliğindeki şartla belirlendikten sonra buna göre, doğrusal olmayan stokastik volatilite modeli aşağıdaki son hali almaktadır :

$$y_t = \left[g(h_t, \delta)\right]^{1/2}\,\varepsilon_t$$
$$h_t = \mu + \phi(h_{t-1} - \mu) + \eta_t \qquad (2.45)$$

[151] Yu, Zhenlin, **a.g.e.,** ss. 4-5

2.45 no'lu denkleme göre h_t'nin durağanlık koşulunun sağlanması için burada da ϕ parametresinin 1'den küçük değerler alması gerekmektedir. Aynı zamanda h_t negatif değerler almamakta, δ=0 veya $1/\delta$ bir çift tam sayı olarak bulunamıyorsa bu durumda η_t normal dağılım göstermemektedir. Yu vd.(2006) çalışmasının önceki çalışmadan en önemli farkı ise bu çalışmada gün içindeki volatilite hareketlerinde o gün piyasaya dahil olan bilgi girişlerinin sayısını belirleyebilme imkanının mümkün olmasıdır. Bunu ifade eden dönüştürme Yu vd. (2006) tarafından aşağıdaki gibi belirtilmektedir :

$$\sigma_t^2 = \left(1 + \frac{\sigma_t}{m}\right)^m = \prod_{i=1}^{m} (1 + \sigma_{it}) \tag{2.46}$$

2.46 formülünde σ_{it} gün içi oynaklık hareketlerinin bir dizisi olarak modele dahil edilir. m ise $m = 1/\delta$ olarak gün içi bilgi giriş sayısını tanımlanmaktadır. Bu şekilde δ parametresinin pozitif değer alması koşulu ile bilgi girişi sayısı belirlene bilmektedir. Buna göre, δ=0.25 olduğunda günde 4 yeni bilginin dahil olduğu veya δ=0.5 olduğunda günde 2 defa yeni bilginin dahil olduğu anlaşılmaktadır.[152]

2.1.6. Korelasyon Yapılı Stokastik Volatilite Modeli

Korelasyon yapılı stokastik volatilite modellerinin diğer modellerden temel farkı, hem volatilite modeli hem de getiri modelinin korelasyon yapıları ayrı ayrılıkta modellenebilme imkanını sağlamasıdır. Örneğin, faktör modellerinde de korelasyon yapıları ele alınırken hem volatilite modelinin hem de ortalama modelinin aynı parametre seti tarafından belirlenmesi modelin yorumlanmasını oldukça zor hale getirmektedir. Tekrarlı parametrizasyonu dikkate alan yapıdan bakıldığında, Yu ve Meyer (2006) çalışmasında hem zamana bağlı değişmeyen sabit korelasyon yapılı stokastik volatilite modelini (CC-MSV) hem de zamana bağlı değişen yapıda dinamik korelasyonlu stokastik

[152] Yu, Yang, Zhang, **a.g.e.,** s. 2222

volatilite modelini (DC-MSV) geliştirmiştir. Buna göre, ilk olarak CC-MSV yapılı modelin gösterim şekli aşağıdaki gibidir :[153]

$$
\begin{aligned}
&y_t = \sqrt{H_t}\,\varepsilon_t \qquad \varepsilon_t \sim N_2\left(0, \Sigma_{\varepsilon\varepsilon}\right) \\
&h_{t+1} = \mu + diag\left(\phi_1, \phi_2\right)\left(h_t - \mu\right) + \eta_t \\
&\eta_t \sim N_2\left(0, diag\left(\sigma_{\eta 1}^2, \sigma_{\eta 2}^2\right)\right) \\
&\sqrt{H_t} = diag\left(exp\left(0.5h_{1t}\right), exp\left(0.5h_{2t}\right)\right) \\
&\Sigma_{\varepsilon\varepsilon} = \begin{pmatrix} 1 & \rho_t \\ \rho_t & 1 \end{pmatrix} \\
&\rho_t = cov\left(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}\right)
\end{aligned}
\tag{2.47}
$$

2.47 model yapısında hata terimleri birbirinden bağımsız hareket etmektedir. $h_0=\mu$ olarak kabul edilmektedir. Modelde ϕ_1 ve ϕ_2 parametreleri iki farklı varlığa ait volatilitenin kalıcılığını temsil eden parametrelerdir. Diğer taraftan, modelde birinci varlığın volatilitesinden ikinci varlığın volatilitesine veya tam tersi etkileşime izin verilmektedir. Bu modelin Harvey vd. (1994) modelinden ayrıştıran temel farklardan birisi de budur. ρ parametresi ise birinci finansal varlığın getirisi ile ikinci finansal varlığın getirisi arasındaki korelasyon katsayısını ayrı bir parametre temsili şeklinde ifade etmektedir. Modelde, getiri şoklarının korelasyon içermesine izin verilir ve bu nedenle model CC-GARCH modeline benzer. Sonuç olarak, serilerin getirileri bir-birleriyle çapraz bağımlılık gösterir. CC-MSV modeli için tahmin edilecek model parametreleri A ve B değişken isimli iki yapılı bir model için $(\mu_A, \phi_{AA}, \phi_{AB}, \sigma_{\eta_A}, \mu_B, \phi_{BB}, \phi_{BA}, \sigma_{\eta_B}, \rho)'$ şeklindedir. Bu modelin parametre tahmininde MCMC yöntemi kullanılmıştır.

Yu ve Meyer'in (2006) geliştirdiği bir diğer korelasyon yapılı model ise DC-MSV modelidir. DC-MSV modelinde korelasyon yapısı zamana bağlı olarak değişmektedir. DC-MSV için model genel görünümü aşağıdaki şekildedir :

[153] Yu, Meyer, **a.g.e.,** s.365

$$
\begin{aligned}
&y_t = \sqrt{H_t}\varepsilon_t \\
&h_{t+1} = \mu + diag\left(\phi_1, \phi_2\right)\left(h_t - \mu\right) + \eta_t \\
&\sqrt{H_t} = diag\left(exp\left(0.5h_{1t}\right), exp\left(0.5h_{2t}\right)\right) \\
&\Sigma_{\varepsilon\varepsilon,t} = \begin{pmatrix} 1 & \rho_t \\ \rho_t & 1 \end{pmatrix} \\
&q_{t+1} = \psi_0 + \psi_1\left(q_t - \psi_0\right) + \sigma_\rho v_t \\
&\rho_t = \frac{exp\left(q_t\right) - 1}{exp\left(q_t\right) + 1}
\end{aligned}
\tag{2.48}
$$

2.48 no'lu DC-MSV modelinde hata terimleri $\eta_t \sim N_2\left(0, diag\left(\sigma_{\eta 1}^2, \sigma_{\eta 2}^2\right)\right)$ ve $\varepsilon_t \sim N_2\left(0, \Sigma_{\varepsilon\varepsilon}\right)$ olmakla bağımsız dağılımına sahiptir. $h_0=\mu$ ve $q_0=\Psi_0$ olarak modelde temsil olunmaktadır. Bu modelde sadece volatiliteler değil, aynı zamanda korelasyon katsayıları da zamana göre değişen yapıdadır. $\sum_{\varepsilon\varepsilon}$ korelasyon matrisini temsil etmekte ve bu matrisin iyi tanımlanmış matris olması için korelasyon katsayısının $-1 < \rho < 1$ arasında değer alması gerekmektedir. DC-MSV modeli için korelasyon katsayısı Fisher dönüştürmesi yoluyla q_t ile formülize edilmektedir.[154] Diğer taraftan, ρ_t katsayısı q_t'nin fonksiyonu olup AR(1) süreci izlemektedir.[155]

Modelin korelasyon matrisini ikiden fazla varlık için ele alındığında $(\sum_{\varepsilon\varepsilon} \sim \mathrm{N_N}(0, \Gamma_t))$ aşağıdaki forma dönüşmektedir :[156]

$$
\begin{aligned}
&\Gamma_t = Q_t^{*-1} Q_t Q_t^{*-1} \\
&Q_{t+1} = \omega + \psi Q_t + \xi_t \\
&\xi_t \sim W_N(\nu, \Lambda) \\
&Q_t^* = diag(Q_t^{1/2})
\end{aligned}
\tag{2.49}
$$

[154] Yu, Meyer, **a.g.e.,** s.366
[155] Minh Vo, "Oil and Stock Market Volatility: A Multivariate Stochastic Volatility Perspective.", **Energy Economics,** C. 33, No. 5, 2011, s.959
[156] Manabu Asai, Michael McAleer, "The Structure Of Dynamic Correlations in Multivariate Stochastic Volatility Models.", **Journal of Econometrics,** C. 150, No. 2, 2009, ss.186-187

2.49 no'lu gösterimde $\xi_t \sim W_N(v,\Lambda)$ dağılımı, Wishard dağılımını göstermekte ve matrislerin köşegen dışı öğelerini sıfır olarak belirleyerek bir köşegen matris oluşturmaktadır. DC-MSV modeli, Q_t'nin pozitif tanımlı, $0 < \Psi < 1$ olduğu ve ω ile Λ'nın simetrik pozitif tanımlı matrisler olduğu varsayımı altında Γ_t'nin pozitif tanımlılığını garantiler.[157] $\sum_{\varepsilon\varepsilon,t}$'nin köşegen elemanlarının hepsinin 1 olduğu durum için korelasyon matrisi yarı pozitif matris olup, iyi tanımlanmış bir matristir.[158]

DC-MSV modeli için tahminlenmesi gereken ortalama, varyans ve korelasyon modellerinin parametreleri A ve B değişken isimli iki yapılı bir model için $(\mu_A,\phi_{AA},\phi_{AB},\sigma_{\eta_A},\mu_B,\phi_{BB},\phi_{BA},\sigma_{\eta_B},\psi_0,\psi_1,\sigma_q)'$ şeklindedir. Bu parametrelerin tahmini için MCMC metodu kullanılmış, buna göre Tsay (2002) tarafından belirtilen önsel (prior) dağılım gösterimi ise aşağıdaki gibidir :

$$
\begin{aligned}
&\mu_{\mathrm{A}} \sim \mathrm{N}(0, 0.04) \\
&\mu_{\mathrm{B}} \sim \mathrm{N}(0, 0.04) \\
&\phi_{\mathrm{AA}} \sim 2\phi^*_{\mathrm{AA}} - 1 \qquad \phi^*_{\mathrm{AA}} \sim \mathrm{Beta}(20, 1.5) \\
&\phi_{\mathrm{BB}} \sim 2\phi^*_{\mathrm{BB}} - 1 \qquad \phi^*_{\mathrm{BB}} \sim \mathrm{Beta}(20, 1.5) \\
&\phi_{\mathrm{AB}} \sim \mathrm{N}(0, 0.1) \\
&\phi_{\mathrm{BA}} \sim \mathrm{N}(0, 0.1) \\
&\psi_0 \sim \mathrm{N}(0.7, 0.1) \\
&\psi_1 = 2\psi^*_1 - 1 \qquad 2\psi^*_1 \sim \mathrm{Beta}(20, 1.5) \\
&\sigma^2_{\eta_{\mathrm{A}}} \sim \mathrm{Ters-Gamma}(2.5, 0.025) \\
&\sigma^2_{\eta_{\mathrm{B}}} \sim \mathrm{Ters-Gamma}(2.5, 0.025) \\
&\sigma^2_{\mathrm{q}} \sim \mathrm{Ters-Gamma}(2.5, 0.025)
\end{aligned}
\tag{2.50}
$$

Bu önsel dağılımlar aracılığıyla gözlemlerin olabilirlik fonksiyonları birleşerek Monte Carlo zincirleri yardımıyla sonsal (posterior) dağılımlar elde edilmektedir.

[157] Asai, McAleer, **a.g.e.,** s.187
[158] Yu, Meyer, **a.g.e.,** s.366

3. BÖLÜM

LİTERATÜR İNCELEMESİ

Çalışmanın bu kısmında petrol, altın, Bitcoin, dolar endeksi ve VIX endeksi gibi küresel etki gücüne sahip faktörlerin (varlıkların) çeşitli ülke piyasalarında işlem gören hisse senedi endeksleri üzerindeki getiri ve volatilite etkileşimleri ele alınmıştır. Bu küresel faktörlerin meydana getirdiği etkileşimler ilgili ülkelerin borsaları yoluyla o ülkelerin makroekonomik yapılarını da etkilemektedir. Dolayısıyla bu küresel faktörler için ayrı-ayrı literatür araştırmasının sunulması bu faktörlerin çeşitli ülkeler üzerindeki farklı dönemler için etkileşim biçimlerini görmemiz adına yardımcı olacaktır. Özellikle literatür incelenmesinin ele alındığı referans zaman aralığı son dönemleri kapsamakta, bu açıdan bakıldığında bu zaman zarfında yaşanan finansal dalgalanmalar, kriz süreçleri ve salgın gibi ekonomiyi derinden etkilediği düşünülen olayların etkisi de ayrıca irdelemektedir. İlgili küresel faktörler için literatüre bakıldığında özellikle belirtilen bu araştırmaların genel itibarile daha çok deterministik modeller ağırlıklı çerçevede ele alındığı görülmektedir.

3.1. PETROL İLGİLİ LİTERATÜR İNCELEMESİ

Kaneko ve Lee (1995)[159] çalışmalarında, aylık frekanslı 1975 - 1993 dönemi itibarile VAR modeli yardımı ile içerisinde petrol fiyatının da yer aldığı bir sıra ekonomik faktörlerin ABD ve Japonya borsa endeks getirileri arasındaki etkisini incelemiştir. Çalışmada ABD hisse senedi piyasasını temsilen S&P 500 endeksi, Japonya için ise TSE endeksi ele alınmıştır. Elde edilen bulgulara göre, petrol fiyatlarındaki değişmelerin ABD borsa endeksi üzerinde etkisiz, Japonya borsası üzerinde ise oldukça etkili olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

[159] Takashi Kaneko, Bong-Soo Lee, "Relative Importance Of Economic Factors In The US and Japanese Stock Markets.", **Journal of the Japanese and International Economies,** C. 9, No. 3, 1995, ss.290-307.

Huang vd. (1996)[160] çalışmalarında, günlük veriler üzerinden 11 Nisan 1983 - 16 Mart 1990 dönemi aralığında VAR modeli aracılığıyla ham petrol vadeli getirileri ile hem bireysel ABD petrol şirketlerinin hisse senetleri hem de genel itibarile S&P 500 ilişkisini incelemiştir. Bu çalışmada, vadeli petrol getirilerinin petrol şirketlerinin bireysel hisse getirileri üzerinde daha fazla etkiye sahip olduğu, ancak S&P 500 gibi geniş tabanlı endeks üzerinde etkisinin kısıtlı olduğunu belirtmiştir.

Hammoudeh ve Aleisa (2004)[161] çalışmalarında, Körfez Arap Ülkeleri İşbirliği Konseyi (GCC) üye ülkelerinin endeksleri ile New York Ticaret Borsası petrol vadeli fiyatları arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Analiz günlük veriler kullanılarak 15 Şubat 1994 - 25 Aralık 2001 dönemini kapsayacak şekilde vektör hata düzeltme (VEC) modeli aracılığıyla yapılmıştır. Sonuçlara göre vadeli petrol fiyatları ile Suudi Arabistan endeksi arasında çift yönlü etkileşim bulunmaktadır. Diğer ülkeler için ise, bu ülkelerin petrol ihracatına daha az bağımlı olması (Kuveyt hariç) ve hisse senedi piyasalarının kendi iç stokastik ortamlarından daha fazla etkilenmesi ile ilişkilendirilerek vadeli petrol fiyatları ile etkileşimi bulunmamıştır.

Choi ve Hammoudeh (2010)[162] çalışmalarında, Markov rejim değişikliği (MS) modellerini kullanarak WTI petrolü, Brent petrolü ve diğer emtialar olmakla S&P 500 endeks getirileri üzerinde gözlemlenmeyen iki rejim (yüksek ve düşük varyans) arasındaki oynaklık etkilerini ve bunların dinamik karşılıklı ilişkilerini incelemiştir. Çalışmanın dönem aralığı 2 Ocak 1990 - 1 Mayıs 2006'ya kadar endeks ve seçilmiş emtiaların haftalık verilerini kapsamaktadır. Sonuçlar, beş emtia fiyatında ve S&P 500 endeksinde yüksek ve düşük oynaklık rejimleri olduğunu göstermektedir. Sadece 2006 yılını kapsayacak kısa vadeli bir süre için petrol ve ilgili endeks arasında yüksek bir negatif korelasyon gözlemledikleri bulgular arasındadır.

---

[160] Roger D.Huang, Ronald W. Masulis, Hans R. Stoll, "Energy Shocks and Financial Markets.", **Journal of Futures Markets,** C. 16, No. 1, 1996, ss. 1-27.

[161] Shawkat Hammoudeh, Eisa Aleisa, "Dynamic Relationships Among GCC Stock Markets and NYMEX Oil Futures.", **Contemporary Economic Policy,** C. 22, No. 2, 2004, ss. 250-269.

[162] Kyongwook Choi, Shawkat Hammoudeh, "Volatility Behavior Of Oil, Industrial Commodity and Stock Markets In A Regime-Switching Environment.", **Energy Policy,** C. 38, No. 8, 2010, ss. 4388-4399.

Vo (2011)[163] çalışmasında, Ocak 1999 - Temmuz 2009 aralığında günlük veriler ile WTI petrol fiyatları ve S&P 500 endeksi ilişkisini CC-MSV ve DC-MSV modelleri üzerinden incelemiştir. Elde edilen bulgulara göre, hisse senedi ve petrol vadeli fiyatları birbiriyle ilişkili olmakta ve aralarındaki korelasyon, zamanla değişen dinamik bir süreci takip etmektedir.

Asteriou ve Bashmakova (2013)[164] çalışmalarında, 22 Ekim 1999 - 23 Ağustos 2007 dönemini kapsayan günlük kapanış fiyat temelli analizde Orta ve Doğu Avrupa ülkelerinden oluşan endeks grubunda TGARCH modelini esas alarak elde edilen bulgularda petrol fiyatı riski için tahmin edilen sonuçların negatif olduğunu gözlemlemiş, bu da petrol fiyatı getirilerindeki artışın borsa getirilerinde azalmaya neden olduğunu ve petrol fiyatının hisse senedi getirilerini belirlemede önemli bir faktör olduğunu göstermektedir.

Zhu vd. (2014)[165] çalışmalarında, 4 Ocak 2000 - 30 Mart 2012 için Asya-Pasifik ülkelerine ait Avustralya, Çin, Taiwan, Singapur, Hindistan, Endonezya, Japonya, Güney Kore, Malezya ve Hong Kong için toplam 10 borsa endeksi ile yaptıkları çalışmada ham petrol fiyatını temsilen WTI etkisini incelemiştir. Çalışmada standart GARCH modeli yardımıyla sabit ve zamana bağlı değişen Kopula modelleri tahminlemesi yapılmıştır. Buna göre, genel olarak petrol fiyatları ile Asya-Pasifik ülkeleri endeksleri arasındaki ilişkinin zayıf düzeyde olduğu sonucu elde edilmiştir.

Al-hajj vd. (2018)[166] çalışmalarında, doğrusal olmayan otoregresif dağılımlı gecikme modeli (NARDL) yardımıyla Ocak 1990 - Kasım 2016 dönemi için aylık veriler bazında Malezya borsa endeksi ile petrol getirileri, faiz oranı, döviz kuru, sanayi üretimi ve enflasyon faktörleri arasındaki ilişkiyi ele almıştır. Ampirik bulgulara göre petrol fiyatı

[163] Vo, **a.g.e.,** ss. 956-965.
[164] Dimitrios Asteriou, Yuliya Bashmakova, "Assessing The Impact Of Oil Returns On Emerging Stock Markets: A Panel Data Approach For Ten Central and Eastern European Countries.", **Energy Economics,** C. 38, 2013, ss. 204-211.
[165] Hui-Ming Zhu, Rong Li, Sufang Li, "Modelling Dynamic Dependence Between Crude Oil Prices and Asia-Pacific Stock Market Returns.", **International Review of Economics & Finance,** C. 29, 2014, ss. 208-223.
[166] Ekhlas Al-hajj, Usama Al-Mulali, Sakiru Adebola Solarin, "Oil Price Shocks and Stock Returns Nexus For Malaysia: Fresh Evidence From Nonlinear ARDL Test.", **Energy Reports,** C. 4, 2018, ss. 624-637.

şoklarının hisse senedi piyasası getirileri üzerinde olumsuz bir etkiye sahip olduğuna işaret etmektedir. Bu durum, Malezya piyasasının etkin olmadığını ve petrol fiyatlarındaki dalgalanmalara karşı çok hassas olduğunu, ayrıca petrol fiyatı şokları ile borsa getirileri arasında uzun vadeli asimetrik bir bağlantı olduğunu göstermiştir.

Davoudi vd. (2018)[167] çalışmalarında, Ocak 1993 - Mart 2014 aralıklı dönem için İran borsa endeksi için petrol fiyatları etkileşimini incelemiştir. Çalışmada GARCH modeli yardımıyla hisse getirileri oynaklığı hesaplandıktan sonra, petrol şoklarının etkilerini tahmin etmek için ARDL modeli kullanılmıştır. Çalışma sonuçlarına göre, petrol şoklarının borsa oynaklığı üzerinde yüksek etkilere sebep olduğu ve bu şokların İran borsası için hisse senedi endeksinin büyümesinin ana etkenlerinden biri olduğunu göstermektedir.

Masood vd. (2019)[168] çalışmalarında, petrol fiyatları ile G7 ülkeleri borsa endeksleri arasındaki etkileşimi incelemiştir. Çalışmada, Eylül 2009 - Ağustos 2016 arası aylık frekanslı dönem için regresyon analizi yapılmıştır. Bulgulara göre petrol fiyatlarının ele alınan tüm ülkelerin borsaları üzerinde etkisi istatistiksel olarak anlamsızdır.

Sarwar vd. (2020)[169] çalışmalarında, petrol getirileri ile 3 Asya ülkesi (Çin, Pakistan ve Hindistan) borsa getirileri arasındaki ilişkiyi 1 Temmuz 1997 - 31 Aralık 2015 dönemi için günlük, haftalık ve aylık veri frekansında küresel kriz öncesi ve sonrası etki olmakla BEKK-GARCH modeli ile test etmiştir. Bulgulara göre, petrol ve borsa arasındaki volatilite yayılımı, Pakistan borsasında çift yönlü, Çin borsasında tek yönlü yayılmanın varlığına işaret ederken, Hindistan borsası için dönemler için farklı etkiler gözlemlenmiştir. Diğer taraftan bu etkilerin kriz öncesi ve sonrası dönemler için önemli ölçüde farklılaşmadığı elde edilen bulgular arasındadır.

---

[167] Sina Davoudi, Alireza Fazlzadeh, Firouz Fallahi, Hossein Asgharpour, "The Impact Of Oil Revenue Shocks On The Volatility Of Iran's Stock Market Return.", **International Journal of Energy Economics and Policy**, C. 8, No. 2, 2018, ss. 102-110.

[168] Omar Masood, Manuela Tvaronavičienė, Kiran Javaria, "Impact Of Oil Prices On Stock Return: Evidence From G7 Countries.", **Insights into Regional Development,** C. 1, No. 2, 2019, ss. 129-137.

[169] Suleman Sarwar, Aviral Kumar Tiwari, Cao Tingqiu, "Analyzing Volatility Spillovers Between Oil Market and Asian Stock Markets.", **Resources Policy,** C. 66, 2020

Çevik vd. (2020)[170] çalışmalarında, 1990 - 2017 dönemi için haftalık veriler üzerinden EGARCH metodu ile Türkiye borsa endeksi BİST 100 getirileri ile WTI ve Brent petrol fiyatları ilişkisini araştırmıştır. Sonuçlara göre, tüm örneklem döneminde petrol fiyatlarından kaynaklanan BİST 100 üzerinde önemli bir yayılma etkisi bulunmasa da, 1993 ve 2008-2009 yıllarında ham petrol fiyatındaki değişimlerden borsa getirilerine önemli yayılma etkilerine rastlanmıştır.

Joo ve Park (2021)[171] çalışmalarında, aylık aralıklarla Mayıs 2001 - Aralık 2019 dönemi için kantil regresyon (QM) ve niceliksel üzerinde kantil regresyonu yöntemi (QQM) ile petrol ithalatçısı olan 10 ülke (Kore, Japonya, Çin, Fransa, ABD, İspanya, Hollanda, Almanya, Hindistan ve İtalya) ile işsizlik oranları, 10 yıllık tahvil faizleri ve petrol volatilitesini temsilen OVX etkisini incelemiştir. Sonuçlar, hem petrol fiyatı oynaklığının hem de hisse senedi getirilerinin düşük olduğu durumlarda, artan petrol fiyatı oynaklığının hisse senedi getirileri üzerinde olumsuz bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. QQM regresyon sonuçları da, petrol fiyatı oynaklığının hisse senedi getirileri üzerinde olumsuz etkilere; artan petrol fiyatı volatilitesi, azalan hisse senedi getirilerine neden olmaktadır. Petrol fiyatı oynaklığının, özellikle petrol ithal eden başlıca dört ülke olan Hindistan, Japonya, Kore ve ABD üzerinde oldukça güçlü etkiye sahip olduğunu göstermiştir.

Zhang ve He (2021)[172] çalışmalarında, DC-MSV ve Granger nedensellik MSV (GC-MSV) modelleri aracılığıyla Covid-19 dönemini kapsayacak şekilde kripto para, altın ve petrol oynaklıkları ile ABD için S&P 500, Dow Jones ve Nasdaq endeksleri, Çin için Shanghai Composite endeksi, Japonya için Nikke 225 endeksi, Avrupa için ise DAX ve FTSE endeksleri arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Modelin genel sonuçlarına göre, petrol oynaklıkları ile ABD, Almanya ve İngiltere borsa endeksleri oynaklığı arasında anlamlı, Çin ve Japonya borsa endeksleri oynaklığı için ise anlamsız ilişki bulunmuştur.

---

[170] Nuket Kirci Cevik, Emrah I. Cevik, Sel Dibooglu, "Oil Prices, Stock Market Returns and Volatility Spillovers: Evidence From Turkey.", **Journal of Policy Modeling**, C. 42, No. 3, 2020, ss. 597-614.
[171] Young C. Joo, Sung Y. Park, "The Impact Of Oil Price Volatility On Stock Markets: Evidences From Oil-Importing Countries.", **Energy Economics,** C. 101, 2021.
[172] Jing Zhang, Qi-zhi He, "Dynamic Cross-Market Volatility Spillover Based On MSV Model: Evidence From Bitcoin, Gold, Crude Oil, and Stock Markets.", **Complexity,** 2021, ss. 1-8.

Karim vd. (2022)[173] çalışmalarında, BRICS ülkeleri için petrol getirisi ile bu ülkelerin borsa getirileri arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Araştırma 17 Temmuz 2006 - 6 Kasım 2020 aralığı için dalgacık ve MGARCH-DCC modelleri üzerinden ele alınmıştır. Elde edilen bulgulara göre, Rusya, Brezilya ve Güney Afrika borsalarının getirisinin petrol getirisiyle nispeten daha güçlü ilişkili olduğu, Çin ve Hindistan hisse senedi piyasalarının getirisinin ise petrol fiyatı getirisi ile daha az ilişkili ve daha az değişken olduğu görülmüştür.

Mahmoudi ve Ghaneei (2022)[174] çalışmalarında, aylık veriler bazında Ocak 1970 - Mayıs 2021 dönemi için MS-VAR modeli ile Kanada TSX endeksi ile WTI petrol fiyatlarını incelemiştir. Çalışmada TSX endeks getirilerinin büyüme oranının pozitif olduğu ve endeks getirilerinin büyüme oranının negatif olduğu iki gruplu rejim ile petrol getirileri ilişkisi ele alınmıştır. Buna göre, endeks getirilerinin pozitif olduğu rejimde ham petrol piyasasının borsa üzerinde negatif etkiye sahip olduğunu, diğer rejimde ise borsa üzerinde pozitif etkiye sahip olduğunu göstermektedir.

Petrol etkileşimi ile ilgili literatür taraması sonucunda ulaşılan çalışmalar Tablo 1'de özet şeklinde aşağıda sunulmuştur.

Tablo 1. Petrol Etkileşimi İle İlgili Literatür Özeti

Kaneko ve Lee (1995)	**Örneklem**	ABD ve Japonya borsa endeksleri
	Dönem	1975-1993
	Yöntem	VAR
	Bulgular	Petrol fiyatlarındaki değişmelerin ABD borsa endeksi üzerinde etkisiz, Japonya borsası üzerinde ise oldukça etkili olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
	Örneklem	ABD petrol şirketleri, S&P 500 endeksi
	Dönem	11 Nisan 1983-16 Mart 1990

[173] Muhammad Mahmudul Karim, Mohammad Ashraful Chowdhury, Mansur Masih, "Re-Examining Oil and BRICS Stock Markets: New Evidence From Wavelet and MGARCH-DCC.", **Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies**, C. 15, No. 2, 2022, ss. 196-214.

[174] Mohammadreza Mahmoudi, Hana Ghaneei, "Detection Of Structural Regimes and Analyzing The Impact Of Crude Oil Market On Canadian Stock Market: Markov Regime-Switching Approach.", **Studies in Economics and Finance,** C. 39, No. 4, 2022, ss. 722-734.

Huang vd. (1996)	**Yöntem**	VAR
	Bulgular	Petrol şirketlerinin bireysel hisse getirileri üzerinde daha fazla etkiye sahip olduğu, S&P 500 gibi geniş tabanlı endeks üzerinde ise etkisinin daha kısıtlı olduğu görülmüştür.
Hammoudeh ve Aleisa (2004)	**Örneklem**	GCC üye ülkeleri borsa endeksleri
	Dönem	15 Şubat 1994-25 Aralık 2001
	Yöntem	VEC
	Bulgular	Vadeli petrol fiyatları ile Suudi Arabistan borsa endeksi arasında çift yönlü etkileşim bulunmaktadır. Diğer üye ülkeler için ise, vadeli petrol fiyatları ile etkileşimi bulunmamıştır.
Choi ve Hammoudeh (2010)	**Örneklem**	S&P 500 endeksi
	Dönem	2 Ocak 1990-1 Mayıs 2006
	Yöntem	Markov rejim modeli
	Bulgular	Sadece 2006 yılını kapsayacak kısa vadeli bir dönem için petrol ve ilgili endeks arasında yüksek bir negatif korelasyon gözlemlenmiştir.
Vo (2011)	**Örneklem**	S&P 500 endeksi
	Dönem	Ocak 1999-Temmuz 2009
	Yöntem	CC-MSV, DC-MSV
	Bulgular	S&P 500 ve petrol vadeli fiyatları birbiriyle ilişkili olmakta ve aralarındaki korelasyon, zamanla değişen dinamik bir süreci takip etmektedir.
Asteriou ve Bashmakova (2013)	**Örneklem**	Orta ve Doğu Avrupa ülkeleri borsa endeksleri
	Dönem	22 Ekim 1999-23 Ağustos 2007
	Yöntem	TGARCH
	Bulgular	Petrol fiyatı getirilerindeki artışın borsa getirilerinde azalmaya neden olduğunu ve petrol fiyatının hisse senedi getirilerini belirlemede önemli bir faktör olduğu görülmüştür.
Zhu vd. (2014)	**Örneklem**	Asya-Pasifik ülkelerine ait 10 borsa endeksi
	Dönem	4 Ocak 2000-30 Mart 2012
	Yöntem	Kopula-GARCH
	Bulgular	Petrol fiyatları ile Asya-Pasifik ülkeleri endeksleri arasındaki ilişkinin zayıf düzeyde olduğu görülmüştür.
Al-hajj vd. (2018)	**Örneklem**	Malezya borsa endeksi
	Dönem	Ocak 1990-Kasım 2016
	Yöntem	NARDL
	Bulgular	Çalışmada petrol fiyatı şoklarının hisse senedi piyasası getirileri üzerinde olumsuz bir etkiye sahip olduğu bulgusu elde edilmiştir.

Davoudi vd. (2018)	**Örneklem**	İran borsa endeksi
	Dönem	Ocak 1993-Mart 2014
	Yöntem	GARCH, ARDL
	Bulgular	Bulgular, petrol şoklarının borsa oynaklığı üzerinde oldukça yüksek etkilere sahip olduğu ve bu şokların İran borsası için hisse senedi endeksinin büyümesinin ana etkenlerinden biri olduğunu göstermektedir.
Masood vd. (2019)	**Örneklem**	G7 ülkeleri borsa endeksleri
	Dönem	Eylül 2009-Ağustos 2016
	Yöntem	Regresyon
	Bulgular	Petrol fiyatlarının ele alınan bütün ülkelerin borsa endeksleri için etkisi bulunmamaktadır.
Sarwar vd. (2020	**Örneklem**	Çin, Pakistan ve Hindistan borsa endeksleri
	Dönem	1 Temmuz 1997-31 Aralık 2015
	Yöntem	BEKK-GARCH
	Bulgular	Etkileşim kriz öncesi ve sonrası farklılaşmakla beraber petrol ve borsa arasındaki volatilite yayılımı, Pakistan borsasında çift yönlü, Çin borsasında tek yönlü yayılma, Hindistan borsası için ise dönemler üzere farklı etkiler göstermektedir.
Çevik vd. (2020)	**Örneklem**	Türkiye borsa endeksi
	Dönem	1990-2017
	Yöntem	EGARCH
	Bulgular	1993 ve 2008-2009 dönemleri haricinde petrol fiyatları ile BİST 100 endeksi arasında önemli bir yayılma etkisi bulunmamaktadır.
Joo ve Park (2021)	**Örneklem**	Petrol ihracatçısı olan 10 ülkenin borsa endeksleri
	Dönem	Mayıs 2001-Aralık 2019
	Yöntem	QQM
	Bulgular	Petrol fiyatı oynaklığının hisse senedi getirileri üzerinde olumsuz etkilere neden olmaktadır. Petrol fiyatı oynaklığının, özellikle petrol ithal eden başlıca dört ülke olan Hindistan, Japonya, Kore ve ABD üzerinde oldukça güçlü etkiye sahip olduğunu göstermiştir.
Zhang ve He (2021)	**Örneklem**	ABD, Çin, Japonya, İngiltere ve Almanya borsa endeksleri
	Dönem	Covid-19 dönemi
	Yöntem	DC-MSV, GC-MSV
	Bulgular	Petrol oynaklıkları ile ABD, Almanya ve İngiltere borsa endeksleri oynaklığı arasında anlamlı etkileşim varlığı,

		Çin ve Japonya borsa endeksleri oynaklığı için ise etkileşimin olmadığı bulgular arasındadır.
Karim vd. (2022)	**Örneklem**	BRICS ülkeleri endeksleri
	Dönem	17 Temmuz 2006-6 Kasım 2020
	Yöntem	MGARCH-DCC
	Bulgular	Borsalarının getirisinin petrol getirisiyle nispeten daha güçlü ilişkiyi Rusya, Brezilya ve Güney Afrika için yakaladığı, Çin ve Hindistan için ise petrol fiyatı getirisi ile daha az ilişkili olduğu gözlemlenmiştir.
Mahmoudi ve Ghaneei (2022)	**Örneklem**	Kanada borsa endeksi
	Dönem	Ocak 1970-Mayıs 2021
	Yöntem	MS-VAR
	Bulgular	Endeks getirilerinin büyüme oranının pozitif olduğu ve endeks getirilerinin büyüme oranının negatif olduğu iki gruplu rejim ile petrol getirileri ilişkisi ele alınmıştır. Buna göre, endeks getirilerinin pozitif olduğu rejimde ham petrol piyasasının borsa üzerinde negatif etkiye sahip olduğu, diğer rejim için ise borsa üzerinde pozitif etkiye sahip olduğu bulgusu elde edilmiştir.

3.2. ALTIN İLGİLİ LİTERATÜR İNCELEMESİ

Sumner vd. (2010)[175] çalışmalarında, S&P 500 endeksi, altın ve ABD bono piyasası arasında getiri yayılmalarını incelemiştir. Diebold & Yılmaz yayılma metodolojisini kullanarak yapılan çalışmada dönem aralığı Ocak 1970 - Nisan 2009 arası seçilmiş ve haftalık frekansta veriler modele dahil edilmiştir. Ampirik bulgulara göre, kullanılan örneklem dönemi için, altın ile endeks arasında getiri yayılmaları bulunmamıştır.

Mishra vd. (2010)[176] çalışmalarında, Hindistan borsası BSE 100 endeksi ile yurtiçi altın fiyatlarındaki nedensellik etkisi Ocak 1991 - Aralık 2009 dönemi için aylık veriler üzerinden incelenmiştir. Çalışmanın model yapısı VECM metodu ile gerçekleştirilmiştir.

[175] Steven Sumner, Robert Johnson, Luc Soenen, "Spillover Effects Among Gold, Stocks, and Bonds.", **Journal of centrum Cathedra,** C. 3, No. 2, 2010, ss. 106-120.
[176] Pramod Kumar Mishra, J. R. Das, Santosh Kumar Mishra, "Gold Price Volatility and Stock Market Returns In India.", **American Journal of Scientific Research**, C. 9, No. 9, 2010, ss.47-55.

Elde edilen bulgulara göre, değişkenler arasında karşılıklı Granger nedensellik ilişkisi tesbit edilmiştir.

Coudert ve Reymond (2011)[177] çalışmalarında, Şubat 1978 - Ocak 2009 dönem aralığında aylık frekansda altın ile Fransa, Almanya, İngiltere, ABD ve G7 genelinde borsa endeksleri için güvenli liman niteliği taşıyıp-taşımadığı ve etkileşimini ARMA-GARCH modeli ile incelemiştir. Bulgulara göre, altın için borsa endeksinin sadece kriz veya ayı piyasası hakim olduğu dönemlerde güvenli liman olma özelliği taşıdığı, ancak diğer zamanlarda çalışmadaki bütün borsa endeksleri ile altın arasında etkileşimin olmadığı görülmüştür.

Brooks ve Prokopczuk (2011)[178] çalışmalarında, S&P 500 endeksi ile enerji (ham petrol ve benzin) fiyatları ve kıymetli madenler (altın ve gümüş) arasındaki getiri ve volatilite etkileşimini açıklamıştır. Bu çalışmada stokastik yöntemlerden MCMC yöntemi ile Ocak 1985 - Mart 2010 dönemi için bulgular elde edilmiştir. Buna göre, ilgili borsa endeksi ile hem getiri korelasyonunun hem de volatilite etkileşiminin oldukça düşük olduğu elde edilen bulgular arasındadır.

Hossenidoust vd. (2013)[179] çalışmalarında, Asean ülkeleri grubu için altın ve petrol ile ilgili borsa endeksleri arasında volatilite yayılma etkisini incelemiştir. Ocak 2000 - Ocak 2013 arasında aylık frekanslı verilerin ele alındığı çalışmada EGARCH ve MEGARCH modelleri yardımıyla bulgular elde edilmiştir. Model sonuçlarına göre bakıldığında, altın piyasasının oynaklığının sadece Malezya ve Singapur hisse senedi piyasalarının oynaklığı üzerinde önemli bir etkisi olurken, diğer piyasalar için aynı etki söz konusu değildir. Bu etki nedeniyle, altının bu kapsamda yalnızca Endonezya, Filipinler ve Tayland için iyi çeşitlendirilmiş bir portföy amacıyla güvenli liman olarak kullanılması gerektiği belirtilmiştir.

---

[177] Virginie Coudert, Hélène Raymond, "Gold and Financial Assets: Are There Any Safe Havens In Bear Markets.", **Economics Bulletin,** C. 31, No. 2, 2011, ss. 1613-1622.

[178] Chris Brooks, Marcel Prokopczuk, "The Dynamics Of Commodity Prices.", **Quantitative Finance,** C. 13, No. 4, 2013, ss. 527-542.

[179] Ehsan Hossenidoust, Hawati Janor, Masoud Yusefi, Hafizi Abdul Majid, Roslan Ja'afar, "Volatility Spillovers Across Commodity and Stock Markets Among ASEAN Countries.", **Prosiding Perkem***,* C.8*,* No. 3, 2013, ss. 1401-1412.

Apergis vd. (2014)[180] çalışmalarında, altının da dahil olduğu kıymetli madenler ile G7 ülkeleri arasında yayılımı konu almıştır. Faktör Genişletilmiş Vektör Otoregresif (FAVAR) modeli ile Ocak 1981 - Aralık 2010 için aylık veriler üzerinden yapılan araştırmanın sonuçlarına göre, kıymetli madenlerin G7 ülkelerinin ilgili borsa endeksleri üzerinde oldukça düşük düzeyli yayılımı olduğunu göstermektedir.

Doğru ve Uysal (2015)[181] çalışmalarında, Türkiye'de Ocak 2000 - Eylül 2012 dönemi serileri ile, küresel kriz öncesi ve sonrasında kısa ve uzun vadede altın ve hisse senetleri ilişkisini BİST 100 üzerinde test etmiştir. Çalışmada, Johansen eş bütünleşme ve Granger nedensellik testleri ile sonuçları araştırmışlardır. Sonuçlarına göre, altın fiyatları ile BİST 100 borsa endeksi arasında yüksek korelasyon olduğu sonuçlarına ulaşılmıştır. Bu korelasyon ilişkisinin yönü küresel kriz öncesinde pozitif yönlü iken, kriz sonrasında negatif yöne dönmüştür.

Raza vd. (2016)[182] çalışmalarında, aylık frekansta Ocak 2008 - Haziran 2015 dönemi için altın ve ham petrol fiyatları, ayrıca bu emtiaların volatilite endeksleri ile gelişmekte olan ülke (Hindistan, Çin, Brezilya, Meksika, Şili, Tayland, Endonezya, Rusya, Güney Afrika ve Malezya) borsa endeksleri arasındaki etkileşimi incelemiştir. Kısa ve uzun dönem asimetrileri bulmak için NARDL yöntemi uygulanmıştır. Sonuçlara göre, altının volatilite etkileşiminin tüm gelişmekte olan ülkelerin piyasaları üzerinde hem kısa hem de uzun vadede olumsuz yönde etkilediğini göstermektedir. Altın getirilerindeki etkileşim ise BRICS ülkeleri borsa getirileri üzerinde olumlu, Meksika, Malezya, Tayland, Şili ve Endonezya borsaları üzerinde ise olumsuz bir etkiye sahip olduğu yönündedir.

---

[180] Nicholas Apergis, Christina Christou, James E. Payne, "Precious Metal Markets, Stock Markets and The Macroeconomic Environment: A FAVAR Model Approach.", **Applied Financial Economics,** C. 24, No. 10, 2014, ss. 691-703.

[181] Bülent Doğru, Mustafa Uysal, "Bir Yatırım Aracı Olarak Altın ile Hisse Senedi Endeksi Arasındaki İlişkinin Analizi : Türkiye Üzerine Ampirik Uygulama.", **Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi,** C. 24, No. 1, 2015, ss.239-254.

[182] Naveed Raza, Syed Jawad Hussain Shahzad, Aviral Kumar Tiwari, Muhammad Shahbaz, "Asymmetric Impact Of Gold, Oil Prices and Their Volatilities On Stock Prices Of Emerging Markets.", **Resources Policy,** C. 49, 2016, ss. 290-301.

Hoon Kang vd. (2017)[183] çalışmalarında, Ocak 2000 - Mayıs 2016 aralığı için günlük kapanış fiyatlarını esas alarak 4 kıymetli maden (altın, gümüş, paladyum ve platinyum) vadeli piyasaları ile Japonya, ABD, Asya ve Avrupa olmakla toplam 5 borsa endeksi (S&P 500, STOXX 600, TSX, Nikkei 225 ve DJASIA) arasında DECO-FIGARCH modeli ve Diebold & Yılmaz volatilite yayılma yöntemi ile test etmiştir. Model sonuçlarına göre, hem hisse senedi hem de kıymetli maden piyasalarının oynaklığında uzun vadeli hafızanın varlığına rastlanmıştır. Diğer yandan, kıymetli maden ve endeksler arasında volatilite yayılımları bulunmaktadır. Hisse senedi endekslerinden, özellikle S&P 500 ve STOXX 600 için kıymetli madenler üzerinde daha büyük etkiye sahip olmakta ancak kıymetli madenlerden hisse senedi piyasalarına volatilite iletimi ise zayıftır.

Robiyanto vd. (2017)[184] çalışmalarında, altın ve diğer kıymetli maden, emtia ürünleri ile ASEAN ülkeleri grubunda olan Singapur, Thailand, Malezya, Endonezya ve Filipinler borsa endeksleri için finansal riskten korunma aracı olarak işlevselliğini test etmiştir. GARCH modeli ile yapılan çalışmada aylık veriler kapsamında Ocak 1999 - Aralık 2013 dönemi için sonuçlar yorumlanmıştır. Elde edilen bulgulara göre, altın yalnızca Singapur ve Malezya borsaları için güçlü bir güvenli liman olabilme imkanına sahip olmakta, diğer ülkeler için ise çalışmada ele alınan diğer kıymetli madenlerin güvenli liman olma konumunda olduğu görülmüştür.

Çelik vd. (2018)[185] çalışmalarında, 1 Şubat 2006 - 30 Temmuz 2015 dönem aralığında gün sonu kapanı fiyatlarını esas alan ve VAR-EGARCH modeliyle gelişmekte olan ülkelerin (Hindistan, Brezilya, Türkiye, Güney Afrika ve Endonezya) borsa endeksleri ile altın, aynı zamanda petrol arasında getiri ve volatilite yayılmalarını test etmiştir. Elde edilen sonuçlara göre, altın getirilerinden Hindistan, Endonezya, Brezilya

[183] Walid Mensi, Khamis Hamed Al-Yahyaee, Sang Hoon Kang, "Time-Varying Volatility Spillovers Between Stock and Precious Metal Markets With Portfolio Implications.", **Resources Policy,** C. 53, 2017, ss. 88-102.
[184] Irene Rini Demi Pangestuti, "Testing Commodities As Save Haven And Hedging Instrument On Asean's Five Stock Markets.", **Jurnal Ekonomi Kuantitatif Terapan**, C. 10, No. 2, 2017, ss. 231-238.
[185] İsmail Çelik, Arife Özdemir, Samet Gürsoy, Hande Uzunoğlu Ünlü, "Gelişmekte Olan Hisse Senedi Piyasaları ile Kıymetli Madenler Arasındaki Getiri ve Volatilite Yayılımı.", **Ege Akademik Bakış,** C. 18, No. 2. 2018, ss. 217-230.

ve Türkiye piyasalarına doğru pozitif getiri yayılımı olduğu, volatilite yayılımda ise Türkiye endeksinin etkilenmediği görülmüştür.

Singhal vd. (2019)[186] çalışmalarında Ocak 2006 - Nisan 2018 aralığı için altın, petrol fiyatları ve döviz kuru ile Meksika için BMV IPC hisse senedi piyasa endeksinin ARDL sınır testi ile etkileşimini test etmiştir. Çalışmanın sonucuna göre, uluslararası altın fiyatlarının BMV IPC endeks fiyatlarını pozitif yönde etkilediği tespit edilmiştir.

Morema ve Bonga (2020)[187] çalışmalarında günlük kapanış fiyatları üzerinden 3 Ocak 2006 - 23 Nisan 2020 dönem aralığı için asimetrik DC-GARCH (ADC-GARCH) metodunu esas alarak altın ve petrol emtiaları ile Güney Afrika'nın sektörel borsa endeksleri arasındaki etkileşimi incelemiştir. Çalışmada elde edilen bulgular, altın piyasasından Güney Afrika hisse senedi piyasalarına genel olarak tek yönlü bir volatilite aktarımı olduğunu göstermektedir. Çalışma kapsamında bunun nedeninin Güney Afrika'nın küresel emtia fiyatları üzerinde fazla etkisi olmayan küçük bir ülke olması ile açıklanmaktadır. Dinamik korelasyon değerlendirmesi açısından ise, örneklem dönemini kapsayan krizler sırasında hisse senedi-altın korelasyonlarının tümünün negatif olduğu sonucu elde edilmiştir.

He vd. (2020)[188] çalışmalarında, 4 Ocak 2000 - 30 Kasım 2018 dönemi için günlük frekansında Troy onsu altın, Brent petrol ve Henry Hub doğal gaz getirileri ile Çin'in SSE Composite endeksi ve ABD için S&P 500 borsa endeksi getirileri arasındaki yayılma etkisi kıyaslı şekilde incelenmiştir. Yayılma etkisi Diebold & Yılmaz yayılma etkisi modeli esas alınarak uygulanmıştır. Altının volatilite yayılma etkisinin piyasalara iletilme gücünün yüksek olduğu görülmüştür. Bununla birlikte, altının ABD hisse senedi piyasası üzerinde net bir pozitif volatilite yayılma etkisi, Çin hisse senedi piyasası üzerinde ise net

[186] Shelly Singhal, Sangita Choudhary, Pratap Chandra Biswal, "Return and Volatility Linkages Among International Crude Oil Price, Gold Price, Exchange Rate and Stock Markets: Evidence From Mexico.", **Resources Policy,** C. 60, 2019, ss. 255-261.

[187] Kgotso Morema, Lumengo Bonga-Bonga, "The Impact Of Oil and Gold Price Fluctuations On The South African Equity Market: Volatility Spillovers and Financial Policy Implications.", **Resources Policy,** C. 68, 2020

[188] Xie He, Tetsuya Takiguchi, Tadahiro Nakajima, Shigeyuki Hamori, "Spillover Effects Between Energies, Gold, and Stock: The United States Versus China.", **Energy & Environment**, C.31, No. 8, 2020, ss. 1416-1447.

bir negatif etkisi bulunmuştur. Bu yayılımın uzun vadede oluştuğu da elde edilen bulgular arasındadır.

Elgammal vd. (2021)[189] çalışmalarında, 13 Ocak 2015 - 15 Mayıs 2020 aralığında günlük veriler kapsamında 25 gelişmiş ve 24 gelişmekte olan ülkenin yer aldığı toplam 14000'den fazla hisse senedini içinde bulunduran S&P Küresel Endeksi (BMI) ile GSCI altın endeksi arasında yayılma etkisini GARCH modeli ile incelemiştir. Çalışmada yazarlar Covid-19 dönemi zamanında ve öncesinde etkileşimi test etmek amacıyla dönemleri üç kısıma : bütün aralığı kapsayan toplam dönemi, salgın öncesindeki 91 işlem günü dönemi ve salgın sürecini kapsayan 91 işlem gününe ayırarak incelemiştir. Bulgulara göre, hisse senedi ve altın piyasası arasında çift yönlü getiri yayılma etkileri bulunmuş, ayrıca şok ve oynaklık yayılmalarının, Covid-19 salgınının hemen ardından daha belirgin olduğu gözlemlenmiştir.

Altın etkileşimi ile ilgili literatür taraması sonucunda ulaşılan çalışmalar Tablo 2'de özet şeklinde aşağıda sunulmuştur.

Tablo 2. Altın Etkileşimi İle İlgili Literatür Özeti

Sumner vd. (2010)	**Örneklem**	S&P 500 endeksi ve ABD bono piyasası
	Dönem	Ocak 1970 - Nisan 2009
	Yöntem	Diebold & Yılmaz yayılma modeli
	Bulgular	Örneklem dönemi için, altın ile endeks arasında getiri yayılmaları bulunmamıştır.
Mishra vd. (2010)	**Örneklem**	Hindistan borsası BSE 100 endeksi
	Dönem	Ocak 1991 - Aralık 2009
	Yöntem	VECM
	Bulgular	İlgili değişkenler için çift taraflı Granger nedensellik ilişkisi bulunmuştur.
Coudert ve Reymond (2011)	**Örneklem**	Fransa, Almanya, İngiltere, ABD ve G7 geneli
	Dönem	Şubat 1978 - Ocak 2009
	Yöntem	ARMA-GARCH
	Bulgular	Yalnızca kriz veya ayı piyasası hakim olduğu dönemlerde güvenli liman olma özelliğinin bulunduğu ve

[189] Mohammed M. Elgammal, Walid MA Ahmed, Abdullah Alshami, "Price and Volatility Spillovers Between Global Equity, Gold, and Energy Markets Prior To and During The COVID-19 Pandemic.", **Resources Policy**, C. 74, 2021.

		başka zamanlar için etkileşimin bulunmadığı gözlemlenmiştir.
Brooks ve Prokopczuk (2011)	**Örneklem**	S&P 500 endeksi ile ham petrol, benzin fiyatları ve gümüş
	Dönem	Ocak 1985 - Mart 2010
	Yöntem	Bayesyen MCMC
	Bulgular	Getiri korelasyonunun ve volatilite etkileşiminin oldukça düşük olduğu bulgusu elde edilmiştir.
Hossenidoust vd. (2013)	**Örneklem**	Asean ülkeleri grubu
	Dönem	Ocak 2000 -Ocak 2013
	Yöntem	EGARCH, MEGARCH
	Bulgular	Altın piyasasının oynaklığının sadece Malezya ve Singapur hisse senedi piyasalarının oynaklığı üzerinde etkisi bulunmuştur. Endonezya, Filipinler ve Tayland için iyi çeşitlendirilmiş bir portföy amacıyla güvenli liman olarak kullanılması gerektiği belirtilmiştir.
Apergis vd. (2014)	**Örneklem**	G7 ülkeleri endeksleri
	Dönem	Ocak 1981 - Aralık 2010
	Yöntem	FAVAR
	Bulgular	G7 ülkelerinin ilgili borsa endeksleri üzerinde oldukça düşük düzeyli yayılım bulunmuştur.
Doğru ve Uysal (2015)	**Örneklem**	Türkiye BİST 100 endeksi
	Dönem	Ocak 2000 - Eylül 2012
	Yöntem	Johansen eşbütünleşme, Granger nedensellik testleri
	Bulgular	Altının BİST 100 borsa endeksi arasında yüksek korelasyon olduğu sonuçlarına ulaşılmıştır.
Raza vd. (2016)	**Örneklem**	BRICS + Meksika, Şili, Tayland, Endonezya ve Malezya borsa endeksleri
	Dönem	Ocak 2008 - Haziran 2015
	Yöntem	NARDL
	Bulgular	Altın getirilerindeki etkileşim BRICS ülkeleri borsa getirileri üzerinde olumlu, Meksika, Malezya, Tayland, Şili ve Endonezya borsaları üzerinde ise olumsuz bir etkiye sahiptir.
Hoon Kang vd. (2017)	**Örneklem**	Japonya, ABD, Asya ve Avrupa'ya ait S&P 500, STOXX 600, TSX, Nikkei 225 ve DJASIA endeksleri
	Dönem	Ocak 2000 - Mayıs 2016
	Yöntem	DECO-FIGARCH, Diebold & Yılmaz yayılma modeli
	Bulgular	Kıymetli maden ve endeksler arasında volatilite yayılımları bulunmakta ancak kıymetli madenlerden

		hisse senedi piyasalarına volatilite iletimi ise zayıf bulunmaktadır.
Robiyanto vd. (2017)	**Örneklem**	Asean ülkeleri endeksleri
	Dönem	Ocak 1999 - Aralık 2013
	Yöntem	GARCH
	Bulgular	Altın yalnızca Singapur ve Malezya borsaları için güçlü bir güvenli liman niteliğindedir.
Çelik vd. (2018)	**Örneklem**	Hindistan, Brezilya, Türkiye, Güney Afrika ve Endonezya endeksleri
	Dönem	1 Şubat 2006 - 30 Temmuz 2015
	Yöntem	VAR-EGARCH
	Bulgular	Altın getirilerinden Hindistan, Endonezya, Brezilya ve Türkiye piyasalarına pozitif getiri yayılımı olduğu, volatilite yayılımda ise Türkiye borsa endeksinin etkilenmediği görülmektedir.
Singhal vd. (2019)	**Örneklem**	Meksika BMV IPC endeksi
	Dönem	Ocak 2006 - Nisan 2018
	Yöntem	ARDL
	Bulgular	Altın fiyatlarının endeks fiyatlarını pozitif yönde etkilediği gözlemlenmiştir.
Morema ve Bonga (2020)	**Örneklem**	Güney Afrika sektörel endeksleri
	Dönem	3 Ocak 2006 - 23 Nisan 2020
	Yöntem	ADC-GARCH
	Bulgular	Altın piyasasından Güney Afrika hisse senedi piyasalarına genel olarak tek yönlü bir volatilite aktarımı olduğunu göstermektedir.
He vd. (2020)	**Örneklem**	Brent petrol ve Henry Hub doğal gaz verileri ve Çin'in SSE Composite endeksi ile ABD için S&P 500 endeksi
	Dönem	4 Ocak 2000 - 30 Kasım 2018
	Yöntem	Diebold & Yılmaz yayılma modeli
	Bulgular	Altının ABD hisse senedi piyasası için pozitif volatilite yayılma etkisi, Çin hisse senedi piyasası üzerinde ise negatif etkisi bulunmaktadır.
	Örneklem	S&P Küresel Endeksi (BMI)
	Dönem	13 Ocak 2015 - 15 Mayıs 2020
	Yöntem	GARCH

Elgammal vd. (2021)	**Bulgular**	Hisse senedi ve altın piyasası arasında çift yönlü getiri yayılma etkileri hem Covid-19 öncesi hem de salgın dönemi sırasında bulunmuştur.

3.3. DOLAR ENDEKSİ İLGİLİ LİTERATÜR İNCELEMESİ

Su ve Fen (2011)[190] çalışmalarında, 1 Ocak 2005 - 30 Nisan 2009 dönemi için günlük frekansda dolar endeksinin Tayvan borsası üzerinde etkisini ARCH-GARCH modelleri ile incelemiştir. Araştırmanın bulgularına göre, ABD dolar endeksi döviz kurunu önemli ölçüde etkilediğinden, döviz kurundaki dalgalanmalar Tayvan borsa getirilerini önemli ölçüde etkilemektedir. Bu nedenle, ABD doları endeksi Tayvan borsası üzerinde döviz kuru aracılığıyla dolaylı etkiye sahiptir.

Hosen (2013)[191] çalışmasında, Endonezya (Jakarta Kompozit Endeksi) üzerinde dolar endeksinin, S&P 500 endeksinin ve 30 yıllık ABD hazine bonoları fiyatlarının etkileşimini incelemiştir. 2006 - 2011 dönem aralığında aylık frekansta yapılan çalışmada Çoklu Regresyon Modeli üzerinden bulgular yorumlanmıştır. Çalışmanın sonucuna göre, dolar endeksi, Jakarta Kompozit Endeksi'ni negatif ilişki ile kısmen etkilemektedir.

Akel ve Gazel (2014)[192] çalışmalarında, dolar endeksi, Reel Efektif Döviz Kuru Endeksi ve Euro/TL kuru ile Borsa İstanbul Sanayi Endeksi (SINAI) ilişkisi testi için Ocak 2005 - Aralık 2013 dönemini aylık bazda kapanış verileri kullanarak değerlendirmiştir. Araştırma kapsamında ARDL sınır testi uygulanmıştır. Elde edilen bulgulara göre, dolar endeksi ile SINAI arasında ilişki anlamlı ve negatif yöndedir.

[190] En-Der Su, Yu-Gin Fen, "The Affect Of The US Dollar Index, US Stocks and The Currency Exchange On The Taiwan Stock Market During The Financial Tsunami.", **Journal of Statistics and Management Systems,** C. 14, No. 4, 2011, ss. 789-813.

[191] Vania Stephanie Hosen, "The Influence of S&P 500 Index, 30-Year US Treasury Bond, Commodity Research Bureau Index and USD Index Towards The Volatility of Jakarta Composite Index During The Global Financial Crisis (Period 2006-2011).", 2013

[192] Veli Akel, Sümeyra Gazel, "Döviz Kurları ile BİST Sanayi Endeksi Arasındaki Eşbütünleşme İlişkisi : Bir ARDL Sınır Testi Yaklaşımı.", **Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, C. 44, 2014, ss.23-41.

Kiracı (2019)[193] çalışmasında, BİST turizm endeksi ile dolar endeksi etkileşimini incelemiştir. Model için 1 Ocak 2003 - 24 Temmuz 2018 dönem aralığında günlük frekanslı veri seti kullanılmıştır. Hatemi-J asimetrik nedensellik ve Granger nedensellik testleri ile bulgular yorumlanmıştır. Hem Hatemi-J hem de Granger nedensellik sonuçları dolar endeksinde oluşan fiyat değişimlerin, BİST turizm endeksini etkilediğini göstermektedir.

Dai vd. (2020)[194] çalışmalarında, Hong Kong borsasının Hang Seng endeksi (HSI) için GARCH modeli yardımıyla dolar endeksi etkisini araştırmıştır. Yazarlar araştırmada Ocak 1989 - Aralık 2018 için günlük getiri verilerini aylık volatilitelere dönüştürerek modele dahil etmiştir. Elde edilen model sonuçlarına göre, dolar endeksinin HSI üzerinde direkt etkisinin olmadığı, döviz kuru üzerindeki etkisi yoluyla döviz kuru oynaklığından Hang Seng Endeksi (HSI) oynaklığına doğru dolaylı volatilite etkileşimi gösterdiği bulgusunu elde etmiştir.

Kiracı (2020)[195] çalışmasında, Borsa İstanbul Ulaştırma Endeksi (XULAS) ile dolar endeksi ve petrol fiyatları arasındaki ilişkiyi Hatemi-J asimetrik nedensellik ve Granger nedensellik testleri ile incelemiştir. 3 Ocak 2000 - 24 Temmuz 2018 aralıklı çalışmada günlük frekanslı veriler modele dahil edilmiştir. Çalışma bulgularına göre, her iki test ile sonuçlar örtüşmekte, bu değişkenlerden XULAS endeksine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin varlığı saptanmaktadır.

Kumar ve Robiyanto (2021)[196] çalışmalarında, dolar endeksi ve altın getirileri ile Hindistan (Bombey borsa endeksi) ve Çin (Şanghay endeksi) arasında Covid-19 dönemi için etkileşimi incelemiştir. GARCH modeli kullanılan çalışmada 17 Haziran 2019 - 17 Haziran 2020 dönemini günlük veriler temelinde incelenmiştir. Çalışmada ele alınan

---

[193] Kasım Kiracı, "BİST Turizm Endeksi ile Dolar Kuru, Dolar Endeksi ve Petrol Fiyatları Arasındaki Nedensellik İlişkisinin Ampirik Analizi.", **Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi,** C. 53, 2019, ss. 73-86.

[194] Zhifeng Dai, Huiting Zhou, Xiaodi Dong, "Forecasting Stock Market Volatility: The Role Of Gold and Exchange Rate." **AIMS Mathematics,** C. 5, No. 5, 2020, ss. 5094-5105.

[195] Kasım Kiracı, "Bist Ulaştırma Endeksi ile Dolar Endeksi ve Petrol Fiyatları Arasındaki İlişkinin Ampirik Olarak Analizi.", **Finansal Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi,** C.12, No. 22, 2020, ss.180-189.

[196] Joseph John Allwyn Kumar, Robiyanto Robiyanto, "The Impact Of Gold Price and US Dollar Index: The Volatile Case Of Shanghai Stock Exchange and Bombay Stock Exchange During The Crisis Of COVID-19.", **Jurnal Keuangan dan Perbankan**, C. 25, No. 3, 2021, ss. 508-531.

dönem 3 kısıma : salgın öncesi, salgın zamanı ve salgın öncesi ile salgın zamanının toplamı şeklinde ayrım yapılarak değerlendirilmiştir. Elde edilen bulgular salgın öncesinde ve toplam dönem için dolar endeksinin getiri ve volatilite aktarımlarının sadece Hindistan borsa endeksi için anlamlı etkileşimini sunmakta, pandemi öncesi için ise her iki endeks üzerinde etkileşim bulunmamıştır.

Malik (2021)[197] çalışmasında, GARCH model yapısı üzerinden S&P 500 endeksi ile dolar endeksi ilişkisini konu almıştır. 2 Ocak 2003 - 31 Mayıs 2018 arası günlük kapanış fiyatlarını inceleyen araştırmada S&P 500 endeksinden dolar endeksine doğru bir oynaklık aktarımının mevcut olduğunu, ancak bunun tersi durumun bulunmadığını göstermektedir.

Lin (2021)[198] çalışmasında, dolar endeksi dahil olmakla vadeli emtia piyasası, yerel döviz piyasası gibi değişkenlerin volatilite etkileşimini Şanghay Birleşik Borsası (SSEC) üzerinde Çin borsa çöküşü dönemi kapsamında incelemiştir. Lin (2021) çalışmasında, GARCH-MIDAS yöntemi ile 14 Mart 2008 - 31 Mart 2018 dönemini günlük kapanış fiyatları ile test etmiştir. Ele alınan dönem aralığı kriz öncesi ve kriz sonrası ayrımı yapılarak yorumlanmıştır. Elde edilen bulgulara göre, dolar endeksinin hem 2015 Çin borsa krizi öncesinde hem de kriz sonrasında SSEC üzerinde volatilite aktarımı bulunmuştur.

Köse ve Yılmaz (2022)[199] çalışmalarında, 1 Mart 2020 - 1 Mart 2021 aralığı için günlük kapanış fiyatları çerçevesinde değerlendirme yapmıştır. Çalışmada ABD, Türkiye, Almanya, Japonya ve Euro bölgesini temsilen 7 borsa endeksi ile dolar endeksinin etkileşimi ele alınmıştır. Granger nedensellik ilişkisi sonuçlarına göre, dolar endeksinden BIST 100, Dow Jones ve S&P 500 endekslerine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi görülmüştür. Diğer yandan DAX, Euro Stoxx 50, FTSE 100 ve Nikkei 225 endeksleriyle

[197] Farooq Malik, "Volatility Spillover Between Exchange Rate and Stock Returns Under Volatility Shifts.", **The Quarterly Review of Economics and Finance,** C. 80, 2021, ss. 605-613.
[198] Arthur Jin Lin, "Volatility Contagion Among Stock, Currency, and Bulk Shipping Market During The China's Stock Market Crash Crisis.", **The Singapore Economic Review,** 2021, ss.1-18.
[199] Yaşar Köse, Emre Yılmaz, "Dolar Endeksi Uluslararası Bir Finansal Gösterge Olabilir Mi? Dünyada Önemli Borsa Endeksleri Üzerinde Ampirik İnceleme.", **Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi**, C. 35, 2022, ss. 85-96.

dolar endeksi arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin mevcut olduğu elde edilen bulgular arasındadır.

Mohanty vd. (2022)[200] çalışmalarında, ASE ve NYSE'de ticareti yapılan 49 adet petrol ve gaz şirketleri için risk faktörleri olarak nitelendirilen dolar endeksi, VIX ve petrol-gaz fiyatları üzerinden QM regresyon ile etkiyi açıklamıştır. 1 Ocak 2000 - 31 Aralık 2015 dönemi için haftalık kapanış fiyatlarını ele alan çalışma sonuçlarına göre bu petrol ve gaz şirketleri getirileri üzerinde uluslararası petrol-gaz fiyat değişikliklerinin esas risk faktörü olduğu ve dolar endeksinin kantiller arası geçişkenliğinin zayıf olduğunu belirtmektedir.

Şenol ve Koç (2022)[201] çalışmalarında, 2 Ocak 2015 - 29 Haziran 2019 için günlük frekansta veriler üzerinden 23 gelişmiş ülke hisse senedi temsili olan MSCI dünya endeksi ile dolar endeksi, ABD 2 yıllık devlet tahvili faizi, altın, petrol ve Bitcoin etkileşimi amaçlanmıştır. Diebold & Yılmaz yayılma metodolojisini temel alan çalışmada, MSCI dünya endeksinin dolar endeksi üzerinde volatilite yayılma özelliğinin varlığı saptanmıştır.

Dolar endeksi etkileşimi ile ilgili literatür taraması sonucunda ulaşılan çalışmalar Tablo 3'te özet şeklinde aşağıda sunulmuştur.

Tablo 3. Dolar Endeksi Etkileşimi İle İlgili Literatür Özeti

Su ve Fen (2011)	**Örneklem**	Taiwan borsası
	Dönem	1 Ocak 2005 - 30 Nisan 2009
	Yöntem	ARCH-GARCH
	Bulgular	ABD doları endeksi Tayvan borsası üzerinde döviz kuru aracılığıyla dolaylı etkiye sahiptir.
Hosen (2013)	**Örneklem**	Endonezya'nın Jakarta Kompozit Endeksi
	Dönem	2006 - 2011
	Yöntem	Çoklu Regresyon Modeli

[200] Sunil K. Mohanty, Stein Frydenberg, Petter Osmundsen, Sjur Westgaard, Christian Skjold, "Risk Factors in Stock Returns Of US Oil and Gas Companies: Evidence From Quantile Regression Analysis.", **Review of Quantitative Finance and Accounting**, C. 60, No. 2, 2023, ss. 715-746.

[201] Zekai Şenol, Selahattin Koç, "Borsa, Faiz, Döviz Kuru, Altın, Petrol ve Bitcoin Arasındaki Volatilite Yayılımları.", **Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi**, C. 35, 2022, ss.31-46.

	Bulgular	Dolar endeksi, Jakarta Kompozit Endeksi'ni negatif ilişki ile kısmen etkilemektedir.
Akel ve Gazel (2014)	**Örneklem**	Borsa İstanbul Sanayi Endeksi
	Dönem	Ocak 2005 - Aralık 2013
	Yöntem	ARDL
	Bulgular	Dolar endeksi ile SINAI arasında ilişki anlamlı ve negatif yöndedir.
Kiracı (2019)	**Örneklem**	BİST Turizm Endeksi
	Dönem	1 Ocak 2003 – 24 Temmuz 2018
	Yöntem	Hatemi-J ve Granger nedensellik testleri
	Bulgular	Her iki test bulgularına göre dolar endeksinde oluşan fiyat değişimlerinin BİST turizm endeksini etkilediği görülmüştür.
Dai vd. (2020)	**Örneklem**	Hong Kong borsası Hang Seng endeksi
	Dönem	Ocak 1989 - Aralık 2018
	Yöntem	GARCH
	Bulgular	Dolar endeksinin borsa endeksi üzerinde direkt etkisinin olmadığı, döviz kuru üzerindeki etkisi yoluyla etkileşim gösterdiği saptanmıştır.
Kiracı (2020)	**Örneklem**	Borsa İstanbul Ulaştırma Endeksi
	Dönem	3 Ocak 2000 - 24 Temmuz 2018
	Yöntem	Hatemi-J ve Granger nedensellik testleri
	Bulgular	Her iki test bulgularına göre dolar endeksinde oluşan fiyat değişimlerinin BİST turizm endeksini etkilediği görülmüştür.
Kumar ve Robiyanto (2021)	**Örneklem**	Hindistan (Bombey borsa endeksi) ve Çin (Şanghay endeksi)
	Dönem	17 Haziran 2019 - 17 Haziran 2020
	Yöntem	GARCH
	Bulgular	Dolar endeksinin getiri ve volatilite aktarımlarının sadece Hindistan borsa endeksi için anlamlı, pandemi öncesi dönem için ise her iki endeks üzerinde etkileşimin bulunmadığı görülmüştür.
Malik (2021)	**Örneklem**	S&P 500 endeksi
	Dönem	2 Ocak 2003 - 31 Mayıs 2018
	Yöntem	GARCH
	Bulgular	S&P 500 endeksinden dolar endeksine doğru tek yönlü bir volatilite aktarımının mevcut olduğu gözlemlenmiştir.
Lin (2021)	**Örneklem**	Şanghay Birleşik Borsası
	Dönem	14 Mart 2008 - 31 Mart 2018
	Yöntem	GARCH-MIDAS

	Bulgular	Dolar endeksinin hem Çin borsa krizi öncesinde hem de kriz sonrasında ilgili endeks üzerinde volatilite aktarımına ilişkin kanıtlar bulunmuştur.
Köse ve Yılmaz (2022)	**Örneklem**	ABD, Türkiye, Almanya, Japonya ve Euro bölgesini temsil eden 7 borsa endeksi
	Dönem	1 Mart 2020 - 1 Mart 2021
	Yöntem	Granger nedensellik
	Bulgular	Dolar endeksinden BIST 100, Dow Jones ve S&P 500 endekslerine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi; DAX, Euro Stoxx 50, FTSE 100 ve Nikkei 225 endeksleriyle dolar endeksi arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi varlığına rastlanmıştır.
Mohanty vd. (2022)	**Örneklem**	ASE ve NYSE'de ticareti yapılan 49 adet petrol ve gaz şirket hisseleri
	Dönem	1 Ocak 2000 - 31 Aralık 2015
	Yöntem	QM regresyon
	Bulgular	İlgili hisse senetlerinin getirileri üzerinde uluslararası petrol-gaz fiyat değişikliklerinin esas risk faktörü olduğu ve dolar endeksinin kantiller arası geçişkenliğinin zayıf olduğu belirtilmektedir.
Şenol ve Koç (2022)	**Örneklem**	MSCI dünya endeksi
	Dönem	2 Ocak 2015 - 29 Haziran 2019
	Yöntem	Diebold & Yılmaz yayılma metodu
	Bulgular	MSCI dünya endeksinin dolar endeksi üzerinde volatilite yayılma etkisinin varlığı saptanmıştır.

3.4. BITCOIN İLGİLİ LİTERATÜR İNCELEMESİ

Conrad vd. (2018)[202] çalışmalarında, GARCH-MIDAS modeli ile Bitcoin için uzun ve kısa dönem bileşenlerini tespit etmeye yönelik bulguları incelemiştir. Çalışmada, S&P 500, Nikkei 225 borsa endeksleri, VIX endeksi ve kıymetli madenlerden ibaret değişken seti ile Bitcoin arasında volatilite etkileşimi test edilmiştir. Dönem aralığı olarak Mayıs 2013 - Aralık 2017 seçilmiş, günlük varyanslar aylık frekanslara çevrilerek model sonuçları belirtilmiştir. VIX ve S&P 500'ün oynaklığının, uzun vadeli Bitcoin oynaklığı

[202] Christian Conrad, Anessa Custovic, Eric Ghysels, "Long-and Short-term Cryptocurrency Volatility Components: A GARCH-MIDAS Analysis.", **Journal of Risk and Financial Management**, C. 11, No. 2 2018:23

üzerinde negatif ve önemli bir etkiye sahip olduğu bulgusu elde edilmiştir. Yazarlar ayrıca VIX'ten farklı olarak S&P 500 endeksi için bu etkileşimin finansal piyasalardaki ortak volatilite hareketleri için alışılmadık bir durum olduğunu da çalışmada ifade etmektedir.

Trabelsi (2018)[203] çalışmasında, Forex piyasası araçları, Nasdaq, FTSE100, Hang Seng, Nikke 225 ve S&P 500 endeksleri ile kriptopara piyasası arasında etkileşimi dikkate almıştır. Diebold & Yılmaz ve Barunik & Krehlik volatilite yayılma metodolojileri aracılığıyla 7 Ocak 2010 - 8 Şubat 2018 dönemini kapsayan günlük verilerle ampirik bulguları yorumlamıştır. Model sonuçlarına göre, belirtilen piyasalar ile kriptopara piyasası arasında istatistiksel açıdan anlamlı bir etkileşim bulunmamıştır.

Bouri vd. (2018)[204] çalışmalarında, Bitcoin ile 4 çeşit finansal varlık (hisse senetleri: MSCI dünya endeksi, MSCI gelişmekte olan ülke endeksi, emtialar: S&P GSCI enerji, S&P GSCI emtia, tahvil: ABD 10 yıllık devlet tahvili ve döviz: ABD dolar endeksi) ile Bitcoin etkileşimini odak almıştır. Çalışma periodu olarak 19 Temmuz 2010 - 31 Ekim 2017 modele dahil edilmiştir. STVAR-BTGARCH-M, GJR-GARCH ve DCC-GARCH modelli çalışmanın sonucuna göre, Bitcoin ve finansal varlık piyasaları arasındaki etkileşimin asimetrik yapıda olduğu, bu piyasalardan Bitcoine doğru genel bir etkileşim bulunduğu ayrıca getiriler arasındaki aktarımın kovaryans aktarımından daha güçlü düzeyde olduğu kanıtlanmıştır.

Dahir vd. (2019)[205] çalışmalarında, Bitcoin ile BRICS ülkeleri için volatilite aktarımını test etmiştir. Zamana bağlı değişen parametre vektör otoregresyon (TVP-VAR) esaslı yöntem ile yapılan çalışmada 1 Ocak 2012 - 31 Mayıs 2018 arası günlük veri sonuçları incelenmiştir. TVP-VAR model sonuçları, Bitcoin için belirtilen dönem aralığında BRICS ülkelerinde oluşan volatilite şoklarının önemli bir kaynağını oluşturmadığını, bunun yerine Bitcoin'in volatilite alıcısı olduğu yönündedir.

---

[203] Nader Trabelsi, "Are There Any Volatility Spillover Effects Among Cryptocurrencies and Widely Traded Asset Classes?.", **Journal of Risk and Financial Management,** C. 11, No. 4, 2018: 66.

[204] Elie Bouri, Mahamitra Das, Rangan Gupta, David Roubaud, "Spillovers Between Bitcoin and Other Assets During Bear and Bull Markets.", **Applied Economics,** C. 50, No. 55, 2018, ss. 5935-5949.

[205] Ahmed Mohamed Dahir, Fauziah Mahat, Bany-Ariffin Amin Noordin, Nazrul Hisyam Ab Razak, "Dynamic Connectedness Between Bitcoin and Equity Market Information Across BRICS Countries: Evidence From TVP-VAR Connectedness Approach.", **International Journal of Managerial Finance**, C.16, No.3, 2020, ss. 357-371.

Lopez-Cabarcos vd. (2019)[206] çalışmalarında, Bitcoin ile VIX ve S&P 500 endeksi arasındaki etkileşimi incelemiştir. 4 Ocak 2016 - 30 Eylül 2019 arası ortak işlem günleri frekansında veriler 4 alt dönem üzerinden ele alınmıştır. GARCH ve EGARCH modelleri ile elde edilen bulgulara göre, Bitcoin oynaklığının spekülatif dönemlerde daha istikrarsız olduğunu ayrıca, istikrarlı dönemlerde, S&P 500 ve VIX getirilerinin Bitcoin oynaklığını etkilediğini saptamaktadır.

Hernandez ve Rodriguez (2021)[207] çalışmalarında, Bitcoin getirileri ile altın, ham petrol, S&P 500 ve Nikkei 225 endeksi getirileri arasındaki korelasyon ilişkisini incelemiştir. CC-GARCH, DC-GARCH ve VC-GARCH yöntemlerinin esas alındığı araştırmada, günlük frekansta 2016 - 2018 dönem aralığı verileri modele dahil edilmiştir. Model sonuçlarına göre, belirtilen endeksler ile Bitcoin getirileri arasında her üç model için korelasyon ilişkisi bulunmamıştır.

Zhang ve He (2021)[208] çalışmalarında, stokastik model yapılarından olan DC-MSV ve GC-MSV modelleri aracılığıyla Covid-19 dönemini kapsayacak şekilde kripto para, altın ve petrol oynaklıkları ile ABD için S&P 500, Dow Jones ve Nasdaq endeksleri, Çin için Shanghai Composite endeksi, Japonya için Nikke 225 endeksi, Avrupa için ise DAX ve FTSE endeksleri arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Yazarlar, çalışmalarında Bitcoin'in kendi piyasasında yüksek bağımsızlık içinde hareket ettiğini ve modelin genel sonuçlarına göre, Bitcoin oynaklıkları ile ele alınan borsa endekslerinin hepsi için herhangi bir aktarım ilişkisinin bulunmadığını saptamıştır.

Li ve Li P. (2022)[209] çalışmalarında, Bitcoin ile Çin hisse senedi endeksleri (CSI 300 ve Hang Seng endeksleri), emtia vadeli piyasaları (altın ve bakır), USD/CNY kuru ve CSI enerji endeksi arasında volatilite yayılma etkisini incelemiştir. Diebold & Yılmaz ve

---

[206] López-Cabarcos M. Ángeles, Ada M. Pérez-Pico, Juan Piñeiro-Chousa, Aleksandar Šević, "Bitcoin Volatility, Stock Market and Investor Sentiment. Are They Connected?.", **Finance Research Letters**, C.38, 2021.

[207] Ángeles Cebrián-Hernández, Enrique Jiménez-Rodríguez, "Modeling Of The Bitcoin Volatility Through Key Financial Environment Variables: An Application Of Conditional Correlation MGARCH Models.", **Mathematics**, C. 9, No. 3, 2021: 267.

[208] Jing Zhang, Qi-zhi He, "Dynamic Cross-Market Volatility Spillover Based On MSV Model: Evidence From Bitcoin, Gold, Crude Oil, and Stock Markets.", **Complexity,** 2021, ss.1-8.

[209] Jiahong Li, Ping Li, "Volatility Spillovers Between Bitcoin and Chinese Economic and Financial Markets.", 2021.

Barunik & Krehlik volatilite yayılma metodolojilerini temel alan çalışmada, 12 Mart 2012 - 12 Mart 2021 aralığında günlük bazlı veriler ile bulgular elde edilmiştir. Model sonuçlarına göre, Bitcoin ve Çin finansal piyasaları arasında asimetrik bir volatilite yayılma etkisi olduğunu ve Bitcoin'in yayılma etkisinin alıcısı olduğunu göstermektedir. Stabil dönemlerde bu yayılma etkileri nispeten zayıf olsa da, özellikle borsa, döviz piyasası ve bakır vadeli işlemler piyasasında bir anormallik meydana geldiğinde volatilite etkisinin güçlendiği ifade edilmektedir.

Ustaoğlu (2022)[210] çalışmasında, BİST 100 endeksi ile seçili kripto paralar arasında etkileşimi incelemiştir. VAR-DCC-GARCH metodunu esas alan araştırmada 7 Ağustos 2015 - 20 Mayıs 2021 periodu için bulgular elde etmiştir. Analiz sonuçlarına göre, BİST 100 ile kripto para birimleri arasında karşılıklı getiri yayılımı bulunmamıştır. Ayrıca BİST 100'den Bitcoin'e ve Etherium'a doğru tek yönlü volatilite yayılması tespit edilmiştir. Dinamik koşullu korelasyon sonuçları ise BİST 100 ile kripto para birimleri arasında zaman içinde oldukça değişken bir yapıda olmakta ve kriz dönemlerinde daha da artma eğilimindedir.

Sajeev ve Afjal (2022)[211] çalışmalarında, Hindistan (NIFTY50 endeksi), İngiltere (FTSE100 endeksi), Çin (SSE Kompozit endeksi), ABD (DJI endeksi) piyasaları ile Bitcoin volatilite yayılımını ele almıştır. Mart 2017 - Mayıs 2021 periodunda günlük frekans aralığında incelenen bulgular BEKK-GARCH ve DCC-GARCH modelleri üzerinden yorumlanmıştır. Sonuçlara göre, Bitcoin - SSE, Bitcoin - DJI endeksleri arasında asimetrik oynaklık ve zayıf negatif korelasyonun varlığını, Bitcoin - NIFTY50 ve Bitcoin - FTSE100 arasında ise pozitif zayıf korelasyon olduğu görülmüştür. Ayrıca bu endeksler ile Bitcoin arasındaki zamana göre değişen korelasyonun çok düşük olduğu ve bu nedenle Bitcoin'in bu borsalar için bir hedge varlık olarak kabul edilebilir nitelikte olduğu makalede belirtilmektedir.

---

[210] Erkan Ustaoğlu, "Return and Volatility Spillover Between Cryptocurrency and Stock Markets: Evidence from Turkey.", **Muhasebe ve Finansman Dergisi,** C. 93, 2022, ss. 117-126.

[211] Kavya Clanganthuruthil Sajeev, Mohd Afjal, "Contagion Effect Of Cryptocurrency On The Securities Market: A Study Of Bitcoin Volatility Using Diagonal BEKK and DCC GARCH Models.", **SN Business & Economics,** C. 2, No. 6, 2022: 57.

Kumar vd. (2023)[212] çalışmalarında emtia piyasaları, Bitcoin ve G-20 ülkeleri arasındaki risk ve getiri yayılmasını konu almıştır. 1 Ocak 2015 - 15 Mayıs 2022 periodunu kapsayan ve Covid-19 ve Rusya-Ukrayna savaşının etkilerini de değerlendiren bu çalışmada TVP-VAR modeli üzerinden ampirik bulgular elde edilmiştir. Model sonuçlarına göre, özellikle çok boyutlu etkileri olan Covid-19 sürecinde yüksek düzeyde etkileşimin gözlemlendiğini ve bu etkileşimin G-20 ülkelerinden AB, Kanada, Fransa, Almanya ve Birleşik Krallık'tan Bitcoin'e doğru mevcut olduğunu belirtmektedir.

Sinlapates vd. (2023)[213] çalışmalarında, altın, Bitcoin getirileri ile Asean ülkelerinden Endonezya, Malezya, Tayland, Filipinler, Vietnam ve Singapur ile diğer 6 ülke (Hindistan, Japonya, Güney Kore, Yeni Zelanda, Çin ve Avustralya) arasında etkileşimi incelemiş ve çalışma kapsamındaki ülkeler nezdinde Bitcoin ile altın arasında güvenli liman kıyaslaması yapmıştır. Buna göre, 2 Ocak 2017 - 20 Ocak 2023 periodunu kapsayan günlük veriler üzerinden DCC-GARCH ve BEKK-GARCH modelleri uygulanmıştır. Alt zaman dilimi periyodlarına bölünerek elde edilen bulgulara göre, Bitcoin ve ASEAN + 6 hisse senedi getirileri arasındaki dinamik koşullar korelasyon katsayısının sonuçları, Covid-19 sırasında Çin, Hindistan, Kore ve Filipinler'in hisse senedi getirilerinde istatistiksel olarak anlamlıdır. BEKK-GARCH modeli sonuçları ise, Bitcoin getiri dinamiklerinin hisse senedi getiri oynaklığı üzerinde büyük bir etkiye sahip olduğu ve bu ilişkinin ters yönde olduğunu kanıtlamaktadır. Buna göre, Asean + 6 hisse senedi piyasaları için, Bitcoin ve altın güvenli limanlar niteliğinde değildir ve bunların portföye dahil edilmesi, portföyün riskini arttırmaktadır.

Bitcoin etkileşimi ile ilgili literatür taraması sonucunda ulaşılan çalışmalar Tablo 4'de özet şeklinde aşağıda sunulmuştur.

[212] Sanjeev Kumar, Reetika Jain, Faruk Balli, Mabruk Billah, "Interconnectivity and Investment Strategies Among Commodity Prices, Cryptocurrencies, and G-20 Capital Markets: A Comparative Analysis During COVID-19 and Russian-Ukraine War.", **International Review of Economics & Finance**, 2023.

[213] Parichat Sinlapates, Tanit Sriwong, Surachai Chancharat, "Risk Spillovers between Bitcoin and ASEAN+6 Stock Markets Before and After COVID-19 Outbreak: A Comparative Analysis With Gold.", **Journal of Risk and Financial Management,** C.16, No. 2, 2023: 103.

Tablo 4. Bitcoin Etkileşimi İle İlgili Literatür Özeti

Conrad vd. (2018)	**Örneklem**	S&P 500, Nikkei 225, VIX endeksleri ve kıymetli madenler
	Dönem	Mayıs 2013 - Aralık 2017
	Yöntem	GARCH-MIDAS
	Bulgular	VIX ve S&P 500'ün oynaklığının, uzun vadeli Bitcoin oynaklığı üzerinde negatif ve önemli bir etkiye sahip olduğu bulgusu elde edilmiştir.
Trabelsi (2018)	**Örneklem**	Forex piyasası, Nasdaq, FTSE100, Hang Seng, Nikke 225 ve S&P 500 endeksleri
	Dönem	7 Ocak 2010 - 8 Şubat 2018
	Yöntem	Diebold & Yılmaz, Barunik & Krehlik
	Bulgular	Belirtilen piyasalar ile kripto para piyasası arasında anlamlı bir etkileşim bulunmamıştır.
Bouri vd. (2018)	**Örneklem**	MSCI dünya ve gelişmekte olan ülke endeksleri, tahvil ve döviz piyasaları
	Dönem	19 Temmuz 2010 - 31 Ekim 2017
	Yöntem	STVAR-BTGARCH-M, GJR-GARCH ve DCC-GARCH
	Bulgular	Bitcoin'in finansal varlık piyasaları arasında asimetrik etkileşim olduğu, Bitcoin'e doğru bir etkileşim bulunduğu ve getiriler arasındaki aktarımın volatilite aktarımından daha güçlü düzeyde olduğu görülmüştür.
Dahir vd. (2019)	**Örneklem**	BRICS ülke borsaları
	Dönem	1 Ocak 2012 - 31 Mayıs 2018
	Yöntem	TVP-VAR
	Bulgular	BRICS ülkelerinde oluşan volatilite şoklarının Bitcoin kaynaklı önemli bir etki oluşturmadığını ve Bitcoin'in volatilitenin ana alıcısı olduğu görülmüştür.
Lopez-Cabarcos vd. (2019)	**Örneklem**	VIX ve S&P 500 endeksi
	Dönem	4 Ocak 2016 - 30 Eylül 2019
	Yöntem	GARCH, EGARCH
	Bulgular	Bitcoin volatilitesinin spekülatif dönemlerde daha istikrarsız olduğu, ayrıca istikrarlı dönemlerde, S&P 500 ve VIX getirilerinin Bitcoin volatilitesini etkilediği saptanmaktadır.
Hernandez ve Rodriguez (2021)	**Örneklem**	Altın, ham petrol, S&P 500 ve Nikkei 225 endeksleri
	Dönem	2016-2018
	Yöntem	CC-GARCH, DC-GARCH ve VC-GARCH
	Bulgular	İlgili endeksler ile Bitcoin getirileri arasında her üç model için korelasyon ilişkisi bulunmamıştır.

Zhang ve He (2021)	**Örneklem**	S&P 500, Dow Jones ve Nasdaq, Shanghai Composite, Nikkei 225, DAX ve FTSE endeksleri
	Dönem	Covid-19 dönemi
	Yöntem	DC-MSV, GC-MSV
	Bulgular	Bitcoin'in bağımsız hareket ettiğini, Bitcoin oynaklıkları ile ele alınan borsa endekslerinin hepsi için herhangi bir aktarım ilişkisinin bulunmadığı görülmüştür.
Li ve Li P. (2022)	**Örneklem**	CSI 300 ve Hang Seng endeksleri, emtia vadeli piyasaları, USD/CNY kuru ve CSI enerji endeksi
	Dönem	12 Mart 2012 - 12 Mart 2021
	Yöntem	Diebold & Yılmaz, Barunik & Krehlik
	Bulgular	Bitcoin ve Çin finansal piyasaları arasında asimetrik bir volatilite yayılma etkisi olduğu ve Bitcoin'in yayılma etkisinin alıcısı olduğu bulgular arasındadır.
Ustaoğlu (2022)	**Örneklem**	BİST 100
	Dönem	7 Ağustos 2015 - 20 Mayıs 2021
	Yöntem	VAR-DCC-GARCH
	Bulgular	BİST 100 ile kripto para birimleri arasında karşılıklı getiri yayılımı bulunmamıştır.
Sajeev ve Afjal (2022)	**Örneklem**	NIFTY50, FTSE100, SSE Kompozit, DJI endeksleri
	Dönem	Mart 2017 - Mayıs 2021
	Yöntem	BEKK-GARCH, DCC-GARCH
	Bulgular	Bitcoin - SSE, Bitcoin - DJI endeksleri arasında asimetrik oynaklık ve zayıf negatif korelasyonun varlığını, Bitcoin - NIFTY50 ve Bitcoin - FTSE100 arasında ise pozitif zayıf korelasyon tespit edilmiştir.
Kumar vd. (2023)	**Örneklem**	G-20 ülkeleri
	Dönem	1 Ocak 2015 - 15 Mayıs 2022
	Yöntem	TVP-VAR
	Bulgular	AB, Kanada, Fransa, Almanya ve Birleşik Krallık'tan Bitcoin'e doğru etkileşimin mevcut olduğu görülmüştür.
Sinlapates vd. (2023)	**Örneklem**	Asean ülkeleri + Hindistan, Japonya, Güney Kore, Yeni Zelanda, Çin ve Avustralya
	Dönem	2 Ocak 2017 - 20 Ocak 2023
	Yöntem	DCC-GARCH, BEKK-GARCH
	Bulgular	ASEAN + 6 hisse senedi piyasaları için, Bitcoin ve altının güvenli limanlar niteliğinde olmadığı tespit edilmiştir.

3.5. VIX ENDEKSİ İLGİLİ LİTERATÜR İNCELEMESİ

Korkmaz ve Çevik (2009)[214] çalışmasında, GJR-GARCH modeli 15 ülkenin (Arjantin, Türkiye, Peru, Kore, Brezilya, Şili, Çek Cumhuriyeti, Endonezya, Macaristan, Malezya, Meksika, Polonya, Rusya, Tayvan ve Tayland) hisse senedi piyasaları ile VIX endeksi arasındaki etkiyi 2 Ocak 2004 - 17 Mart 2009 periodu için incelemiştir. Ampirik sonuçlara göre, VIX endeksinin Şili, Peru, Çek Cumhuriyeti, Brezilya, Rusya, Türkiye, Tayland, Endonezya ve Güney Kore piyasaları üzerinde volatiliteyi arttırıcı etkinin varlığı ve Peru dışında diğer bütün ülkelerin volatilitesinde kaldıraç etkisinin mevcut olduğu tespit edilmiştir.

Sarwar (2012)[215] çalışmasında, ABD ve BRIC ülkeleri piyasaları ile VIX arasındaki getiri etkileşimini incelemiştir. 2 Ocak 1993 - 31 Aralık 2007 zaman kesimi için 1993 - 1997, 1998 - 2007 alt dönemler ayrımı ve bütün dönemi kapsayan 1993 - 2007 yapılarak regresyon analizi üzerinden model sonuçları yorumlanmıştır. Elde edilen çapraz korelasyon analizi sonuçlarına göre, 1993-2007 yılları arasında ABD, Çin ve Brezilya'da VIX ile borsa getirileri arasında önemli bir negatif eş zamanlı ilişki tespit edilmiştir. Regresyon analizleri, VIX ve ABD hisse senedi endeksi getirilerindeki günlük değişimler (hata terimleri) arasında güçlü bir negatif eşzamanlı ilişki olduğunu göstermektedir. Bu negatif ilişki, VIX'in yüksek ve değişken olduğu dönemlerde daha güçlüdür. 1993-2007 yılları arasında Çin ve Brezilya için, 1993-1997 yılları arasında ise Hindistan için VIX ile hisse senedi getirileri arasında önemli bir negatif eş zamanlı ilişki mevcuttur. Ayrıca VIX'teki değişmeler ile 1993-2007 yılları arasında ABD, Brezilya ve Çin'deki günlük borsa getirileri arasında güçlü bir asimetrik ilişki olduğu elde edilen bulgular arasındadır.

Hoon Kang vd. (2014)[216] çalışmalarında VIX endeksi ile Japonya ve Kore hisse senedi piyasaları ve döviz piyasaları örneklemi üzerinden getiriler arasında etkileşimi test

---

[214] Turhan Korkmaz, Emrah İsmail Çevik, "Zımni Volatilite Endeksinden Gelişmekte Olan Piyasalara Yönelik Volatilite Yayılma Etkisi.", **BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar Dergisi,** C. 3, No. 2 2009, ss. 87-106.

[215] Ghulam Sarwar, "Is VIX An Investor Fear Gauge In BRIC Equity Markets?.", **Journal of Multinational Financial Management,** C. 22, No. 3, 2012, ss. 55-65.

[216] Sang Hoon Kang, Choi Ki-Hong, Seong-Min Yoon, "The Impact Of Global Volatility On Asian Financial Markets.", **Korea: National Research Foundation**, 2014.

etmiştir. 2 Ocak 2004 - 30 Aralık 2013 arası dönem için VAR modeli üzerinden ampirik bulgular yorumlanmıştır. Buna göre, ilgili hisse senedi getirilerinin her ikisinin VIX ile negatif, döviz kurlarının ise VIX ile pozitif bir ilişkisi olduğu gözlemlenmiştir. Elde edilen sonuçlar VIX'in bu hisse senedi piyasalarında bir 'korku göstergesi' olarak rol oynadığını ima etmektedir.

Kaya (2015)[217] çalışmasında, BİST 100 endeksi ile VIX endeksi arasındaki nedensellik ilişkisini incelemiştir. 2 Ocak 2009 - 11 Ocak 2013 zaman kesimini modele dahil ederek Johansen-Juselius eşbütünleşme ve VEC model sonuçları üzerinden elde edilen bulgular, BIST 100 endeksi ile VIX endeksi arasında uzun dönemli ilişki olduğuna işaret etmektedir. Buna göre, sonuçlar BİST 100 endeksi içinde VIX endeksinin etkisini barındırdığını ima etmektedir.

Badshah vd. (2016)[218] çalışmalarında, VIX endeksi ile S&P 500 arasındaki getiri-volatilite etkileşimini incelemiştir. Kuantil-regresyon yöntemi esas alınan çalışmada 25 Eylül 2003 - 30 Aralık 2011 dönemini kapsayan veriler ile 1, 5, 10, 15 ve 60 dakikalık frekanslar ufkunda etkileşimler ele alınmıştır. Elde edilen model bulgularına göre, tüm getiri ufuklarında güçlü negatif getiri-volatilite ilişkisi gözlemlenmiştir. Bu ilişkiler asimetrik yapıda olup, pozitif ve negatif getirilerin volatilite üzerindeki etkileri farklı düzeyde ve negatif getiriler için etkileşimin daha belirgin olduğu tespit edilmiştir.

Başarır (2018)[219] çalışmasında, VIX endeksi ile BİST 100 arasındaki nedensellik ilişkisini incelemiştir. Çalışmada günlük veriler frekansında 3 Ocak 2000 - 9 Şubat 2018 aralığında Frekans nedensellik testi ile ampirik olarak tespit edilmiştir. Çalışmanın bulgularına göre, BİST 100 endeksinden VIX endeksine doğru geçici ve kalıcı bir nedensellik ilişkisi görülememiştir. Ancak VIX endeksinden BİST 100 endeksine doğru tek yönlü bir hem geçici gem de kalıcı nedensellik ilişkisi görülmüştür.

---

[217] Emine Kaya, "Borsa İstanbul (BIST) 100 Endeksi ile Zımni Volatilite (VIX) Endeksi Arasındaki Eş-Bütünleşme ve Granger Nedensellik.", **Karamanoğlu Mehmetbey Üniversitesi Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi**, No. 1, 2015, ss. 1-6.

[218] Ihsan Badshah, Bart Frijns, Johan Knif, Alireza Tourani-Rad, "Asymmetries Of The Intraday Return-Volatility Relation.", **International Review of Financial Analysis**, C.48, 2016, ss.182-192.

[219] Çağatay Başarır, "Korku Endeksi (VIX) ile BİST 100 Arasındaki Ilişki: Frekans Alanı Nedensellik Analizi.", **Dokuz Eylül Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi**, C. 19, No. 2, 2018, ss. 177-191.

Neffelli ve Resta (2018)[220] çalışmalarında, VIX endeksinin etkisini ABD ve BRIC ülkeleri endeksleri için test etmiştir. Kriz öncesi, kriz dönemi ve kriz sonrası ayrımı yapılarak toplamda Ocak 2007 - Şubat 2018 dönemini ele alan çalışmada Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi (GMM) kullanılmıştır. Model sonuçlarına göre, olumsuz piyasa hareketlerine tepki olarak korku iletiminin 2008 yılı civarında arttığını ve bu iletimin kriz sonrası dönemler için de hem ABD hem de BRIC ülkelerinde devam ettiğini göstermektedir. Bununla birlikte BRIC piyasalarıyla ilgili olarak, VIX'in özellikle Brezilya için ve daha sınırlı bir şekilde Çin ve Hindistan için bir korku göstergesi olduğu tespit edilmektedir.

Öner vd. (2018)[221] çalışmalarında, Türkiye, Şili, Tayland, Polonya, Tayvan, Arjantin, Rusya, Güney Afrika, Meksika ve Güney Kore ile VIX endeksi arasındaki ilişkiyi konu almıştır. 23 Ekim 2006 - 10 Mayıs 2017 periodunda günlük verileri temel alan çalışmada Engel-Granger eşbütünleşme ve Granger nedensellik testleri uygulanmış, VEC modeli ile ilişkiler yorumlanmıştır. Elde edilen bulgulara göre, VIX endeksi ile Güney Kore, Tayvan, Rusya ve Polonya ilgili endeksleri arasında uzun ve kısa dönemli çift yönlü ilişki, Türkiye, Güney Afrika, Şili ve Tayland için ise uzun ve kısa dönemli tek yönlü ilişki görülmüştür. Ayrıca, Meksika için kısa dönemli çift yönlü ilişki, Arjantin için ise her hangi bir ilişkiye rast gelinmemiştir.

Isfhaq vd. (2018)[222] çalışmalarında, Ocak 2004 - Ekim 2016 aralığında VIX oynaklık endeksi ve Çin borsa yatırım fonunun oynaklığı endeksinin (VXFXI) Pakistan hisse senedi endeksi (KSE-100 endeksi) ve Pakistan döviz piyasası için yayılma etkisini test etmiştir. Çalışmada farklı alt dönem periodları kullanılarak VAR modeli üzerinden sonuçlar yorumlanmıştır. Çalışma, hem VIX hem de VXFXI'deki artışın KSE-100

[220] Marco Neffelli, Marina Resta, "Is VIX Still The Investor Fear Gauge? Evidence For The US and BRIC Markets.", 2018.
[221] Hakan Öner, Cansu Şarkaya İçellioğlu, Selma Öner, "Volatilite Endeksi (VIX) ile Gelişmekte Olan Ülke Hisse Senedi Piyasası Endeksleri Arasındaki Engel-Granger Eş-Bütünleşme ve Granger Nedensellik Analizi.", **Finansal Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi,** C. 10, No. 18, 2018, ss.110-124.
[222] Muhammad Ishfaq, Zhang Bi Qiong, Awais ur Rehman, "Global Volatility Spillover In Asian Financial Markets.", **Mediterranean Journal of Social Sciences,** C. 9, No. 2, 2018: 109.

endeksinde düşüşe neden olduğunu ve döviz kuru piyasası stabilitesini bozduğunu belirtmektedir.

Cheuathonghua vd. (2019)[223] çalışmalarında, 1 Ocak 1998 - 31 Aralık 2014 periodu için Avrupa, Latin Amerikası ve Asya-Pasifik'teki gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler nezdinde 42 uluslararası hisse senedi piyasasında VIX yayılmalarının getiri, volatilite ve anormal ticaret hacmi aktivitelerini analiz etmiştir. Çalışmada, çok değişkenli çoklu-kuantil yöntemi (MVMQ) kullanılmıştır. Elde edilen bulgular, VIX yayılmalarının uluslararası hisse senedi piyasaları üzerindeki etkisinin asimetrik olduğunu göstermektedir. VIX yayılmaları, gelişmiş piyasalardaki getiriler ve gelişmekte olan piyasalardaki oynaklık üzerinde güçlü bir etki sergilemiş, özellikle etkileşimin Avrupa'daki getiriler ve Latin Amerika'daki oynaklık üzerinde daha belirgin olduğu tespit edilmiştir.

Topaloğlu (2019)[224] çalışmasında, VIX endeksi ile Ekonomik Kalkınma ve İşbirliği Örgütü (OECD) ülkeleri örnekleminde volatilite etkileşimini ölçmeyi hedeflemiştir. 25 Mart 2015 - 21 Eylül 2018 dönemi için günlük frekansta veriler temsilinde CC-GARCH yöntemi ile ampirik bulgular elde edilmiştir. Bu bulgulara göre, VIX endeksinden OECD ülkelerine doğru genel bir volatilite etkileşiminin varlığı saptanmıştır. Bu etkileşim, İzlanda borsa endeksi haricinde tüm ülkelerin endekslerine doğru negatif yönlü yayılımı temsil etmektedir. Buna göre, VIX'te meydana gelecek bir şok etkisi OECD ülkelerinin ilgili endekslerinde olumsuz yönlü etki oluşturmaktadır.

Alqahtani ve Chevallier (2020)[225] çalışmalarında, 9 Temmuz 2004 - 7 Eylül 2018 periou için haftalık verileri kapsayan çalışmalarında DC-GARCH modeli üzerinden GCC ülkeleri ile VIX, OVX ve GVZ volatilite endeksleri arasındaki etkileşim incelenmiştir.

---

[223] Massapon Cheuathonghua, Chaiyuth Padungsaksawasdi, Pattana Boonchoo, Jittima Tongurai, "Extreme Spillovers Of VIX Fear Index To International Equity Markets.", **Financial Markets and Portfolio Management,** C. 33, 2019, ss.1-38.

[224] Emre Esat Topaloğlu, "CBOE VIX Endeksi ile OECD Ülke Borsaları Arasındaki Volatilite Yayılımı CCC-MGARCH Modeli ile Ampirik Bir Araştırma.", **Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, C. 21, No. 3, 2019, ss.574-595.

[225] Abdullah Alqahtani, Julien Chevallier, "Dynamic spillovers between Gulf Cooperation Council's Stocks, VIX, oil and gold volatility indices.", **Journal of Risk and Financial Management.** C. 13, No. 4, 2020 : 69

Elde edilen bulgulara göre, GCC ülkeleri ile oynaklık endeksleri arasında etkileşim mevcut iken bu etkileşim kriz dönemlerinde daha güçlü yapıdadır. Üye ülkeler arasında tüm şoklara karşı en duyarlı olanlar Katar ve Suudi Arabistan borsaları olmakta, Bahreyn borsası için ise petrol, altın ve uluslararası hisse senedi piyasasındaki şoklarla zayıf bir ilişki bulunmaktadır.

Batten vd. (2022)[226] çalışmalarında, 1 Ocak 2002 - 21 Mayıs 2021 periodunda Avrupa Küresel Sistem Önemi Olan Bankalara ait hisse senetleri ile VIX arasındaki oynaklık etkileşimini tespit etmeye çalışmıştır. Çalışmada DC-GARCH modeli uygulanmış ve sonuçlar yorumlanmıştır. Küresel finansal krize kıyasla Covid-19 döneminde VIX ve ilgili hisse senetleri getirileri arasında daha yüksek bir negatif ilişki olduğunu ve VIX'teki bir günlük gecikmeli değişmelerin banka getirilerini olumsuz etkilediğini ortaya koymaktadır.

VIX endeksi etkileşimi ile ilgili literatür taraması sonucunda ulaşılan çalışmalar Tablo 5'de özet şeklinde aşağıda sunulmuştur.

Tablo 5. VIX Endeksi İle İlgili Literatür Özeti

Korkmaz ve Çevik (2009)	**Örneklem**	15 gelişmekte olan ülke borsa endeksleri
	Dönem	2 Ocak 2004 - 17 Mart 2009
	Yöntem	GJR-GARCH
	Bulgular	Şili, Peru, Çek Cumhuriyeti, Brezilya, Rusya, Türkiye, Tayland, Endonezya ve Güney Kore piyasaları üzerinde volatiliteyi arttırıcı etki ve Peru dışında diğer bütün ülkelerin volatilitesinde kaldıraç etkisinin varlığı saptanmıştır.
Sarwar (2012)	**Örneklem**	ABD ve BRIC ülkeleri borsa endeksleri
	Dönem	2 Ocak 1993 - 31 Aralık 2007
	Yöntem	Regresyon analizi
	Bulgular	İlgili ülkeler ve VIX arasında negatif ilişki bulunmuştur.
	Örneklem	Japonya ve Kore borsa endeksleri ve döviz piyasaları
	Dönem	2 Ocak 2004 - 30 Aralık 2013
	Yöntem	VAR modeli

[226] Jonathan A.Batten, Tonmoy Choudhury, Harald Kinateder, Niklas F. Wagner, "Volatility Impacts On The European Banking Sector: GFC and COVID-19.", **Annals of Operations Research,** 2022, ss.1-26.

Hoon Kang vd. (2014)	**Bulgular**	İlgili hisse senedi getirilerinin her ikisinin VIX ile negatif ilişkisi elde edilmiştir.
Kaya (2015)	**Örneklem**	BİST 100 endeksi
	Dönem	2 Ocak 2009 - 11 Ocak 2013
	Yöntem	VEC modeli
	Bulgular	BİST 100 endeksi ile VIX endeksi arasında uzun dönemli ilişkinin varlığı tespit edilmiştir.
Badshah vd. (2016)	**Örneklem**	S&P 500 endeksi
	Dönem	25 Eylül 2003 - 30 Aralık 2011
	Yöntem	Kuantil-regresyon yöntemi
	Bulgular	Tüm getiri ufuklarında güçlü negatif getiri-volatilite ilişkisi mevcut olup bu ilişkiler asimetrik yapıdadır.
Başarır (2018)	**Örneklem**	BİST 100 endeksi
	Dönem	3 Ocak 2000 - 9 Şubat 2018
	Yöntem	Frekans nedensellik testi
	Bulgular	VIX endeksinden BİST 100 endeksine doğru tek yönlü hem geçici hem de kalıcı nedensellik ilişkisi görülmüştür.
Neffelli ve Resta (2018)	**Örneklem**	ABD ve BRIC ülkeleri borsa endeksleri
	Dönem	Ocak 2007 - Şubat 2018
	Yöntem	GMM
	Bulgular	VIX'in özellikle Brezilya için ve daha sınırlı bir şekilde Çin ve Hindistan için bir korku göstergesi olduğu tespit edilmiştir.
Öner vd. (2018)	**Örneklem**	10 gelişmekte olan ülke borsa endeksleri
	Dönem	23 Ekim 2006 - 10 Mayıs 2017
	Yöntem	Engel-Granger eşbütünleşme,Granger nedensellik, VEC modeli
	Bulgular	VIX endeksi ile Güney Kore, Tayvan, Rusya ve Polonya ilgili endeksleri arasında uzun ve kısa dönemli çift yönlü ilişki, Türkiye, Güney Afrika, Şili ve Tayland için ise uzun ve kısa dönemli tek yönlü ilişki görülmüştür. Ayrıca, Meksika için kısa dönemli çift yönlü ilişki, Arjantin için ise her hangi bir ilişki bulunmamıştır.
Isfhaq vd. (2018)	**Örneklem**	Pakistan hisse senedi endeksi ve döviz piyasası
	Dönem	Ocak 2004 - Ekim 2016
	Yöntem	VAR modeli
	Bulgular	VIX için KSE-100 endeksinde düşüşe neden olduğunu ve döviz kuru piyasası stabilitesini bozduğu gözlemlenmiştir.
	Örneklem	Avrupa, Latin Amerikası ve Asya-Pasifik'teki 42 hisse senedi piyasası

Cheuathonghua vd. (2019)	**Dönem**	1 Ocak 1998 - 31 Aralık 2014
	Yöntem	MVMQ
	Bulgular	Etkileşimin Avrupa'daki getiriler ve Latin Amerika'daki oynaklık üzerinde daha belirgin olduğu görülmüştür.
Topaloğlu (2019)	**Örneklem**	OECD ülkeleri borsa endeksleri
	Dönem	25 Mart 2015 - 21 Eylül 2018
	Yöntem	CC-GARCH
	Bulgular	VIX endeksinden OECD ülkelerine doğru genel bir volatilite etkileşiminin varlığı saptanmıştır.
Alqahtani ve Chevallier (2020)	**Örneklem**	GCC ülkeleri borsa endeksleri
	Dönem	9 Temmuz 2004 - 7 Eylül 2018
	Yöntem	DC-GARCH
	Bulgular	GCC ülkeleri ile oynaklık endeksleri arasında etkileşim mevcut olmakta ve bu etkileşim kriz dönemlerinde daha güçlü yapıda olmaktadır.
Batten vd. (2022)	**Örneklem**	Avrupa Küresel Sistem Önemi Olan Bankalara ait hisse senetleri
	Dönem	1 Ocak 2002 - 21 Mayıs 2021
	Yöntem	DC-GARCH
	Bulgular	VIX ve ilgili hisse senetleri getirileri arasında yüksek bir negatif ilişkinin varlığına rastlanmıştır.

4. BÖLÜM
AMPİRİK BULGULAR

4.1. ÇALIŞMANIN AMACI

Çalışmanın bu kısmında kıymetli madenler, kripto para, emtia, döviz piyasaları ve yatırımcı piyasa davranışlarını temsil eden altın, Bitcoin, petrol, dolar endeksi ve VIX endeksi ile gelişmiş ve gelişmekte olan seçili örneklem kapsamındaki ülkelerin başlıca gösterge borsa endeksleri arasındaki volatilite etkileşimlerinin test edilmesi amaçlanmaktadır.

Çalışmada kullanılan gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelere ilişkin volatilite konulu çalışmalar literatürde sunulmuş olup bu konuda çok fazla sayıda çalışma yapıldığı görülmüştür. Literatür bu açıdan oldukça kapsamlı olmakla birlikte volatilite aktarımını inceleyen çalışmalara bakıldığında stokastik ve deterministik varyans modelleri temelinde ikiye ayrıldığı ve stokastik volatilite modelleri yapılı çalışmaların henüz yeterli seviyede olmadığı gözlemlenmiştir. Bunun yerine yapılan çalışmaların önemli bir kısmında deterministik modellere tercih üstünlüğü verildiği ve yoğunlukla varlıkların getirileri arasındaki aktarım ilişkisine odaklanıldığı tespit edilmiştir. Buna karşın volatilite aktarımının ise sınırlı sayıda çalışmada kullanıldığı görülmüştür. Ek olarak incelenen literatürde küresel faktörlerin geniş bir yelpazede topluca ele alınarak karşılıklı değerlendirildiğine ilişkin bir çalışmaya rastlanılmamıştır.

Altın, petrol, dolar endeksi ve VIX endeksi ülkelerin finansal ve reel piyasaları üzerinde volatiliteleri etkileme olasılığı taşıyan geleneksel faktörlerdir. Bitcoin ise modern finansal varlık olma hususunda popüleritesi yakın dönemde oldukça yükselen ve ampirik çalışmalarda etki gücü incelenen önemli bir finansal varlık haline gelmiştir.

Tarihin çeşitli dönemlerinde para yerine kullanılan altın özellikle altın standardı olarak bilinen dönemde giderek önem kazanmış ve küresel ticaretin sağlıklı bir şekilde işlemesinde önemli etki unsurlarından biri haline gelmiştir. Bretton Woods sonrası

dönemde ise ülkelerin ekonomik gücünün bir temsilcisi (göstergesi) olarak kullanılmıştır. Günümüzde ise ülkeler merkez bankalarında rezerv para niteliğinde altın bulundurmaktadır. Özellikle gelişmekte olan ülkeler küresel piyasalardan borçlanma ihtiyacı hissettiğinde rezervlerinde tuttuğu altını teminat olarak kullanabilmektedir. Yatırımcılar açısından ise uzun vadeli bir yatırım aracı olarak kullanılmakta ve finansal piyasalardaki hareketliliğe karşı güvenli liman olarak tercih edilmektedir. Bu nedenlerden dolayı altın ülke ekonomileri üzerinde ve finansal piyasalarda etki gücü bulunan bir küresel faktör olarak analizimizde yer almaktadır.

Petrol, dünyada kullanılan birçok ürünün hammaddesi olup küresel ticarette belirleyici olma özelliği taşıyan bir emtiadır. Bununla birlikte, özellikle vadeli piyasalarda yatırımcılar tarafından gerek spekülasyon gerekse hedge amaçlı olarak kullanılmaktadır. Sanayiden ulaşıma birçok sektörü etkileme potansiyeli bulunan petrol ülkelerin makroekonomik değişkenlerini etkileme konusunda ekonomik karar alıcılarının dikkate aldığı önemli bir hammaddedir. Küresel piyasalarda petrol fiyatlarındaki trendlerin izlenmesinde kullanılan Brent petrol taşıdığı bu özellikler nedeniyle çalışmada küresel faktör olarak incelenmiştir.

Dolar endeksi, yerel para birimlerinin trendini ölçümlemede kullanılan bir gösterge olup, yatırımcılar ve ülkelerin para politikalarından sorumlu olan Merkez Bankaları tarafından dikkatle izlenmektedir. Ayrıca dolar endeksini oluşturan para birimlerine sahip ülkelerin uluslararası ticaretteki ağırlığı nedeniyle dolar endeksinin oynaklığı küresel ticaret üzerinde de belirleyici bir faktör olma niteliğindedir.

Küresel korku endeksi olarak bilinen VIX endeksi küresel piyasalardaki oynaklık ölçüsü olarak finans piyasaları için geleceğe yönelik beklentiler açısından önemli bir göstergedir. VIX endeksinin hareketliliği yalnızca değişen piyasa risk algıları hakkında iyi bir kontrol olarak değil, aynı zamanda volatilite ticareti ve vadeli piyasa stratejileri için de yol göstericidir. Bu açıdan küresel gösterge olan VIX endeksinin çalışmada kullanılan ülkelerin finans piyasalarındaki gerçekleşen volatilite üzerinde etkisini görmemiz açısından önemi büyüktür.

Geleneksel finansal piyasalara bir alternatif olarak hızla büyüyen, düşük maliyete, anonimliğe sahip olan ve her hangi bir ülke otoritesine bağlı olmayan küresel kripto para piyasasının öncüsü olan Bitcoin hem referans kripto para olması, hem de piyasa değeri payı sebebiyle kripto para birimlerini temsil etme özelliğine sahiptir. Kripto para piyasasındaki gelişmelerin ilgili ülkelerin borsa endeksleri üzerindeki volatilite etkilerini gözlemlemek amacıyla Bitcoin değişken olarak kullanılmıştır. Kripto para piyasasındaki volatilite şokları ile borsa endeksleri volatilite şokları arasında bir etkileşim olup olmadığı çalışmada incelenmiştir.

Yukarıda belirtilen 5 adet küresel faktör ile 6 gelişmiş ve 6 gelişmekte olan toplam 12 ülkenin hisse senedi piyasalarındaki volatilite etkisinin incelendiği bu çalışmada zamana göre değişen dinamik korelasyon yapılı çok değişkenli stokastik volatilite modeli ile ikili değişkenlerden oluşan modeller üretilmiştir. Yabancı ve yerel çalışmalarda sınırlı sayıda yer alan stokastik volatilite modelleri ve volatilite aktarımına ilişkin eksikliği gidermek açısından modelimizdeki ampirik sonuçların literatüre katkı sağlaması hedeflenmiştir. Bununla birlikte ele alınan küresel faktörlerin volatilite etkisi gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler açısından farklılıkları karşılaştırılarak bulgular üzerinden geniş kapsamlı bir değerlendirme yapılması amaçlanmaktadır. Ayıca volatilite etkileşimi dışında getiriler arasındaki zamana bağlı değişen dinamik korelasyon yapısını görmemiz de çalışmanın zenginliğini arttırmaktadır. Elde edilecek sonuçların farklı bir bakış açısı ile makro ve mikro düzeyde politika üreticileri, yatırımcılar ve akademik çevreler için bulgular sunması hedeflenmektedir.

4.2. ÇALIŞMADA KULLANILAN VERİ SETİ VE MODEL

Çalışmada küresel faktörler ile gelişmiş ve gelişmekte olan 12 ülke arasında volatilite etkileşimi araştırılmıştır. Bu amaçla, altın piyasası için Troy onsu spot fiyatı (XAU), petrol piyasası için Brent petrol fiyatı, kripto para piyasası için Bitcoin fiyatı, döviz endeksi için ABD doları ile 6 majör para birimi arasındaki değeri temsil eden ABD dolar endeksi (DXY) ve yatırımcılar için finansal piyasalardaki hareketlilik karşısındaki

gelecek davranışlarını tahminlemeye yönelik en önemli gösterge olan VIX endeksi küresel faktörler olarak nitelendirilerek çalışmada temel alınmıştır. Ele alınan fiyatlar ABD doları cinsinden temsil edilmekte ve ilgili endeksler için ise endeks puanları dikkate alınmaktadır.

Çalışmada kullanılan gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler seçilirken yerleştiği bölgeyi temsil etme gücüne sahip olan ve dış dinamiklerine göre homojen özellikler taşımakla birlikte iç dinamikleri açısından heterojen yapılar sergileme niteliğinde olan ülkeler dikkate alınmıştır. Örnek vermek gerekirse, bazı ülkeler benzer özelliklerine göre literatürde aynı gruplar içinde ele alınsa bile bu ülkelerin iç yapıları (örneğin: finansal yapıları, ödemeler dengesi farklılıkları, üretim yapılarındaki farklılık vs.) nedeniyle ilgili her hangi bir küresel faktör(ler) için hassasiyet düzeyi değişiklik gösterebilir. Ülke seçiminde dikkate alınan diğer bir husus ise seçilen ülkelerin ilgili endekslerine ait verilerin sürekli, sağlıklı ve güvenilir özelliklere sahip olmasıdır. Bunun sonucunda yapılacak ampirik çalışmanın bulgularına ilişkin değerlendirmelerin daha etkin çıkarımlar yapılmasına yardımcı olacağı düşünülmektedir. Belirtilen kriterler doğrultusunda gelişmiş ülkeler kapsamında ABD, Almanya, İngiltere, Japonya, Güney Kore ve Kanada için her bir ilgili borsanın ana endeksleri ele alınmıştır. Aynı şekilde gelişmekte olan ülkeler kapsamında da Brezilya, Meksika, Hindistan, Çin, Rusya ve Türkiye için borsaların ana endeksleri seçilmiştir.

Araştırmaya konu olan veriler 1 Ocak 2017 - 28 Nisan 2023 periodunu kapsamakta ve frekans aralığı günlük kapanış değerleri üzerinden ele alınmaktadır. Ülkelerin borsa endekslerine ve küresel faktörlere ait veriler "Bloomberg" platformundan elde edilmiştir. Faktörlerin ve seçili ülkelerin açıklaması özet olarak Tablo 6'da belirtilmiştir.

Tablo 6. Çalışmada Kullanılan Değişkenlerin Özeti

Küresel Faktörler (5)	**Seçili Ülkeler ve Borsa Endeksleri (12)**	
	Gelişmiş Ülkeler (6)	**Gelişmekte Olan Ülkeler (6)**

Tablo 6 devamı ...		
Altın Fiyatı (XAU)	ABD (S&P 500)	Brezilya (BOVESPA)
Petrol Fiyatı (Brent)	Almanya (DAX)	Çin (SSEC)
Döviz Kuru Endeksi (DXY)	İngiltere (FTSE100)	Hindistan (Nifty 50)
Bitcoin (BTC)	Japonya (Nikkei 225)	Meksika (BMV IPC)
CBOE Volatilite Endeksi (VIX)	Güney Kore (KOSPI 50)	Rusya (RTS)
	Kanada (TSX)	Türkiye (BİST 100)

Araştırma kapsamında volatilite etkileşimi DC-MSV modeli aracılığıyla test edilmiştir. Bu model ile sadece volatilite etkileşimleri değil, aynı zamanda değişkenlerin kendi volatiliteleri, getiriler arasındaki ilişki de zamana bağlı değişen yapıda sunulmaktadır. Öte yandan stokastik volatilite modellerinde değişkenlerin volatilitelerinin öngörülebilirliğinin (volatilitesinin) de ayrıca parametre değeri olarak sunulması deterministik modellerle kıyasla stokastik modellerin kullanım avantajı açısından araştırmamızda önem arz etmektedir. Kullanılan DC-MSV modeli Yu ve Meyer tarafından geliştirilen 2006 model yapısını temel almaktadır. Buna göre, model yapısı gösterimi aşağıdaki gibidir :

$$
\begin{aligned}
&y_t = \sqrt{H_t}\,\varepsilon_t \\
&\sqrt{H_t} = diag\left(exp\left(0.5h_{KF,t}\right), exp\left(0.5h_{ÜLKE,t}\right)\right) \\
&h_{KF,t+1} = \mu_{KF} + \phi_{KF}(h_{KF,t} - \mu_{KF}) + \phi_{\text{KF-ÜLKE}}(h_{ÜLKE,t} - \mu_{ÜLKE}) + \sigma_{\eta_{KF,t}} \\
&h_{ÜLKE,t+1} = \mu_{ÜLKE} + \phi_{ÜLKE}(h_{ÜLKE,t} - \mu_{ÜLKE}) + \phi_{\text{ÜLKE-KF}}(h_{KF,t} - \mu_{KF}) + \sigma_{\eta_{ÜLKE,t}} \qquad (4.1) \\
&q_{t+1} = \psi_0 + \psi_1\left(q_t - \psi_0\right) + \sigma_\rho v_t \\
&\rho_t = cov(\varepsilon_{KF,t}, \varepsilon_{ÜLKE,t}) = \frac{exp\left(q_t\right) - 1}{exp\left(q_t\right) + 1}
\end{aligned}
$$

4.1 no'lu gösterimde KF ve ülke kavramları küresel faktörleri ve ülkeleri tekli şekilde yansıtmaktadır. Buna göre, h_{KF} her bir küresel faktör için volatiliteyi, $h_{ÜLKE}$ ise her

bir ülkenin ilgili borsa endeksi için volatiliteyi temsil etmektedir. μ_{KF} ve $\mu_{ÜLKE}$ parametreleri sabit katsayı parametrelerini, ϕ_{KF} parametresi her bir küresel faktör için, $\phi_{ÜLKE}$ parametresi ise her bir ülkenin borsa endeksi için kendi volatilitesinin kalıcılığını ifade etmekte ve 0 ile 1 arasında değer ala bilmektedir. Bu değerin 1'e oldukça yakın olması ilgili değişken için yoğun bir volatilite kümelemesinin varlığından haber vermektedir. $\phi_{KF-ÜLKE}$ ve $\phi_{ÜLKE-KF}$ parametreleri sırasıyla ilgili ülkeden ilgili küresel faktöre ve küresel faktörden ilgili ülkeye doğru olan volatilite yayılmasını (etkileşimi) temsil etmekte ve negatif veya pozitif katsayı değeri ala bilmektedir. Diğer parametreler olan $\sigma_{\eta_{KF}}$ ve $\sigma_{\eta_{ÜLKE}}$ parametreleri küresel faktör ve ülke varyans denklemlerinin hata terimlerinin standart sapmasını göstermekte ve volatilitenin öngörülebilirliği hakkında bilgi vermektedir. Bu parametreler ile temsil ettikleri değişkenlerin volatilite kalıcılıkları arasında ters yönlü ilişki bulunmaktadır. Volatilite kalıcılığı 1'e yakın ise bu hata terimleri standart sapmasının 0'a yakın olması beklenmektedir. Belirtilen bu parametreler modelin varyans denkleminin parametreler vektörünü teşkil etmektedir. Diğer yandan modelin zamana bağlı değişen korelasyon denklemi olan ρ'yi, q_t dönüştürmeli bir değişken aracılığıyla temsil eden ψ_0, ψ_1 ve σ_ρ parametreler vektörü bulunmaktadır. Burada ψ_0 parametresi q_t değişkeninin t'nin sıfır periodunda (q_0) bulunduğu değerini temsil etmektedir. ψ_1 parametresi q_t ile q_0 arasında geçen süredeki zamana bağlı değişen korelasyon katsayısını ve son olarak σ_ρ parametresi ise korelasyon denklemindeki hata teriminin standart sapmasını ifade etmektedir. Bütün parametrelerin ampirik anlamlılık taşıyabilmesi istatistiksel açıdan anlamlılık koşulunun sağlanması ile mümkündür.

Araştırmada DC-MSV modelinin işleyişi önceki bölümde açıklanan MCMC yöntemi ile Gibbs algoritması aracılığıyla ve Tsay (2002) önsel dağılımları kullanılarak parametrelerin sonsal dağılımları elde edilmiş ve yorumlanmıştır. Model bulgu tablolarında parametre isimlendirmeleri altın için XAU, petrol için Brent, Bitcoin için BTC, ABD dolar endeksi için DXY, CBOE VIX endeksi için VIX ve ilgili ülkeler için ise o ülkelerin sadece baş harfleri belirtilerek yapılandırılmıştır.

4.3. AMPİRİK BULGULAR

Bu kısımda küresel faktörler ile seçili ülkelerin belirleyici borsa endeksleri arasındaki volatilite etkileşimine dair bulgular yer almaktadır. Çalışmada fiyat serilerinden getiri serileri çıkarımı yapılarak DC-MSV modelleri kurulmuştur. Getiri serileri $ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right)x100$ fark denklemi üzerinden elde edilmiş ve WinBugs 1.4 programı aracılığıyla model tahminleri yapılmıştır. Her bir model kapsamında 100 000 iterasyon (tekrarlama) yapılarak örneklem sınaması gerçekleştirilmiş ve elde edilecek parametre katsayılarının başlangıç değeri eğilimlerinden çıkması için tahminlemenin ilk 10 000 iterasyonu çıkartılarak geriye kalan 90 000 iterasyonla uygulama gerçekleştirilmiştir. Burada iterasyon sayısının yüksek olması daha kesin sonsal parametrik sonuçlar türetilmesini amaçlamaktadır. Diğer yandan iterasyonların ilk %10 kısmının dışlanması ise sonsal (posterior) değerlerin başlangıç (prior) değerlere olan bağlılıktan çıkartılmasını sağlamaktadır.

Değişkenlerin seri olarak en temel bilgilerini yansıtan önemli göstergeler toplusu tanımlayıcı istatistiklerdir. Tanımlayıcı istatistikler analiz konusu olan değişken(ler) için en temel bilgileri verdiğinden modelleme öncesi hesaplanarak yorumlanması ihtiyacı vardır. Bu istatistikler içinde en büyük (maksimum) ve en küçük değerler (minimum), ortalama, asimetrik yapı varlığını sunan çarpıklık (skewness), basıklık (kurtosis) ve oynaklık düzeyi olan standart sapma değerleri ile belirlenmektedir.

Küresel faktörlerin her birine ilişkin tanımlayıcı istatistikler Tablo 7'de sunulmuştur.

Tablo 7. Küresel Faktörler İçin Tanımlayıcı İstatistikler

Küresel Faktörler	Ortalama	Medyan	Maks.	Min.	Std.Sp.	Çarpıklık	Basıklık	Jarque-Bera	Olasılık
Altın (XAU)	0.033298	0.065994	4.296847	-5.89752	0.852494	-0.38924	6.758196	1009.624	0.0000
Bitcoin (BTC)	0.146242	0.175756	22.5119	-46.473	4.038943	-0.70598	13.53623	10876.8	0.0000

Tablo 7 devamı ...

Dolar Endeksi (DXY)	-0.00095	-0.00977	1.638946	-2.13942	0.417282	-0.88607	5.569024	165.0596	0.0000
Petrol (Brent)	0.020611	0.247811	19.0774	-27.9762	2.619125	-1.42699	23.43417	28947.64	0.0000
VIX Endeksi	0.012918	-0.8023	76.82451	-29.9831	8.131744	1.496026	11.44688	5320.012	0.0000

Tablo 7'de küresel değişkenlere ait getiri serilerinin tanımlayıcı istatistikleri gösterilmiştir. Maksimum ve minimum değerleri ilgili değişkene ait en düşük ve en yüksek getiri değerlerini belirtmektedir. Medyan değeri ise serinin ortanca değerini belirtmektedir. Tabloya göre, bütün küresel değişkenler için ortalamaların sıfır etrafında toplandığı, sadece Dolar Endeksi için negatif ortalamanın varlığı görülmektedir. Basıklık değerlerinin normal dağılım olarak kabul edilen 3 değerinin çok daha üzerinde değerler aldığı ve serilerin normal dağılıma uygunluk göstermediğine işaret edilmektedir. Ayrıca VIX Endeksi getirileri dışında diğer değişkenlerin çarpıklık değerlerinin negatif katsayılar sunması uzun sol kuyruklu sol-negatif çarpıklık durumunu tanımlamaktadır. Serilerin normal dağılıma uygun olmadığını destekleyen başka bir bulgu ise, basıklık ile çarpıklık değerlerini de hesaba katarak $\frac{n}{6}(S^2+\frac{1}{4}(K-3)^2)$ formülizasyonu aracılığıyla elde edilen Jarque-Bera istatistiklerinin 0'dan oldukça uzak değerler alması ile serilerin normal dağılımdan uzaklaşmasıdır. Tabloda bir diğer gösterge olan olasılık değerlerinin her bir faktör için istatistiksel anlamlılık içerisinde olduğu ifade edilmektedir. Bu değerler toplamda finansal zaman serilerinin karakteristik özelliklerini yansıtmaktadır.

Gelişmiş ülkelere ait tanımlayıcı istatistiklerin gösterildiği Tablo 8 aşağıda detaylı bir şekilde belirtilmiştir.

Tablo 8. Gelişmiş Ülkeler İçin Tanımlayıcı İstatistikler

Gelişmiş Ülkeler (GÜ)	**Ortalama**	**Medyan**	**Maks.**	**Min.**	**Std.Sp.**	**Çarpıklık**	**Basıklık**	**Jarque-Bera**	**Olasılık**
ABD (S&P500)	0.038578	0.072667	8.968323	-12.7652	1.261771	-0.84611	18.25831	15613.77	0.0000

Tablo 8 devamı ...

Almanya (DAX)	0.019779	0.068631	10.41429	-13.0549	1.248027	-0.67697	16.95273	13117.16	0.0000
İngiltere (FTSE100)	0.005967	0.050818	8.666807	-11.5124	1.032999	-1.16726	19.72013	19309.6	0.0000
Japonya (Nikkei225)	0.025071	0.07044	7.731376	-6.27357	1.173699	-0.12134	6.892845	978.7117	0.0000
Güney Kore (KOSPI50)	0.017429	0.066724	8.975166	-7.5397	1.176249	0.018739	8.398625	1909.1	0.0000
Kanada (TSX)	0.018443	0.074772	11.29453	-13.1758	1.046989	-1.87014	47.19391	129992	0.0000

Tablo 8'de gelişmiş ülkelere ait getiri serilerinin tanımlayıcı istatistikleri gösterilmiştir. İlgili tabloya göre, gelişmiş ülkeler için de ortalamaların sıfır etrafında toplandığı ve serilerin hepsinde pozitif olduğu görülmektedir. Gelişmiş ülkeler için de basıklık değerlerinin normal dağılımın ötesinde değerler aldığı ve serilerin normal dağılıma uygunluk göstermediği sonucu elde edilmiştir. Ayrıca değişkenlerin çarpıklık değerlerinin Güney Kore dışında negatif katsayılar sunması uzun sol kuyruklu sol-negatif çarpıklık durumunu tanımlamaktadır. Elde edilen Jarque-Bera istatistiklerinin 0'dan oldukça uzak değerler alması da yine serilerin normal dağılımdan uzaklaşmasını ispatlar niteliktedir. Diğer tabloda olduğu gibi olasılık değerlerinin her bir ülke için istatistiksel anlamlılık içerisinde olduğu tespit edilmektedir. Bu değerler yine toplamda finansal zaman serilerinin karakteristik özelliklerini tam yansıtmaktadır.

Gelişmekte olan ülkelere ait tanımlayıcı istatistiklerin gösterildiği Tablo 9 aşağıda detaylı bir şekilde belirtilmiştir.

Tablo 9. Gelişmekte Olan Ülkeler İçin Tanımlayıcı İstatistikler

Gelişmekte Olan Ülkeler (GOÜ)	**Ortalama**	**Medyan**	**Maks.**	**Min.**	**Std.Sp.**	**Çarpıklık**	**Basıklık**	**Jarque-Bera**	**Olasılık**
Brezilya (BOVESPA)	0.035851	0.071847	13.02228	-15.993	1.635667	-1.38877	21.1954	22091.76	0.0000
Çin (SSEC)	0.003778	0.039851	5.554268	-8.03908	1.059594	-0.65058	8.525322	2062.219	0.0000

Tablo 9 devamı ...

Hindistan (Nifty50)	0.050857	0.079149	8.400295	-13.9038	1.133097	-1.56859	25.78704	34346.84	0.0000
Meksika (BMV IPC)	0.011795	0.001923	4.180595	-6.63809	1.035561	-0.4446	6.570922	897.1672	0.0000
Rusya (RTSI)	-0.0089	0.121815	23.20443	-48.2921	2.313155	-5.86486	132.721	1114750	0.0000
Türkiye (BİST100)	0.112757	0.19645	9.423414	-10.3038	1.587938	-0.8697	9.15592	2693.955	0.0000

Tablo 9'da gelişmekte olan ülkelere ait getiri serilerinin tanımlayıcı istatistikleri gösterilmiştir. Tabloya göre, gelişmekte olan ülkeler için de ortalamaların sıfır etrafında toplandığı ve Rusya dışında diğer serilerin getiri ortalamalarının pozitif olduğu görülmektedir. Aynı şekilde bu seriler için de basıklık değerlerinin normal dağılımın oldukça ötesinde değerler aldığı ve serilerin normal dağılıma uygunluk göstermediği sonucu elde edilmiştir. Çarpıklık değerlerinin bütün seriler için negatif katsayılar sunduğu ve uzun sol kuyruklu negatif çarpıklık durumunu belirttiği görülmüştür. Diğer serilerde de olduğu gibi Jarque-Bera istatistiklerinin 0'dan oldukça uzak değerler alması serilerin normal dağılım göstermediğini ifade etmektedir. Ayrıca olasılık değerlerinin her bir gelişmekte olan ülke için istatistiksel anlamlılık içerisinde olduğu gözlemlenmiştir. Gelişmekte olan ülkeler için de bulunan bu karakteristik özelliklerin finansal zaman serileri karakteristiğine tam uyumlu olduğuna kanaat getirilmektedir.

Diğer yandan ekonometrik analizin güvenilirlik ve geçerliliğini sağlayacak önemli varsayımlardan birisi de serilerin durağanlık koşulunun karşılanmasıdır. Çalışmanın Ek 1-A kısmında bulunan küresel faktörler için, Ek 1-B kısmında bulunan gelişmiş ülkeler için ve Ek 1-C kısmında bulunan gelişmekte olan ülkelerin hepsinin kapsamında durağanlık koşulunun sağlandığı grafikler üzerinden görülmektedir. Ayrıca, serilerin kendi volatilitesi kalıcılığını ifade eden parametre katsayısının 1'den küçük değerler alması da ilgili serinin durağanlığının bir diğer tescilini ifade etmektedir.

DC-MSV modelinin ampirik bulguları Tablo 10-19 arası sonuçlarla sırasıyla belirtilmiştir. İlk olarak Tablo 10'da küresel faktörlerden altın ile gelişmiş ülkeler arasındaki DC-MSV model sonuçları yorumlanmıştır.

Tablo 10. Altın - Gelişmiş Ülkeler İçin DC-MSV Sonuçları

GÜ-6	Parametre	Ortalama	Std.Sapma	MC Hatası	Güven Aralığı (%95)	
ABD	μ_{XAU}	-0.6074*	0.1349	0.003389	-0.9053	-0.3674
	μ_{ABD}	-0.633*	0.3203	0.008018	-1.358	-0.08563
	ϕ_{XAU}	0.9073*	0.03764	0.00191	0.8213	0.9651
	$\phi_{XAU-ABD}$	0.02507*	0.0126	5.76E-04	0.005802	0.0545
	ϕ_{ABD}	0.9597*	0.01216	4.59E-04	0.9339	0.9815
	$\phi_{ABD-XAU}$	0.0468	0.02521	9.60E-04	0.001774	0.1002
	ψ_1	0.9829*	0.00826	3.74E-04	0.9631	0.9952
	ψ_0	-0.09044	0.1879	0.007111	-0.5111	0.2471
	σ_ρ	0.111*	0.02252	0.001252	0.07828	0.1603
	$\sigma_{\eta XAU}$	0.2254*	0.05182	0.002813	0.1358	0.3327
	$\sigma_{\eta ABD}$	0.2866*	0.03063	0.001465	0.231	0.351
ALMANYA (AL)	μ_{XAU}	-0.563*	0.115	0.002537	-0.7982	-0.3447
	μ_{AL}	-0.2146	0.1629	0.003039	-0.5505	0.09217
	ϕ_{XAU}	0.9181*	0.0368	0.001922	0.8257	0.9666
	ϕ_{XAU-AL}	0.02834	0.01516	6.86E-04	0.005591	0.06508
	ϕ_{AL}	0.9035*	0.02897	0.001331	0.8354	0.9477
	ϕ_{AL-XAU}	0.06956	0.03984	0.001717	0.008641	0.165
	ψ_1	0.9766*	0.01083	5.11E-04	0.9503	0.9933
	ψ_0	-0.235	0.1897	0.007154	-0.6889	0.08559
	σ_ρ	0.1326*	0.02986	0.001663	0.08867	0.2062
	$\sigma_{\eta XAU}$	0.2099*	0.05358	0.002958	0.1324	0.342
	$\sigma_{\eta AL}$	0.3816*	0.05525	0.00282	0.2874	0.5039
	μ_{XAU}	-0.5952*	0.1161	0.002659	-0.8292	-0.3683
	$\mu_{İ}$	-0.6231*	0.1688	0.003215	-0.9663	-0.2986
	ϕ_{XAU}	0.8853*	0.06754	0.003668	0.709	0.9625
	$\phi_{XAU-İ}$	0.04921	0.03299	0.001735	0.01124	0.134

	Tablo 10 devamı ...					
İNGİLTERE (İ)	$\phi_{\dot{I}}$	0.9083*	0.03152	0.00151	0.8344	0.9586
	$\phi_{\dot{I}-XAU}$	0.0683	0.04154	0.001874	5.56E-04	0.1628
	ψ_1	0.9608*	0.01775	8.92E-04	0.916	0.9864
	ψ_0	-0.06974	0.1017	0.002896	-0.2753	0.1281
	σ_ρ	0.1297*	0.03376	0.001886	0.07524	0.2064
	$\sigma_{\eta XAU}$	0.2396*	0.07745	0.004319	0.1304	0.4402
	$\sigma_{\eta\dot{I}}$	0.3468*	0.05097	0.002644	0.2577	0.4534
JAPONYA (J)	μ_{XAU}	-0.5733*	0.09767	0.002689	-0.7613	-0.3779
	μ_J	-0.02166	0.122	0.002596	-0.2565	0.2259
	ϕ_{XAU}	0.7387*	0.1292	0.006953	0.422	0.9153
	ϕ_{XAU-J}	0.1162	0.0773	0.003928	0.01873	0.3194
	ϕ_J	0.9073*	0.04001	0.002057	0.8151	0.968
	ϕ_{J-XAU}	0.05055	0.03843	0.001833	-0.00775	0.1434
	ψ_1	0.8147*	0.09297	0.005116	0.5879	0.933
	ψ_0	-0.09521	0.0548	0.002767	-0.1985	0.02864
	σ_ρ	0.1313*	0.05148	0.002931	0.0648	0.2609
	$\sigma_{\eta XAU}$	0.4639*	0.1185	0.00653	0.259	0.7133
	$\sigma_{\eta J}$	0.2796*	0.06019	0.003293	0.1775	0.4159
GÜNEY KORE (GK)	μ_{XAU}	-0.6011*	0.1242	0.003637	-0.8571	-0.364
	μ_{GK}	-0.02414	0.148	0.004055	-0.3394	0.2487
	ϕ_{XAU}	0.6463*	0.1652	0.008848	0.259	0.8738
	ϕ_{XAU-GK}	0.2455	0.1323	0.006985	0.0692	0.5551
	ϕ_{GK}	0.9378*	0.03265	0.001563	0.8578	0.9858
	ϕ_{GK-XAU}	0.04278	0.03723	0.001755	-0.01464	0.1361
	ψ_1	0.847*	0.08713	0.004812	0.6359	0.955
	ψ_0	0.04929	0.05805	0.002858	-0.05547	0.1566
	σ_ρ	0.128*	0.06498	0.003716	0.06452	0.297
	$\sigma_{\eta XAU}$	0.4708*	0.1062	0.005758	0.2462	0.6359
	$\sigma_{\eta GK}$	0.1678*	0.03037	0.001623	0.1196	0.238
	μ_{XAU}	-0.5809*	0.1187	0.002784	-0.8178	-0.3469
	μ_K	-0.9836*	0.2338	0.004821	-1.456	-0.5196
	ϕ_{XAU}	0.802*	0.08843	0.004636	0.6034	0.9271

	Tablo 10 devamı ...					
K A N A D A (K)	ϕ_{XAU-K}	0.07495*	0.0377	0.001885	0.02243	0.1639
	ϕ_K	0.952*	0.01638	6.76E-04	0.9154	0.9799
	ϕ_{K-XAU}	0.0499	0.03045	0.001263	-0.00334	0.116
	ψ_1	0.9788*	0.009982	4.71E-04	0.9546	0.9938
	ψ_0	0.2455	0.171	0.006308	-0.08839	0.5773
	σ_ρ	0.116*	0.02467	0.001374	0.0775	0.1757
	$\sigma_{\eta XAU}$	0.3295*	0.08744	0.004808	0.1856	0.4991
	$\sigma_{\eta K}$	0.2524*	0.02893	0.001405	0.2017	0.3136

* Tablo değerleri %5 düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 10 sonuçlarına göre altın için kendi volatilitesini temsil eden ϕ_{XAU} parametresi ülkeler üzere elde edilen bütün modeller için istatistiksel olarak anlamlıdır. $h_{KF,t+1} = \mu_{KF} + \phi_{KF}(h_{KF,t} - \mu_{KF}) + \phi_{\text{KF-ÜLKE}}(h_{ÜLKE,t} - \mu_{ÜLKE}) + \sigma_{\eta_{KF,t}}$ denklemi üzerinden altının volatilitesini inceledikte ABD, Almanya, İngiltere ve Kanada borsalarının dolaylı etkisiyle oynaklık kalıcılığının büyük olduğu ve oynaklık kümelemelerinin yüksek düzeyde varlığı görülmektedir. Japonya ve Güney Kore açısından ise altının kendi volatilitesinin sırasıyla 0.7387 ve 0.6463 değerler aldığı, dolayısıyla volatilite kümelemelerinin mevcut olduğu, ancak bu kümelemelerin çok büyük düzeyde olmadığı görülmektedir. Bu sonucu destekleyen bir diğer bulgu ise altın için volatilitenin değişkenliğini (öngörülebilirliğini) ifade eden, altın volatilite modeli denkleminin hata teriminin standart sapma parametresinin karesi : varyansının ($\sigma^2_{\eta XAU}$) ABD, Almanya, İngiltere ve Kanada için 0'a yakın değerler alırken, Japonya ve Güney Kore için bu sonucun 0'dan daha uzak değerler sunmasıdır.

Gelişmiş ülkelerden ABD için ϕ_{ABD}, Almanya için ϕ_{AL}, İngiltere için ϕ_i, Japonya için ϕ_J, Güney Kore için ϕ_{GK} ve Kanada için ϕ_K parametreleri ülkelerin kendi volatilite kalıcılığını ifade eden parametreler olup istatistiksel olarak hepsi anlamlıdır. $h_{ÜLKE,t+1} = \mu_{ÜLKE} + \phi_{ÜLKE}(h_{ÜLKE,t} - \mu_{ÜLKE}) + \phi_{\text{ÜLKE-KF}}(h_{KF,t} - \mu_{KF}) + \sigma_{\eta_{ÜLKE,t}}$ denklemi üzerinden ele alındığında bu parametre değerleri sırasıyla 0.9597; 0.9035; 0.9083; 0.9073; 0.9378; 0.952 sonsal değerlerini almakta, bu değerler 1'e çok yakın olması sebebiyle volatilitenin

kalıcılığının yüksek olduğu ve volatilite kümelemelerinin oldukça yoğun olduğu sonucu elde edilmektedir. Aynı şekilde ilgili ülkelerin hisse senedi endekslerinin volatilitesinin öngörülebilirliğini ifade eden, endekslerin volatilite modeli denkleminin hata teriminin standart sapma parametresinin karesi : varyansının ($\sigma^2_{\eta ABD}$, $\sigma^2_{\eta AL}$, $\sigma^2_{\eta İ}$, $\sigma^2_{\eta J}$, $\sigma^2_{\eta GK}$, $\sigma^2_{\eta K}$) 0'a yakın değerler elde etmesi bu ülkelerin ilgili endekslerinde volatilitenin öngörülebilir düzeyde olduğunu ima etmektedir.

Gelişmiş ülkelere ait borsa endekslerinin oynaklığından altın oynaklığına doğru volatilite aktarım parametrelerini temsil eden $\phi_{XAU-ABD}$, ϕ_{XAU-AL} , $\phi_{XAU-İ}$, ϕ_{XAU-J} , ϕ_{XAU-GK} ve ϕ_{XAU-K} parametrelerinden sadece $\phi_{XAU-ABD}$ ve ϕ_{XAU-K} parametreleri istatistiksel açıdan anlamlı bulunmaktadır. Buna göre, ABD için ilgili hisse senedi endeksinde oluşan %1'lik volatilite şoku bir sonraki işlem gününde altının volatilite düzeyini %0.02507 arttırmaktadır. Kanada için ise ilgili hisse senedi endeksinde meydana gelen %1'lik volatilite şoku bir sonraki işlem gününde altının volatilite düzeyini %0.07495 kadar arttırmaktadır.

Altın oynaklığından gelişmiş ülkelerin her bir borsa endekslerinin oynaklığına doğru volatilite aktarım parametrelerini temsil eden $\phi_{ABD-XAU}$, ϕ_{AL-XAU} , $\phi_{İ-XAU}$, ϕ_{J-XAU} , ϕ_{GK-XAU} ve ϕ_{K-XAU} parametrelerin hepsi istatistiksel olarak anlamsızdır. Bu sonuca göre, altın volatilitesini arttıran volatilite şoku ilgili gelişmiş ülke hisse senedi borsalarının volatilitesi üzerinde aktarım etkisine sahip değildir.

Volatilite etkileşimi dışında gelişmiş ülkeler hisse senedi endeksleri getirileri ile altın getirileri arasındaki zamana bağlı değişen dinamik yapılı korelasyon ilişkisini temsil eden ψ_1 parametresi bütün modeller için istatistiksel olarak anlamlıdır. Japonya ve Güney Kore dışındaki diğer gelişmiş ülkeler için dinamik korelasyon ilişkisi 0.90 düzeyinin üstünde olması sebebiyle pozitif yönlü ve çok güçlü, Japonya ve Güney Kore için ise ilgili endeks getirileri ile altın getirileri arasında sırasıyla 0.8147 ve 0.847 katsayılarıyla pozitif ve güçlü düzeyde kabul edilen ilişki bulunmaktadır.

Modelin elde edilen genel sonuçlarına göre sadece ABD ve Kanada borsa endeksleri oynaklığı ile altın oynaklığı arasında tek yönlü bir aktarım ilişkisi mevcuttur.

Tablo 11'de altın ile gelişmekte olan ülkeler arasındaki DC-MSV model sonuçları yorumlanmıştır.

Tablo 11. Altın - Gelişmekte Olan Ülkeler İçin DC-MSV Sonuçları

GOÜ(6)	Parametre	Ortalama	Std.Sapma	MC Hatası	Güven Aralığı (%95)	
BREZİLYA (B)	μ_{XAU}	-0.5306*	0.1017	0.002286	-0.7279	-0.3287
	μ_B	0.516*	0.1297	0.002607	0.2657	0.7777
	ϕ_{XAU}	0.8206*	0.08214	0.004354	0.6291	0.9447
	ϕ_{XAU-B}	0.08617	0.05494	0.002769	0.01152	0.2219
	ϕ_B	0.9301*	0.0237	0.0011	0.8707	0.9663
	ϕ_{B-XAU}	0.0484	0.02665	0.001201	0.005115	0.1129
	ψ_1	0.9383*	0.06409	0.003609	0.7552	0.9835
	ψ_0	0.1907*	0.08651	0.00333	0.01836	0.3644
	σ_ρ	0.1129*	0.03936	0.002237	0.07054	0.2153
	$\sigma_{\eta XAU}$	0.337*	0.08268	0.004526	0.1793	0.5088
	$\sigma_{\eta B}$	0.2041*	0.02897	0.001486	0.155	0.2661
ÇİN (Ç)	μ_{XAU}	-0.5591*	0.09956	0.00237	-0.7546	-0.3609
	$\mu_Ç$	-0.3169	0.1791	0.003712	-0.7076	0.003658
	ϕ_{XAU}	0.9056*	0.03768	0.001922	0.8206	0.962
	$\phi_{XAU-Ç}$	0.02674	0.01425	4.87E-04	0.002583	0.05949
	$\phi_Ç$	0.9705*	0.01253	5.62E-04	0.942	0.9907
	$\phi_{Ç-XAU}$	-0.01575	0.01213	3.89E-04	-0.03887	0.009198
	ψ_1	0.8203*	0.1078	0.005815	0.5558	0.9559
	ψ_0	0.1798*	0.05232	0.002641	0.07828	0.2805
	σ_ρ	0.1013*	0.02855	0.001577	0.06199	0.1776
	$\sigma_{\eta XAU}$	0.2831*	0.06814	0.003698	0.1721	0.4294
	$\sigma_{\eta Ç}$	0.2005*	0.03436	0.001826	0.1435	0.2739
HİND	μ_{XAU}	-0.6422*	0.136	0.004195	-0.9291	-0.3877
	μ_H	-0.4434*	0.2276	0.006885	-0.9407	-0.02323
	ϕ_{XAU}	0.6561*	0.1315	0.006678	0.3442	0.8462
	ϕ_{XAU-H}	0.1747*	0.07818	0.003853	0.06403	0.3658
	ϕ_H	0.9666*	0.01545	6.55E-04	0.9321	0.992

İSTAN (H)	***Tablo 11 devamı ...***					
	ϕ_{H-XAU}	0.02336	0.02367	9.94E-04	-0.01732	0.07462
	ψ_1	0.7732*	0.1233	0.006731	0.4676	0.934
	ψ_0	0.01674	0.04908	0.002633	-0.07658	0.1107
	σ_ρ	0.09303*	0.02412	0.001344	0.05997	0.1604
	$\sigma_{\eta XAU}$	0.4784*	0.0999	0.005278	0.2955	0.6852
	$\sigma_{\eta H}$	0.1749*	0.02581	0.001362	0.129	0.2307
MEKSİKA (M)	μ_{XAU}	-0.5521*	0.1187	0.003133	-0.784	-0.3141
	μ_M	-0.2592	0.1682	0.004485	-0.5906	0.07694
	ϕ_{XAU}	0.8134*	0.101	0.005464	0.5663	0.9538
	ϕ_{XAU-M}	0.09857	0.06684	0.003545	0.01217	0.2676
	ϕ_M	0.9514*	0.01867	8.34E-04	0.9089	0.9824
	ϕ_{M-XAU}	0.03206	0.02318	0.00101	-0.00848	0.08263
	ψ_1	0.9707*	0.01212	5.67E-04	0.9412	0.989
	ψ_0	0.1486	0.1111	0.003957	-0.06458	0.3742
	σ_ρ	0.09939*	0.02227	0.001241	0.0615	0.1481
	$\sigma_{\eta XAU}$	0.3228*	0.09195	0.005084	0.1659	0.5088
	$\sigma_{\eta M}$	0.1864*	0.03028	0.001599	0.1348	0.2507
RUSYA (R)	μ_{XAU}	-0.6158*	0.1053	0.002473	-0.8273	-0.4096
	μ_R	0.5925*	0.2334	0.004876	0.1013	1.033
	ϕ_{XAU}	0.8387*	0.06548	0.003393	0.6858	0.9361
	ϕ_{XAU-R}	0.0486*	0.02436	0.001146	0.01229	0.1069
	ϕ_R	0.9696*	0.01122	4.38E-04	0.9455	0.9884
	ϕ_{R-XAU}	0.01272	0.01847	6.29E-04	-0.02206	0.05114
	ψ_1	0.8709*	0.06337	0.003392	0.71	0.9522
	ψ_0	0.2432*	0.06272	0.002671	0.1258	0.3746
	σ_ρ	0.1587*	0.06224	0.003524	0.0687	0.3094
	$\sigma_{\eta XAU}$	0.3413*	0.08084	0.004378	0.2035	0.5123
	$\sigma_{\eta R}$	0.2331*	0.02901	0.001443	0.1805	0.2939
	μ_{XAU}	-0.5099*	0.1208	0.00287	-0.7492	-0.2669
	μ_T	0.5317*	0.1179	0.002354	0.2996	0.7672
	ϕ_{XAU}	0.9355*	0.02988	0.001567	0.865	0.9791
	ϕ_{XAU-T}	0.03078*	0.01556	6.83E-04	0.007406	0.06847

	Tablo 11 devamı ...					
TÜRKİYE (T)	ϕ_T	0.895*	0.04119	0.002082	0.8002	0.9587
	ϕ_{T-XAU}	0.03371	0.03044	0.001301	-0.01545	0.1038
	ψ_1	0.848*	0.07695	0.004231	0.6289	0.9379
	ψ_0	0.08794	0.06055	0.002979	-0.02382	0.2119
	σ_ρ	0.1372*	0.04555	0.002581	0.07793	0.2592
	$\sigma_{\eta XAU}$	0.1919*	0.05513	0.003084	0.09541	0.3045
	$\sigma_{\eta T}$	0.3411*	0.06794	0.003617	0.2226	0.484

* Tablo değerleri %5 düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 11 sonuçlarına göre altın için kendi volatilitesini temsil eden ϕ_{XAU} parametresi gelişmekte olan ülkeler üzere elde edilen bütün modeller için istatistiksel olarak anlamlıdır. Brezilya, Çin, Meksika, Rusya ve Türkiye borsalarının dolaylı etkisiyle oynaklık kalıcılığının büyük olduğu ve oynaklık kümelemelerinin yüksek düzeyde varlığı tespit edilmiştir. Hindistan açısından ise altının kendi volatilitesinin 0.6561 değer aldığı, dolayısıyla volatilite kümelemelerinin varlığı saptanmakta, ancak bu kümelemelerin çok büyük düzeyde olmadığı görülmektedir. Altının volatilitesinin değişkenliğini (öngörülebilirliğini) ifade eden, altın volatilite modeli denkleminin hata teriminin standart sapma parametresinin karesi : varyansının ($\sigma^2_{\eta XAU}$) Hindistan dışında diğer modeller için 0'a yakın değer alması genel olarak altının volatilitesinin öngörülebilir olduğunu desteklemektedir.

Brezilya için ϕ_B, Çin için $\phi_Ç$, Hindistan için ϕ_H, Meksika için ϕ_M, Rusya için ϕ_R ve Türkiye için ϕ_T parametreleri gelişmekte olan ülkelerin kendi volatilite kalıcılığını göstermiş olup istatistiksel olarak hepsi anlamlıdır. Bu parametre değerleri sırasıyla 0.9301; 0.9705; 0.9666; 0.9514; 0.9696; 0.895 sonsal değerlerini almakta, bu değerler 1'e çok yakın olduğundan volatilitenin kalıcılığının yüksek ve volatilite kümelemelerinin yoğun olduğuna işaret etmektedir. Aynı şekilde gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi endekslerinin volatilitesinin öngörülebilirliğini ifade eden, endekslerin volatilite modeli hata teriminin varyansının ($\sigma^2_{\eta B}, \sigma^2_{\eta Ç}, \sigma^2_{\eta H}, \sigma^2_{\eta M}, \sigma^2_{\eta R}, \sigma^2_{\eta T}$) 0'a yakın değerler elde etmesi bu

ülkelerin ilgili endekslerinde volatilitenin öngörülebilir düzeyde olduğunu ima etmektedir.

Gelişmekte olan ülkelere ait borsa endekslerinin oynaklığından altın oynaklığına doğru volatilite aktarım parametrelerinden ϕ_{XAU-B}, $\phi_{XAU-Ç}$, ϕ_{XAU-M} parametreleri istatistiksel olarak anlamsızdır. ϕ_{XAU-H}, ϕ_{XAU-R} ve ϕ_{XAU-T} parametreleri ise istatistiksel olarak anlamlı bulunup, Hindistan için ilgili hisse senedi endeksinde oluşan %1'lik volatilite şoku bir sonraki işlem gününde altının volatilite düzeyini %0.1747; Rusya için ilgili hisse senedi endeksinde meydana gelen %1'lik volatilite şoku bir sonraki işlem gününde altının volatilite düzeyini %0.0486; Türkiye için ilgili hisse senedi endeksinde oluşan %1'lik volatilite şoku bir sonraki işlem gününde altının volatilite düzeyini %0.03078 kadar arttırmaktadır.

Altın oynaklığından gelişmekte olan ülkelerin her bir borsa endekslerinin oynaklığına doğru volatilite aktarım parametreleri olan ϕ_{B-XAU}, $\phi_{Ç-XAU}$, ϕ_{H-XAU}, ϕ_{M-XAU}, ϕ_{R-XAU} ve ϕ_{T-XAU} parametrelerin hepsi istatistiksel olarak anlamsızdır. Buna göre, altın volatilitesini arttıran volatilite şoku ilgili gelişmekte olan ülke hisse senedi endekslerinin volatilitesi üzerinde aktarım etkisine sahip değildir.

Gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi endeksleri getirileri ile altın getirileri arasındaki zamana bağlı değişen dinamik yapılı korelasyon ilişkisi parametresi ψ_1 bütün modeller için istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu ilişki Brezilya ve Meksika için pozitif yönlü ve çok güçlü, Çin, Hindistan, Rusya ve Türkiye için ise ilgili endeks getirileri ile altın getirileri arasında pozitif ve güçlü düzeyde kabul edilen dinamik yapılı korelasyon ilişkisi düzeyindedir.

Modelin elde edilen genel sonuçlarına göre sadece Hindistan, Rusya ve Türkiye borsa endeksleri oynaklığı ile altın oynaklığı arasında tek yönlü bir volatilite aktarım ilişkisi bulunmuştur.

Tablo 12'de Bitcoin ile gelişmiş ülkeler arasındaki DC-MSV model sonuçları yorumlanmıştır.

Tablo 12. Bitcoin - Gelişmiş Ülkeler İçin DC-MSV Sonuçları

GÜ(6)	Parametre	Ortalama	Std.Sapma	MC Hatası	Güven Aralığı (%95)	
ABD	μ_{BTC}	2.549*	0.1158	0.002027	2.333	2.788
	μ_{ABD}	-0.646*	0.3301	0.008232	-1.42	-0.09346
	ϕ_{BTC}	0.7949*	0.0394	0.001487	0.7078	0.8616
	$\phi_{BTC-ABD}$	-0.01929	0.01907	3.79E-04	-0.05783	0.01729
	ϕ_{ABD}	0.9749*	0.008251	2.72E-04	0.9576	0.99
	$\phi_{ABD-BTC}$	-0.0052	0.009499	2.52E-04	-0.02417	0.01329
	ψ_1	0.99*	0.005485	2.36E-04	0.9768	0.998
	ψ_0	0.3538	0.2342	0.01118	-0.2134	0.7337
	σ_ρ	0.08096*	0.01604	8.93E-04	0.05396	0.1164
	$\sigma_{\eta BTC}$	0.7191*	0.07274	0.00308	0.5895	0.8723
	$\sigma_{\eta ABD}$	0.2684*	0.03009	0.001486	0.2152	0.3324
ALMANYA (AL)	μ_{BTC}	2.542*	0.1032	0.001916	2.344	2.751
	μ_{AL}	-0.1837	0.1476	0.002132	-0.4798	0.1009
	ϕ_{BTC}	0.7883*	0.04667	0.001908	0.6856	0.8657
	ϕ_{BTC-AL}	-0.00933	0.02515	5.19E-04	-0.05989	0.03935
	ϕ_{Al}	0.9341*	0.01699	6.95E-04	0.897	0.9635
	ϕ_{AL-BTC}	-0.00294	0.0122	2.79E-04	-0.02725	0.02083
	ψ_1	0.9091*	0.06327	0.003437	0.7525	0.9738
	ψ_0	0.3098*	0.06829	0.002855	0.1789	0.4502
	σ_ρ	0.1112*	0.02926	0.001616	0.06954	0.1814
	$\sigma_{\eta BTC}$	0.7157*	0.0856	0.003817	0.5614	0.8934
	$\sigma_{\eta AL}$	0.3529*	0.0472	0.002383	0.2697	0.457
İNGİLTERE (İ)	μ_{BTC}	2.528*	0.105	0.001764	2.325	2.738
	$\mu_{İ}$	-0.6172*	0.1508	0.002017	-0.9242	-0.3257
	ϕ_{BTC}	0.8132*	0.03801	0.001522	0.7283	0.8754
	$\phi_{BTC-İ}$	-0.00365	0.02327	5.23E-04	-0.04982	0.04209
	$\phi_{İ}$	0.9414*	0.01578	6.55E-04	0.9075	0.9685
	$\phi_{İ-BTC}$	0.003905	0.01112	2.58E-04	-0.01809	0.02574
	ψ_1	0.9024*	0.05629	0.003091	0.7582	0.9724
	ψ_0	0.2194*	0.06539	0.002667	0.09879	0.3615
	σ_ρ	0.1292*	0.04379	0.002479	0.07283	0.2514

	Tablo 12 devamı ...					
	$\sigma_{\eta BTC}$	0.6723*	0.07395	0.003325	0.5478	0.837
	$\sigma_{\eta J}$	0.3282*	0.04358	0.002216	0.2528	0.4162
JAPONYA (J)	μ_{BTC}	2.519*	0.09866	0.001862	2.329	2.717
	μ_J	-0.02905	0.129	0.002355	-0.284	0.2263
	ϕ_{BTC}	0.7333*	0.05513	0.002281	0.6109	0.8266
	ϕ_{BTC-J}	-0.00536	0.04074	0.001082	-0.08508	0.07567
	ϕ_J	0.9428*	0.02282	0.001135	0.8885	0.9764
	ϕ_{J-BTC}	0.006109	0.01012	2.83E-04	-0.01473	0.02592
	ψ_1	0.8413*	0.08064	0.004389	0.634	0.9472
	ψ_0	0.02882	0.06179	0.003219	-0.1193	0.1432
	σ_ρ	0.1208*	0.04362	0.002471	0.05631	0.2202
	$\sigma_{\eta BTC}$	0.8264*	0.09058	0.004038	0.6601	1.014
	$\sigma_{\eta J}$	0.2526*	0.05731	0.00314	0.1655	0.3824
GÜNEY KORE (GK)	μ_{BTC}	2.521*	0.1067	0.001827	2.315	2.737
	μ_{GK}	-0.0559	0.1537	0.00323	-0.3803	0.2321
	ϕ_{BTC}	0.7861*	0.04286	0.001732	0.6913	0.8581
	ϕ_{BTC-GK}	-0.03167	0.03777	0.001032	-0.1082	0.04095
	ϕ_{GK}	0.9699*	0.01094	4.60E-04	0.9455	0.9882
	ϕ_{GK-BTC}	0.002537	0.006498	2.04E-04	-0.01003	0.01547
	ψ_1	0.8691*	0.07944	0.004316	0.6584	0.957
	ψ_0	0.06168	0.05538	0.002596	-0.04399	0.1813
	σ_ρ	0.1155*	0.03675	0.002055	0.0578	0.2153
	$\sigma_{\eta BTC}$	0.7264*	0.07977	0.003551	0.5854	0.8943
	$\sigma_{\eta GK}$	0.1657*	0.0266	0.001396	0.1214	0.2241
KANADA (K)	μ_{BTC}	2.544*	0.1045	0.001906	2.343	2.754
	μ_K	-0.992*	0.228	0.00391	-1.457	-0.5548
	ϕ_{BTC}	0.7951*	0.04305	0.001772	0.7021	0.8684
	ϕ_{BTC-K}	-0.01263	0.02153	4.49E-04	-0.0557	0.02912
	ϕ_K	0.9728*	0.00793	2.50E-04	0.9556	0.9868
	ϕ_{K-BTC}	0.001169	0.008853	2.32E-04	-0.01641	0.01838
	ψ_1	0.9829*	0.008263	3.76E-04	0.9624	0.9951
	ψ_0	0.4222*	0.1568	0.005758	0.0905	0.7178

	Tablo 12 devamı ...					
	σ_{ρ}	0.09463*	0.02178	0.001221	0.06414	0.1505
	$\sigma_{\eta BTC}$	0.7007*	0.08117	0.003746	0.5502	0.8658
	$\sigma_{\eta K}$	0.2432*	0.02577	0.001237	0.1997	0.2998

* Tablo değerleri %5 düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 12 sonuçlarına göre Bitcoin için kendi volatilitesini temsil eden ϕ_{BTC} parametresi gelişmiş ülkeler için elde edilen bütün modeller üzere istatistiksel olarak anlamlıdır. Bitcoin için oynaklık kalıcılığının varlığı saptanmakta, ancak bu kümelemelerin çok büyük düzeyde olmadığı görülmektedir. Bitcoin volatilitesinin değişkenliğini (öngörülebilirliğini) ifade eden ($\sigma^2_{\eta BTC}$) parametresi için 0'dan oldukça uzak bir değer alması Bitcoin'in volatilitesinin öngörülebilirliğinin oldukça düşük (değişkenliğinin yüksek) olduğunu kanıtlamaktadır.

ABD için ϕ_{ABD} , Almanya için ϕ_{AL} , İngiltere için $\phi_{İ}$, Japonya için ϕ_{J} , Güney Kore için ϕ_{GK} ve Kanada için ϕ_{K} parametreleri gelişmiş ülkelerin kendi volatilite kalıcılığını göstermekte ve istatistiksel olarak hepsi anlamlıdır. Bu parametre değerleri sırasıyla 0.9749; 0.9341; 0.9414; 0.9428; 0.9699; 0.9728 gibi 1'e yakın değerler almakta, dolayısıyla volatilitenin kalıcılığının yüksek ve volatilite kümelemelerinin yoğun olduğunu göstermektedir. Gelişmiş ülkelerin hisse senedi endekslerinin volatilitesinin öngörülebilirliği ($\sigma^2_{\eta ABD}$, $\sigma^2_{\eta AL}$, $\sigma^2_{\eta İ}$, $\sigma^2_{\eta J}$, $\sigma^2_{\eta GK}$, $\sigma^2_{\eta K}$) 0'a yakın değerler elde etmesi bu ülkelerin ilgili endekslerinde volatilitenin öngörülebilir düzeyde olduğunu ima etmektedir.

Gelişmiş ülkelere ait borsa endekslerinin oynaklığından Bitcoin oynaklığına doğru volatilite aktarım parametrelerinden $\phi_{BTC-ABD}$, ϕ_{BTC-AL}, $\phi_{BTC-İ}$, ϕ_{BTC-J}, ϕ_{BTC-GK}, ϕ_{BTC-K} parametreleri hepsi istatistiksel olarak anlamsızdır. Bu sonuca göre, gelişmiş ülkelerin ilgili borsa endekslerinin hiç birisinin oynaklığından Bitcoin oynaklığına doğru bir volatilite etkileşimi bulunmamaktadır.

Bitcoin oynaklığından gelişmiş ülkelerin borsa endeksleri oynaklığına doğru volatilite aktarım parametreleri olan $\phi_{ABD-BTC}$, ϕ_{AL-BTC} , $\phi_{İ-BTC}$, ϕ_{J-BTC} , ϕ_{GK-BTC} ve ϕ_{K-BTC}

parametrelerin hepsi istatistiksel olarak anlamsızdır. Buna göre, Bitcoin volatilitesini arttıran volatilite şoku ilgili gelişmiş ülke hisse senedi endekslerinin volatilitesi üzerinde volatilite aktarım etkisine sahip değildir.

Gelişmiş ülkelerin hisse senedi endeksleri getirileri ile Bitcoin getirileri arasındaki ψ_1 zamana bağlı değişen dinamik yapılı korelasyon ilişkisi parametresi bütün modeller için istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu ilişki ABD, Almanya, İngiltere ve Kanada için pozitif yönlü ve çok güçlü, Japonya ve Güney Kore için ise ilgili endekslerin getirileri ile Bitcoin getirileri arasında pozitif ve güçlü düzeyde kabul edilen dinamik yapılı korelasyon ilişkisi düzeyindedir.

Modelin elde edilen genel sonuçlarına göre gelişmiş ülkelerin hisse senedi endeksleri volatilitesinden Bitcoin volatilitesine ve Bitcoin volatilitesinden gelişmiş ülkelerin hisse senedi endeksleri volatilitesine doğru her hangi bir aktarım düzeyi bulunmamaktadır.

Tablo 13'de Bitcoin ile gelişmekte olan ülkeler arasındaki DC-MSV model sonuçları yorumlanmıştır.

Tablo 13. Bitcoin - Gelişmekte Olan Ülkeler İçin DC-MSV Sonuçları

GOÜ(6)	Parametre	Ortalama	Std.Sapma	MC Hatası	Güven Aralığı (%95)	
BREZİLYA (B)	μ_{BTC}	2.575*	0.1098	0.001817	2.362	2.793
	μ_B	0.5231*	0.1357	0.002729	0.2624	0.7997
	ϕ_{BTC}	0.8147*	0.03984	0.001606	0.7249	0.88
	ϕ_{BTC-B}	-0.02937	0.03516	0.001051	-0.1031	0.03647
	ϕ_B	0.962*	0.01181	4.81E-04	0.9363	0.9823
	ϕ_{B-BTC}	-0.00387	0.007149	2.24E-04	-0.01859	0.009772
	ψ_1	0.9505*	0.03379	0.001841	0.8594	0.9888
	ψ_0	0.3544*	0.1102	0.004254	0.1152	0.5535
	σ_ρ	0.1243*	0.03477	0.001951	0.07726	0.2091
	$\sigma_{\eta BTC}$	0.6575*	0.07472	0.003379	0.5274	0.8138
	$\sigma_{\eta B}$	0.1837*	0.02603	0.001348	0.1361	0.2367
	μ_{BTC}	2.582*	0.1202	0.002467	2.361	2.83

	Tablo 13 devamı ...					
ÇİN (Ç)	$\mu_{Ç}$	-0.339	0.1797	0.004114	-0.7244	-0.02718
	ϕ_{BTC}	0.7267*	0.0622	0.002649	0.5854	0.8262
	$\phi_{BTC-Ç}$	-0.09005*	0.04494	0.001558	-0.1893	-0.01329
	$\phi_{Ç}$	0.9577*	0.01386	5.81E-04	0.9264	0.9806
	$\phi_{Ç-BTC}$	-0.01172	0.009923	2.98E-04	-0.03202	0.007094
	ψ_1	0.9409*	0.03601	0.001947	0.8425	0.9848
	ψ_0	0.1203	0.07985	0.003155	-0.03252	0.2788
	σ_{ρ}	0.1043*	0.02571	0.001426	0.06269	0.1678
	$\sigma_{\eta BTC}$	0.7979*	0.09575	0.004319	0.6297	0.9961
	$\sigma_{\eta Ç}$	0.2223*	0.03437	0.001798	0.165	0.2973
HİNDİSTAN (H)	μ_{BTC}	2.568*	0.1127	0.002088	2.353	2.796
	μ_{H}	-0.4599*	0.2264	0.006076	-0.9686	-0.05913
	ϕ_{BTC}	0.8072*	0.04057	0.001656	0.7164	0.8756
	ϕ_{BTC-H}	-0.01214	0.02717	6.68E-04	-0.06684	0.04032
	ϕ_{H}	0.9774*	0.008218	3.08E-04	0.9595	0.9917
	ϕ_{H-BTC}	0.00242	0.00674	2.02E-04	-0.01088	0.01574
	ψ_1	0.8341*	0.09636	0.005264	0.5927	0.9595
	ψ_0	0.1524*	0.07316	0.003773	0.02415	0.3166
	σ_{ρ}	0.127*	0.04256	0.002379	0.06388	0.2242
	$\sigma_{\eta BTC}$	0.6911*	0.07912	0.003613	0.5418	0.8584
	$\sigma_{\eta H}$	0.1798*	0.02535	0.00131	0.1331	0.2325
MEKSİKA (M)	μ_{BTC}	2.528*	0.106	0.00184	2.323	2.741
	μ_{M}	-0.2494	0.1667	0.003578	-0.5835	0.08011
	ϕ_{BTC}	0.7825*	0.04251	0.001584	0.6911	0.8572
	ϕ_{BTC-M}	-0.02329	0.03647	0.001097	-0.099	0.04477
	ϕ_{M}	0.9726*	0.008921	3.44E-04	0.9529	0.9877
	ϕ_{M-BTC}	-0.01211	0.006411	1.99E-04	-0.02528	-8.63E-05
	ψ_1	0.9831*	0.008388	3.85E-04	0.9631	0.9957
	ψ_0	0.2895	0.1594	0.006109	-0.02536	0.6169
	σ_{ρ}	0.08709*	0.01963	0.00109	0.06112	0.1364
	$\sigma_{\eta BTC}$	0.7226*	0.0748	0.003109	0.583	0.8706
	$\sigma_{\eta M}$	0.1588*	0.0254	0.001346	0.1136	0.2095

	Tablo 13 devamı ...					
RUSYA (R)	μ_{BTC}	2.517*	0.1065	0.002062	2.314	2.732
	μ_R	0.5884*	0.2338	0.004427	0.1011	1.031
	ϕ_{BTC}	0.776*	0.04602	0.001875	0.6771	0.8555
	ϕ_{BTC-R}	-0.00278	0.02435	5.17E-04	-0.05144	0.04481
	ϕ_R	0.9739*	0.00877	3.30E-04	0.9543	0.9887
	ϕ_{R-BTC}	-0.00438	0.008255	2.09E-04	-0.02094	0.01157
	ψ_1	0.8887*	0.08749	0.004845	0.6541	0.9766
	ψ_0	0.2873*	0.06062	0.002775	0.1515	0.3995
	σ_ρ	0.09877*	0.02718	0.001525	0.06105	0.1648
	$\sigma_{\eta BTC}$	0.7553*	0.08675	0.003934	0.5946	0.931
	$\sigma_{\eta R}$	0.2271*	0.02879	0.001444	0.1768	0.2913
TÜRKİYE (T)	μ_{BTC}	2.477*	0.1029	0.001883	2.277	2.681
	μ_T	0.5471*	0.1219	0.002431	0.3098	0.7938
	ϕ_{BTC}	0.7357*	0.0583	0.002422	0.6036	0.8359
	ϕ_{BTC-T}	-0.04852	0.04394	0.001399	-0.1427	0.03019
	ϕ_T	0.9255*	0.02702	0.001357	0.8659	0.967
	ϕ_{T-BTC}	-0.0209	0.012	3.83E-04	-0.04638	8.06E-04
	ψ_1	0.8845*	0.05261	0.002823	0.7644	0.9679
	ψ_0	0.155*	0.06603	0.002925	0.01955	0.2807
	σ_ρ	0.1453*	0.04395	0.002471	0.08762	0.2533
	$\sigma_{\eta BTC}$	0.8156*	0.09368	0.004194	0.6394	1.011
	$\sigma_{\eta T}$	0.2867*	0.05681	0.003094	0.1936	0.4026

* Tablo değerleri %5 düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 13 sonuçlarına göre Bitcoin için kendi volatilitesini temsil eden ϕ_{BTC} parametresi gelişmekte olan ülkeler üzere elde edilen bütün modeller için istatistiksel olarak anlamlıdır. Bitcoin için oynaklık kalıcılığının varlığı saptanmakta, ancak bu kümelemelerin çok büyük düzeyde olmadığı görülmektedir.

$\phi_B, \phi_Ç, \phi_H, \phi_M, \phi_R$ ve ϕ_T parametreleri istatistiksel olarak her biri anlamlıdır. Bu parametre değerleri sırasıyla 0.962; 0.9577; 0.9774; 0.9726; 0.9739; 0.9255 sonsal değerlerini almakta, bu değerler 1'e çok yakın olduğundan volatilitenin kalıcılığının yüksek ve volatilite kümelemelerinin yoğunluğunu belirtmektedir. Aynı şekilde

gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi endekslerinin volatilitesinin öngörülebilirliğini ifade eden, endekslerin volatilite modeli hata teriminin varyansının ($\sigma^2_{\eta B}$, $\sigma^2_{\eta Ç}$, $\sigma^2_{\eta H}$, $\sigma^2_{\eta M}$, $\sigma^2_{\eta R}$, $\sigma^2_{\eta T}$) 0'a yakın değerler elde etmesi bu ülkelerin ilgili endekslerinde volatilitenin öngörülebilir düzeyde olduğunu ima etmektedir.

Gelişmekte olan ülkelere ait borsa endekslerinin oynaklığından Bitcoin oynaklığına doğru volatilite aktarım parametrelerinden sadece Çin hisse senedi endeksi volatilitesinden Bitcoin volatilitesine doğru aktarımı temsil eden $\phi_{BTC-Ç}$ parametresi istatistiksel olarak anlamlı bulunmaktadır. Bu sonuca göre Çin'in ilgili hisse senedi endeksinde oluşan %1'lik volatilite şoku bir sonraki işlem gününde Bitcoin volatilite düzeyini -%0.09005 kadar azaltmaktadır.

Bitcoin oynaklığından gelişmekte olan ülkelerin her bir borsa endekslerinin oynaklığına doğru volatilite aktarım parametrelerini temsil eden ϕ_{B-BTC} , $\phi_{Ç-BTC}$, ϕ_{H-BTC} , ϕ_{M-BTC} , ϕ_{R-BTC} ve ϕ_{T-BTC} parametrelerin hepsi istatistiksel olarak anlamsızdır. Bu bulguya göre, Bitcoin volatilitesini arttıran volatilite şoku ilgili gelişmiş ülke hisse senedi endekslerinin volatilitesi üzerinde aktarım etkisine sahip değildir.

ψ_1 parametresi gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi endeksleri getirileri ile Bitcoin getirileri arasındaki bütün modeller için istatistiksel olarak anlamlıdır. Brezilya, Çin ve Meksika için pozitif yönlü ve çok güçlü, Hindistan, Rusya ve Türkiye için ise ilgili endeks getirileri ile Bitcoin getirileri arasında pozitif ve güçlü düzeyde kabul edilen dinamik yapılı korelasyon ilişkisi bulunmaktadır.

Modelin elde edilen genel sonuçlarına göre sadece Çin için ilgili hisse senedi endeksinde oluşan volatilite ile Bitcoin volatilitesi arasında tek yönlü ve negatif bir volatilite aktarım ilişkisi bulunmuştur.

Tablo 14'de Dolar Endeksi ile gelişmiş ülkeler arasındaki DC-MSV model sonuçları yorumlanmıştır.

Tablo 14. Dolar Endeksi - Gelişmiş Ülkeler İçin DC-MSV Sonuçları

GÜ(6)	Parametre	Ortalama	Std.Sapma	MC Hatası	Güven Aralığı (%95)	
ABD	μ_{DXY}	-1.929*	0.1483	0.00445	-2.227	-1.634
	μ_{ABD}	-0.4514	0.2945	0.008325	-1.063	0.1087
	ϕ_{DXY}	0.9653*	0.0125	5.60E-04	0.9361	0.9852
	$\phi_{DXY-ABD}$	0.011*	0.00512	2.11E-04	0.002133	0.02214
	ϕ_{ABD}	0.9529*	0.01486	6.27E-04	0.919	0.9775
	$\phi_{ABD-DXY}$	0.05616	0.03065	0.001261	0.005291	0.1263
	ψ_1	0.9885*	0.005883	2.44E-04	0.9743	0.9973
	ψ_0	-0.1081	0.2292	0.009993	-0.5025	0.4096
	σ_ρ	0.09309*	0.01622	8.73E-04	0.06854	0.1321
	$\sigma_{\eta DXY}$	0.1095*	0.01932	0.001036	0.07924	0.1529
	$\sigma_{\eta ABD}$	0.3027*	0.03475	0.001701	0.244	0.3792
ALMANYA (AL)	μ_{DXY}	-1.849*	0.168	0.005602	-2.151	-1.489
	μ_{AL}	-0.09725	0.193	0.005527	-0.4595	0.3004
	ϕ_{DXY}	0.9763*	0.009653	4.24E-04	0.9548	0.9919
	ϕ_{DXY-AL}	0.008286	0.005093	1.95E-04	-0.0013	0.01888
	ϕ_{Al}	0.9027*	0.02641	0.001185	0.8436	0.9467
	ϕ_{AL-DXY}	0.07316*	0.03574	0.001481	0.01462	0.1559
	ψ_1	0.9851*	0.007957	3.61E-04	0.9658	0.9966
	ψ_0	0.06458	0.241	0.009556	-0.3517	0.6201
	σ_ρ	0.1188*	0.03106	0.001735	0.07615	0.194
	$\sigma_{\eta DXY}$	0.1022*	0.01915	0.001043	0.06896	0.1429
	$\sigma_{\eta AL}$	0.3942*	0.05397	0.002709	0.3005	0.5098
İNGİLTERE (İ)	μ_{DXY}	-1.858*	0.1672	0.00535	-2.159	-1.5
	$\mu_{İ}$	-0.5351*	0.172	0.003479	-0.8748	-0.1941
	ϕ_{DXY}	0.9798*	0.008476	3.61E-04	0.9598	0.9931
	$\phi_{DXY-İ}$	0.005715	0.004824	1.80E-04	-0.00325	0.01594
	$\phi_{İ}$	0.9365*	0.01751	7.26E-04	0.8982	0.9665
	$\phi_{İ-DXY}$	0.02627	0.0213	7.29E-04	-0.01189	0.07169
	ψ_1	0.971*	0.01484	7.42E-04	0.9345	0.992
	ψ_0	0.03978	0.1547	0.005473	-0.2287	0.3888
	σ_ρ	0.1316*	0.0328	0.001826	0.08477	0.2068
	$\sigma_{\eta DXY}$	0.1053*	0.01696	9.03E-04	0.0787	0.1427

	Tablo 14 devamı ...					
	$\sigma_{\eta j}$	0.3232*	0.04159	0.002058	0.245	0.4096
JAPONYA (J)	μ_{DXY}	-1.791*	0.1634	0.005093	-2.079	-1.433
	μ_J	0.06047	0.1406	0.003512	-0.2001	0.3569
	ϕ_{DXY}	0.978*	0.009312	4.01E-04	0.9561	0.9923
	ϕ_{DXY-J}	0.01025	0.00718	2.98E-04	-0.00313	0.02556
	ϕ_J	0.897*	0.04436	0.002319	0.7879	0.9588
	ϕ_{J-DXY}	0.05296	0.0395	0.001934	-0.00111	0.1553
	ψ_1	0.838*	0.1019	0.005542	0.5691	0.951
	ψ_0	-0.1206	0.06685	0.003489	-0.2477	0.007504
	σ_ρ	0.1081*	0.03212	0.001778	0.06014	0.1813
	$\sigma_{\eta DXY}$	0.1015*	0.0182	9.86E-04	0.07226	0.1412
	$\sigma_{\eta J}$	0.3221*	0.07468	0.004073	0.2042	0.489
GÜNEY KORE (GK)	μ_{DXY}	-1.829*	0.1634	0.005332	-2.131	-1.471
	μ_{GK}	0.08748	0.1606	0.004618	-0.2298	0.4129
	ϕ_{DXY}	0.9716*	0.01381	6.74E-04	0.9359	0.9905
	ϕ_{DXY-GK}	0.01524	0.009653	4.30E-04	1.09E-04	0.039
	ϕ_{GK}	0.9538*	0.01943	9.38E-04	0.9061	0.9826
	ϕ_{GK-DXY}	0.0229	0.01828	8.11E-04	-0.00491	0.06704
	ψ_1	0.9192*	0.04012	0.002102	0.8204	0.9726
	ψ_0	-0.2161*	0.08101	0.003176	-0.3711	-0.0517
	σ_ρ	0.1489*	0.03847	0.002126	0.08236	0.2371
	$\sigma_{\eta DXY}$	0.1073*	0.02201	0.001201	0.07585	0.1621
	$\sigma_{\eta GK}$	0.177*	0.03206	0.0017	0.1197	0.2465
KANADA (K)	μ_{DXY}	-1.851*	0.1469	0.004502	-2.119	-1.537
	μ_K	-0.8489*	0.2484	0.007019	-1.316	-0.3272
	ϕ_{DXY}	0.9529*	0.01846	9.06E-04	0.909	0.982
	ϕ_{DXY-K}	0.02038*	0.009398	4.55E-04	0.004858	0.0416
	ϕ_K	0.9412*	0.01876	8.08E-04	0.9	0.9728
	ϕ_{K-DXY}	0.06656*	0.03342	0.00142	0.008578	0.1397
	ψ_1	0.9897*	0.005165	2.10E-04	0.9773	0.9975
	ψ_0	-0.2563	0.1976	0.008199	-0.6581	0.1226
	σ_ρ	0.08585*	0.01596	8.80E-04	0.06192	0.1222

	Tablo 14 devamı ...					
	$\sigma_{\eta DXY}$	0.112*	0.02019	0.001082	0.07801	0.1574
	$\sigma_{\eta K}$	0.2781*	0.0318	0.001522	0.2231	0.3482

* Tablo değerleri %5 düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 14 sonuçlarına göre dolar endeksi için kendi volatilitesini temsil eden ϕ_{DXY} parametresi gelişmiş ülkeler üzere elde edilen bütün modeller için istatistiksel olarak anlamlıdır. Dolar endeksi için volatilite kalıcılığının varlığı mevcut olmakta ve bu kümelemelerin oldukça büyük düzeyde olduğu görülmektedir. Dolar endeksi volatilitesinin öngörülebilirliğini temsil eden $\sigma^2_{\eta DXY}$ parametresi için 0'a oldukça yakın değerler alması dolar endeksinin volatilitesinin öngörülebilirliğinin yüksek (değişkenliğinin düşük) olduğunu kanıtlamaktadır.

Ülkelerin kendi volatilite kalıcılığını gösteren ϕ_{ABD}, ϕ_{AL}, $\phi_{İ}$, ϕ_{J}, ϕ_{GK} ve ϕ_{K} parametreleri istatistiksel olarak hepsi anlamlıdır. Bu parametre değerleri sırasıyla 0.9529; 0.9027; 0.9365; 0.897; 0.9538; 0.9412 değerleriyle 1'e yakın seyir izlemekte, dolayısıyla volatilitenin kalıcılığının yüksek ve volatilite kümelemelerinin yoğun olduğunu göstermektedir. Gelişmiş ülkelerin hisse senedi endekslerinin volatilitesinin öngörülebilirliği parametreleri ($\sigma^2_{\eta ABD}, \sigma^2_{\eta AL}, \sigma^2_{\eta İ}, \sigma^2_{\eta J}, \sigma^2_{\eta GK}, \sigma^2_{\eta K}$) 0'a yakın değerler elde etmesi bu ülkelerin ilgili endekslerinde volatilitenin öngörülebilir düzeyde, volatilitenin değişkenliğinin düşük olduğunu ima etmektedir.

Gelişmiş ülkelere ait borsa endekslerinin oynaklığından dolar endeksi oynaklığına doğru volatilite aktarım parametrelerinden sadece $\phi_{DXY-ABD}$ ve ϕ_{DXY-K} parametreleri istatistiksel olarak anlamlı olup diğerleri anlamsızdır. Bu sonuca göre, ABD ilgili borsa endeksinde oluşan %1 volatilite şoku dolar endeksi oynaklığında bir sonraki işlem günü %0.011 kadar volatilite etkileşimi oluşturmaktadır. Kanada için ise ilgili endekste oluşan %1 volatilite şoku dolar endeksi oynaklığında bir sonraki işlem gününde %0.02038 kadar volatilite etkileşimi meydana getirmektedir.

Dolar endeksi oynaklığından gelişmiş ülkelerin borsa endeksleri oynaklığına doğru volatilite aktarım parametrelerinden sadece ϕ_{AL-DXY} ve ϕ_{K-DXY} parametrelerinin istatistiksel olarak anlamlı bulunduğu görülmektedir. Buna göre, dolar endeksi volatilitesini %1'lik arttıran oynaklık şoku Almanya hisse senedi endeksi volatilitesini %0.07316; Kanada hisse senedi endeksi volatilitesini ise bir sonraki işlem gününde %0.06656 kadar arttırarak oynaklık aktarımının mevcut olduğunu kanıtlamaktadır.

Gelişmiş ülkelerin hisse senedi endeksleri getirileri ile dolar endeksi getirileri arasındaki dinamik korelasyon ilişkisine bakıldığında ψ_1 parametresinin bütün modeller için istatistiksel olarak anlamlı bulunduğu görülmektedir. Bu ilişki ABD, Almanya, İngiltere, Güney Kore ve Kanada için pozitif yönlü ve çok güçlü, Japonya için ise ilgili endekslerin getirileri ile dolar endeksi getirileri arasında pozitif ve güçlü düzeyde kabul edilen dinamik yapılı korelasyon ilişkisi seviyesindedir.

Modelin elde edilen genel sonuçlarına göre ABD ile Almanya hisse senedi endeksleri volatilitesi ve dolar endeksi volatilitesi arasında tek yönlü etkileşim ilişkisi, Kanada hisse senedi endeksi oynaklığı ile dolar endeksi oynaklığı arasında ise çift yönlü volatilite etkileşimi ilişkisi bulunmaktadır.

Tablo 15'de dolar endeksi ile gelişmekte olan ülkeler arasındaki DC-MSV model sonuçları yorumlanmıştır.

Tablo 15. Dolar Endeksi - Gelişmekte Olan Ülkeler İçin DC-MSV Sonuçları

GOÜ(6)	Parametre	Ortalama	Std.Sapma	MC Hatası	Güven Aralığı (%95)	
BREZİLYA (B)	μ_{DXY}	-1.804*	0.1736	0.005735	-2.112	-1.415
	μ_B	0.5353*	0.1483	0.003854	0.2514	0.8422
	ϕ_{DXY}	0.9742*	0.01157	5.45E-04	0.9478	0.9919
	ϕ_{DXY-B}	0.01323	0.009136	4.02E-04	-0.0023	0.03296
	ϕ_B	0.9489*	0.01682	7.36E-04	0.9095	0.9761
	ϕ_{B-DXY}	0.01899	0.01593	6.35E-04	-0.0083	0.05435
	ψ_1	0.9548*	0.02519	0.001333	0.8881	0.9862
	ψ_0	-0.3429*	0.08995	0.0029	-0.523	-0.1626
	σ_ρ	0.1123*	0.0304	0.001701	0.07113	0.1831

	Tablo 15 devamı ...					
	$\sigma_{\eta DXY}$	0.1135*	0.02258	0.001236	0.07924	0.1651
	$\sigma_{\eta B}$	0.2*	0.02929	0.001495	0.1489	0.2673
ÇİN (Ç)	μ_{DXY}	-1.755*	0.1875	0.007145	-2.063	-1.294
	$\mu_{Ç}$	-0.2495	0.1694	0.003572	-0.6068	0.0648
	ϕ_{DXY}	0.9836*	0.007397	3.04E-04	0.9665	0.9954
	$\phi_{DXY-Ç}$	0.005514	0.004549	1.53E-04	-0.00314	0.01479
	$\phi_{Ç}$	0.9564*	0.01475	6.37E-04	0.9224	0.9805
	$\phi_{Ç-DXY}$	-0.00375	0.01401	3.67E-04	-0.0302	0.02553
	ψ_1	0.8443*	0.08472	0.004562	0.6086	0.9552
	ψ_0	-0.1973*	0.06026	0.002909	-0.3187	-0.08088
	σ_{ρ}	0.1305*	0.04473	0.002502	0.07131	0.2541
	$\sigma_{\eta DXY}$	0.09743*	0.01703	9.13E-04	0.07134	0.1355
	$\sigma_{\eta Ç}$	0.2387*	0.0355	0.001821	0.1795	0.3161
HİNDİSTAN (H)	μ_{DXY}	-1.815*	0.1623	0.005176	-2.115	-1.467
	μ_{H}	-0.391	0.2438	0.007625	-0.9283	0.04818
	ϕ_{DXY}	0.9794*	0.008103	3.32E-04	0.9608	0.9924
	ϕ_{DXY-H}	0.007333	0.004547	1.49E-04	-0.00113	0.01679
	ϕ_{H}	0.9799*	0.007946	2.94E-04	0.9626	0.9936
	ϕ_{H-DXY}	-3.41E-04	0.01017	2.92E-04	-0.01924	0.02101
	ψ_1	0.902*	0.05397	0.002927	0.7519	0.9645
	ψ_0	-0.204*	0.06352	0.00273	-0.3302	-0.07534
	σ_{ρ}	0.1233*	0.03244	0.001816	0.07545	0.194
	$\sigma_{\eta DXY}$	0.1036*	0.01853	0.001001	0.07366	0.1473
	$\sigma_{\eta H}$	0.1673*	0.02241	0.001127	0.1244	0.2128
MEKSİKA (M)	μ_{DXY}	-1.769*	0.1811	0.005958	-2.082	-1.362
	μ_{M}	-0.1585	0.1752	0.004622	-0.4796	0.213
	ϕ_{DXY}	0.9824*	0.00744	3.07E-04	0.9646	0.994
	ϕ_{DXY-M}	0.008067	0.005597	2.10E-04	-0.00183	0.02072
	ϕ_{M}	0.9668*	0.01218	5.24E-04	0.9403	0.9878
	ϕ_{M-DXY}	0.01026	0.01198	4.32E-04	-0.01094	0.03634
	ψ_1	0.9707*	0.0135	6.58E-04	0.9354	0.9894
	ψ_0	-0.3543*	0.1182	0.003701	-0.5958	-0.12

	Tablo 15 devamı ...					
	σ_{ρ}	0.11*	0.02302	0.001269	0.07435	0.1696
	$\sigma_{\eta DXY}$	0.09623*	0.01389	7.24E-04	0.07419	0.1292
	$\sigma_{\eta M}$	0.1748*	0.02998	0.001596	0.1126	0.2329
RUSYA (R)	μ_{DXY}	-1.829*	0.1584	0.00533	-2.121	-1.496
	μ_{R}	0.7717*	0.2436	0.0075	0.3096	1.278
	ϕ_{DXY}	0.9639*	0.0125	5.85E-04	0.9347	0.9831
	ϕ_{DXY-R}	0.01799*	0.005939	2.50E-04	0.008044	0.0314
	ϕ_{R}	0.9556*	0.01894	8.85E-04	0.909	0.9839
	ϕ_{R-DXY}	0.03334	0.02877	0.001278	-0.01228	0.1015
	ψ_{1}	0.9155*	0.08327	0.004618	0.618	0.9783
	ψ_{0}	-0.349*	0.08486	0.003247	-0.5143	-0.1797
	σ_{ρ}	0.1479*	0.07041	0.003977	0.0743	0.3537
	$\sigma_{\eta DXY}$	0.1*	0.01872	0.001019	0.06956	0.1399
	$\sigma_{\eta R}$	0.2593*	0.03677	0.001881	0.2021	0.3459
TÜRKİYE (T)	μ_{DXY}	-1.799*	0.1596	0.005144	-2.087	-1.446
	μ_{T}	0.6203*	0.1556	0.00461	0.3337	0.955
	ϕ_{DXY}	0.9768*	0.01002	4.39E-04	0.9532	0.9926
	ϕ_{DXY-T}	0.009597	0.007462	3.17E-04	-0.00437	0.02504
	ϕ_{T}	0.8603*	0.05952	0.003151	0.7163	0.951
	ϕ_{T-DXY}	0.1089*	0.0523	0.002986	0.01669	0.2488
	ψ_{1}	0.7931*	0.1147	0.006133	0.5201	0.951
	ψ_{0}	-0.2686*	0.05369	0.002802	-0.3699	-0.1587
	σ_{ρ}	0.1021*	0.03257	0.001826	0.06422	0.1864
	$\sigma_{\eta DXY}$	0.09899*	0.01666	8.92E-04	0.07039	0.1373
	$\sigma_{\eta T}$	0.372*	0.08173	0.004469	0.2217	0.5533

* Tablo değerleri %5 düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 15 model sonuçlarına göre dolar endeksi için kendi volatilitesini temsil eden ϕ_{DXY} parametresi gelişmekte olan ülkeler üzere elde edilen bütün modeller için istatistiksel olarak anlamlıdır. İfade edilen parametrenin her model için volatilite kalıcılığının varlığı mevcut olmakta ve bu kümelemelerin oldukça büyük düzeyde olduğu görülmektedir. $\sigma^{2}_{\eta DXY}$ parametresinin 0'a oldukça yakın değerler alması da aynı şekilde dolar endeksinin

volatilitesinin öngörülebilirliğinin yüksek (değişkenliğinin düşük) olduğunu kanıtlamaktadır.

Her bir ülke için $\phi_B, \phi_Ç, \phi_H, \phi_M, \phi_R$ ve ϕ_T parametreleri istatistiksel olarak hepsi anlamlıdır. Bu parametreler sırasıyla 0.9489; 0.9564; 0.9799; 0.9668; 0.9556 ve 0.8603 sonsal değerlerini almakta, bu değerler 1'e çok yakın olduğundan volatilitenin kalıcılığının yüksek ve volatilite kümelemelerinin yoğun olduğunu göstermektedir. Gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi endeksleri volatilitesinin öngörülebilirliği parametrelerinin ($\sigma^2_{\eta B}, \sigma^2_{\eta Ç}, \sigma^2_{\eta H}, \sigma^2_{\eta M}, \sigma^2_{\eta R}, \sigma^2_{\eta T}$) 0'a yakın değerler elde etmesi volatilitenin öngörülebilir düzeyde olduğunu kanıtlar niteliktedir.

Gelişmekte olan ülkelere ait borsa endekslerinin oynaklığından dolar endeksi oynaklığına doğru volatilite etkileşim parametrelerinden sadece Rusya hisse senedi endeksi volatilitesinden dolar endeksi volatilitesine doğru etkileşimi temsil eden ϕ_{DXY-R} parametresi istatistiksel olarak anlamlı bulunmaktadır. Bu sonuca göre Rusya ilgili hisse senedi endeksinde oluşan %1'lik volatilite şoku bir sonraki işlem gününde dolar endeksi volatilite düzeyini %0.01799 kadar arttırmaktadır.

Dolar endeksi oynaklığından sadece Türkiye için ilgili endeks oynaklığına doğru volatilite aktarım parametresini temsil eden ϕ_{T-DXY} parametresinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bu sonuca göre, dolar endeksi volatilitesini %1'lik arttıran oynaklık şoku bir sonraki işlem gününde Türkiye hisse senedi endeksi volatilite düzeyini %0.1089 arttırmaktadır.

Dinamik yapılı korelasyon ilişkisi parametresi ψ_1 gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi endeksleri getirileri ile dolar endeksi getirileri arasındaki bütün modeller için istatistiksel olarak anlamlıdır. Brezilya, Hindistan, Meksika ve Rusya için pozitif yönlü ve çok güçlü, Çin ve Türkiye için ise ilgili endeks getirileri ile dolar endeksi getirileri arasında pozitif ve güçlü düzeyde görülen zamana bağlı değişen dinamik korelasyon ilişkisi gözlemlenmiştir.

Modelin genel sonuçlarına göre sadece Rusya ve Türkiye için ilgili hisse senedi endeksinde oluşan volatilite ile dolar endeksi volatilitesi arasında tek yönlü bir volatilite etkileşim ilişkisi bulgusu elde edilmiştir.

Tablo 16'de petrol ile gelişmiş ülkeler arasındaki DC-MSV model sonuçları yorumlanmıştır.

Tablo 16. Petrol - Gelişmiş Ülkeler İçin DC-MSV Sonuçları

GÜ(6)	Parametre	Ortalama	Std.Sapma	MC Hatası	Güven Aralığı (%95)	
ABD	μ_{BRENT}	1.157*	0.2138	0.005546	0.6911	1.542
	μ_{ABD}	-0.6109*	0.304	0.007848	-1.29	-0.07423
	ϕ_{BRENT}	0.8808*	0.03692	0.00182	0.7925	0.9407
	$\phi_{BRENT-ABD}$	0.07004*	0.02357	0.001116	0.03257	0.1253
	ϕ_{ABD}	0.9514*	0.01716	7.01E-04	0.9143	0.9819
	$\phi_{ABD-BRENT}$	0.03445	0.02078	7.92E-04	-0.00285	0.07901
	ψ_1	0.9254*	0.03829	0.002044	0.8208	0.9752
	ψ_0	0.604*	0.07669	0.002904	0.4527	0.7516
	σ_ρ	0.138*	0.03936	0.002195	0.07947	0.2256
	$\sigma_{\eta BRENT}$	0.3137*	0.0523	0.002749	0.2147	0.4277
	$\sigma_{\eta ABD}$	0.3009*	0.03653	0.001811	0.2337	0.3773
ALMANYA (AL)	μ_{BRENT}	1.263*	0.1705	0.00328	0.9202	1.596
	μ_{AL}	-0.2006	0.1644	0.003239	-0.5307	0.1209
	ϕ_{BRENT}	0.8985*	0.03529	0.001728	0.8172	0.951
	$\phi_{BRENT-AL}$	0.07641*	0.03008	0.001404	0.03124	0.1489
	ϕ_{Al}	0.8494*	0.04653	0.002142	0.7452	0.9291
	$\phi_{AL-BRENT}$	0.09436*	0.04081	0.001746	0.02666	0.187
	ψ_1	0.9385*	0.03442	0.001843	0.8612	0.9788
	ψ_0	0.4447*	0.09472	0.002918	0.2549	0.6318
	σ_ρ	0.1704*	0.05198	0.002913	0.09608	0.2858
	$\sigma_{\eta BRENT}$	0.272*	0.04649	0.002442	0.1973	0.3724
	$\sigma_{\eta AL}$	0.418*	0.06554	0.003331	0.2891	0.5478
	μ_{BRENT}	1.269*	0.1712	0.003346	0.9236	1.607
	μ_i	-0.587*	0.1642	0.003161	-0.9191	-0.2657

	Tablo 16 devamı ...					
İNGİLTERE (İ)	ϕ_{BRENT}	0.9065*	0.02951	0.001423	0.8371	0.9514
	$\phi_{BRENT-İ}$	0.07101*	0.02446	0.001097	0.03144	0.1266
	$\phi_{İ}$	0.8972*	0.03286	0.001488	0.8218	0.9508
	$\phi_{İ-BRENT}$	0.05321	0.02809	0.001183	0.007358	0.119
	ψ_1	0.9303*	0.03195	0.001704	0.8486	0.9728
	ψ_0	0.6451*	0.09249	0.00324	0.463	0.8276
	σ_ρ	0.1824*	0.05009	0.002821	0.1157	0.3047
	$\sigma_{\eta BRENT}$	0.2776*	0.04644	0.00243	0.1994	0.3792
	$\sigma_{\eta İ}$	0.3546*	0.05095	0.002551	0.2646	0.4619
JAPONYA (J)	μ_{BRENT}	1.355*	0.1753	0.003088	1.012	1.708
	μ_J	-0.04991	0.1281	0.002793	-0.3008	0.2082
	ϕ_{BRENT}	0.9258*	0.02703	0.001284	0.8623	0.967
	$\phi_{BRENT-J}$	0.05924*	0.02794	0.001197	0.01282	0.1219
	ϕ_J	0.8399*	0.06463	0.003279	0.6772	0.9347
	$\phi_{J-BRENT}$	0.08285*	0.03996	0.001901	0.01879	0.1749
	ψ_1	0.8712*	0.0798	0.004394	0.6643	0.9639
	ψ_0	0.3132*	0.06973	0.003177	0.1792	0.4562
	σ_ρ	0.1594*	0.06497	0.003683	0.08454	0.3214
	$\sigma_{\eta BRENT}$	0.2729*	0.04808	0.002521	0.1925	0.3811
	$\sigma_{\eta J}$	0.3972*	0.08341	0.004486	0.2211	0.5658
GÜNEY KORE (GK)	μ_{BRENT}	1.299*	0.19	0.003983	0.9188	1.669
	μ_{GK}	-0.00413	0.1487	0.003301	-0.3069	0.281
	ϕ_{BRENT}	0.9155*	0.03045	0.001516	0.835	0.9566
	$\phi_{BRENT-GK}$	0.08643*	0.03475	0.001641	0.03609	0.1735
	ϕ_{GK}	0.9567*	0.01954	9.06E-04	0.9108	0.9872
	$\phi_{GK-BRENT}$	0.009963	0.0115	4.73E-04	-0.0091	0.03625
	ψ_1	0.8525*	0.09428	0.005229	0.5975	0.961
	ψ_0	0.2649*	0.06366	0.003197	0.1502	0.4005
	σ_ρ	0.123*	0.0545	0.003101	0.06258	0.2632
	$\sigma_{\eta BRENT}$	0.2894*	0.05292	0.002791	0.2022	0.4227
	$\sigma_{\eta GK}$	0.1762*	0.03175	0.001682	0.1243	0.2452
	μ_{BRENT}	1.262*	0.1879	0.004743	0.8744	1.624

	Tablo 16 devamı ...					
KANADA (K)	μ_K	-0.9832*	0.2384	0.005926	-1.476	-0.5226
	ϕ_{BRENT}	0.8549*	0.08001	0.004198	0.6053	0.9152
	$\phi_{BRENT-K}$	0.1359*	0.05947	0.003064	0.05495	0.2868
	ϕ_K	0.953*	0.0191	7.76E-04	0.9104	0.9853
	$\phi_{K-BRENT}$	0.0291	0.02191	8.57E-04	-0.00884	0.07696
	ψ_1	0.7933*	0.1132	0.00622	0.5194	0.9463
	ψ_0	0.8302*	0.06401	0.003542	0.7218	0.9582
	σ_ρ	0.09006*	0.0257	0.001445	0.05369	0.1607
	$\sigma_{\eta BRENT}$	0.3809*	0.07725	0.004127	0.252	0.5504
	$\sigma_{\eta K}$	0.2464*	0.02955	0.001435	0.1917	0.3122

* Tablo değerleri %5 düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 16 sonuçlarına göre küresel faktör olan petrol için kendi volatilitesini temsil eden ϕ_{BRENT} parametresi gelişmiş ülkeler üzere elde edilen bütün modeller için istatistiksel olarak anlamlıdır. Model sonuçlarına göre petrol için volatilite kalıcılığının varlığı mevcut olmakta ve bu kümelemelerin yüksek olduğu görülmektedir. Petrol volatilitesinin öngörülebilirliğini temsil eden $\sigma^2_{\eta BRENT}$ parametresi için 0'a yakın değerler alması petrol volatilitesinin öngörülebilirliğinin yüksek (değişkenliğinin düşük) düzeyde olduğunu temsil etmektedir.

Ülkelerin kendi volatilite kalıcılığını gösteren ϕ_{ABD}, ϕ_{AL}, $\phi_{İ}$, ϕ_{J}, ϕ_{GK} ve ϕ_K parametreleri istatistiksel olarak hepsi anlamlıdır. Bu parametre değerleri sırasıyla 0.9514; 0.8494; 0.8972; 0.8399; 0.9567; 0.953 olmakla 1'e yakın seyir izlemekte, dolayısıyla volatilitenin kalıcılığının yüksek ve volatilite kümelemelerinin yoğun olduğunu göstermektedir. Endekslerin volatilitesinin öngörülebilirliği parametreleri ($\sigma^2_{\eta ABD}$, $\sigma^2_{\eta AL}$, $\sigma^2_{\eta İ}$, $\sigma^2_{\eta J}$, $\sigma^2_{\eta GK}$, $\sigma^2_{\eta K}$) değerlerinin 0'a yakın katsayılar elde etmesi bu ülkelerin ilgili endekslerinde volatilitenin öngörülebilir düzeyde, volatilitenin değişkenliğinin düşük olduğunu gösteren bir diğer bulgudur.

Gelişmiş ülkelere ait borsa endekslerinin oynaklığından petrol oynaklığına doğru volatilite aktarım parametreleri $\phi_{BRENT-ABD}$, $\phi_{BRENT-AL}$, $\phi_{BRENT-İ}$, $\phi_{BRENT-J}$, $\phi_{BRENT-GK}$ ve $\phi_{BRENT-K}$ hepsi istatistiksel olarak anlamlıdır. Buna göre, ABD, Almanya, İngiltere, Japonya, Güney

Kore ve Kanada endekslerinde oluşan %1 volatilite şoku petrol oynaklığında bir sonraki işlem günü sırasıyla %0.07004; %0.07641; %0.07101; %0.05924; %0.08643; %0.1359 kadar volatilite aktarımı meydana getirmektedir.

Petrol oynaklığından gelişmiş ülkelerin borsa endekslerinin oynaklığına doğru volatilite aktarım parametrelerinden sadece $\phi_{AL-BRENT}$ ve $\phi_{J-BRENT}$ 'nin istatistiksel olarak anlamlı bulunduğu görülmektedir. Buna göre, petrol volatilitesini arttıran %1'lik oynaklık şoku Almanya için endeks volatilitesini %0.09436; Japonya için endeks volatilitesini ise bir sonraki işlem gününde %0.08285 kadar arttırarak oynaklık aktarımının mevcut olduğunu kanıtlamaktadır.

Gelişmiş ülkelerin ilgili endeks getirileri ile petrol getirileri arasındaki dinamik korelasyon ilişkisine bakıldığında ψ_1 parametresinin bütün modeller için istatistiksel olarak anlamlı bulunduğu görülmektedir. ABD, Almanya, İngiltere için pozitif yönlü ve çok güçlü, Japonya, Güney Kore ve Kanada için ise ilgili endekslerin getirileri ile dolar endeksi getirileri arasında pozitif ve güçlü düzeyde dinamik yapılı zamana bağlı değişen korelasyon ilişkisi tespit edilmiştir.

Modelin elde edilen genel sonuçlarına göre Almanya ve Japonya endeksleri volatilitesi ile petrol volatilitesi arasında çift yönlü volatilite aktarımı, diğer ülke endeksleri oynaklığı ile petrol oynaklığı arasında ise tek yönlü volatilite aktarım ilişkisi bulunmaktadır.

Tablo 17'de petrol ile gelişmekte olan ülkeler arasındaki DC-MSV model sonuçları yorumlanmıştır.

Tablo 17. Petrol - Gelişmekte Olan Ülkeler İçin DC-MSV Sonuçları

GOÜ(6)	Parametre	Ortalama	Std.Sapma	MC Hatası	Güven Aralığı (%95)	
BREZİ	μ_{BRENT}	1.392*	0.1773	0.003688	1.058	1.761
	μ_B	0.5497*	0.1379	0.003012	0.2894	0.8371
	ϕ_{BRENT}	0.9249*	0.02927	0.001478	0.8612	0.9638
	$\phi_{BRENT-B}$	0.06868*	0.02997	0.001425	0.02512	0.1361
	ϕ_B	0.9499*	0.01926	8.87E-04	0.9075	0.9826

L Y A (B)	***Tablo 17 devamı ...***					
	$\phi_{B-BRENT}$	0.0119	0.01193	4.88E-04	-0.00923	0.03769
	ψ_1	0.8601*	0.09373	0.005143	0.6021	0.9586
	ψ_0	0.5533*	0.05376	0.002315	0.4445	0.6641
	σ_ρ	0.1326*	0.03808	0.00212	0.07296	0.2179
	$\sigma_{\eta BRENT}$	0.2756*	0.04766	0.002498	0.2027	0.3804
	$\sigma_{\eta B}$	0.1959*	0.03023	0.001595	0.1425	0.2592
Ç İ N (Ç)	μ_{BRENT}	1.319*	0.1813	0.003702	0.9394	1.66
	$\mu_Ç$	-0.3194	0.2011	0.006135	-0.7591	0.0104
	ϕ_{BRENT}	0.9516*	0.01447	6.08E-04	0.9193	0.9756
	$\phi_{BRENT-Ç}$	0.02479*	0.01202	3.52E-04	0.002815	0.05
	$\phi_Ç$	0.9667*	0.01294	5.64E-04	0.9385	0.9897
	$\phi_{Ç-BRENT}$	-0.00254	0.007802	2.07E-04	-0.0174	0.01349
	ψ_1	0.9005*	0.06245	0.00339	0.7329	0.9688
	ψ_0	0.316*	0.072	0.002876	0.172	0.4518
	σ_ρ	0.1534*	0.05553	0.003122	0.07926	0.2897
	$\sigma_{\eta BRENT}$	0.2677*	0.03967	0.002034	0.1985	0.352
	$\sigma_{\eta Ç}$	0.2054*	0.03416	0.001813	0.1421	0.2776
H İ N D İ S T A N (H)	μ_{BRENT}	1.265*	0.2045	0.005378	0.8403	1.65
	μ_H	-0.4242*	0.2058	0.00548	-0.8567	-0.04027
	ϕ_{BRENT}	0.8778*	0.04651	0.002373	0.7542	0.9388
	$\phi_{BRENT-H}$	0.1062*	0.0431	0.002149	0.04782	0.216
	ϕ_H	0.959*	0.02062	9.76E-04	0.9127	0.9918
	$\phi_{H-BRENT}$	0.01827	0.01774	8.09E-04	-0.01103	0.05836
	ψ_1	0.9074*	0.04608	0.002444	0.7867	0.9629
	ψ_0	0.326*	0.07803	0.003197	0.1756	0.4828
	σ_ρ	0.1616*	0.04481	0.002494	0.09505	0.2623
	$\sigma_{\eta BRENT}$	0.2986*	0.05328	0.002801	0.2109	0.4257
	$\sigma_{\eta H}$	0.1948*	0.03092	0.001607	0.1433	0.2633
	μ_{BRENT}	1.348*	0.1913	0.004335	0.9848	1.735
	μ_M	-0.2378	0.1623	0.004083	-0.5513	0.09349
	ϕ_{BRENT}	0.9103*	0.03094	0.001525	0.8373	0.9574

	Tablo 17 devamı ...					
MEKSİKA (M)	$\phi_{BRENT-M}$	0.08385*	0.03527	0.001697	0.0317	0.1691
	ϕ_{M}	0.9433*	0.02107	9.64E-04	0.8951	0.9776
	$\phi_{M-BRENT}$	0.02451	0.01488	6.26E-04	-8.03E-04	0.05743
	ψ_1	0.868*	0.07004	0.00377	0.6988	0.9551
	ψ_0	0.4514*	0.06202	0.002814	0.324	0.5667
	σ_{ρ}	0.1442*	0.04614	0.002583	0.07708	0.261
	$\sigma_{\eta BRENT}$	0.2708*	0.04552	0.002386	0.1866	0.3716
	$\sigma_{\eta M}$	0.1948*	0.03188	0.001692	0.1427	0.2651
RUSYA (R)	μ_{BRENT}	1.246*	0.1764	0.003774	0.8883	1.591
	μ_{R}	0.6233*	0.2291	0.005077	0.1491	1.064
	ϕ_{BRENT}	0.8853*	0.0384	0.001908	0.7932	0.9419
	$\phi_{BRENT-R}$	0.07524*	0.02678	0.00125	0.03541	0.139
	ϕ_{R}	0.9675*	0.01409	5.59E-04	0.9349	0.9905
	$\phi_{R-BRENT}$	0.00802	0.01469	5.16E-04	-0.01752	0.04025
	ψ_1	0.9467*	0.02806	0.001476	0.8785	0.9851
	ψ_0	0.7113*	0.1064	0.003557	0.4869	0.9083
	σ_{ρ}	0.1524*	0.04969	0.00279	0.07026	0.2835
	$\sigma_{\eta BRENT}$	0.32*	0.05907	0.003122	0.225	0.4563
	$\sigma_{\eta R}$	0.2379*	0.02829	0.001361	0.187	0.3007
TÜRKİYE (T)	μ_{BRENT}	1.328*	0.1756	0.002977	0.9853	1.681
	μ_{T}	0.5354*	0.1167	0.001964	0.307	0.77
	ϕ_{BRENT}	0.9509*	0.01454	6.10E-04	0.9187	0.9752
	$\phi_{BRENT-T}$	0.02276	0.01444	4.71E-04	-0.00407	0.05269
	ϕ_{T}	0.8981*	0.03473	0.001709	0.8206	0.9522
	$\phi_{T-BRENT}$	0.02421	0.01633	6.00E-04	-0.00364	0.06036
	ψ_1	0.7894*	0.102	0.00539	0.5425	0.9262
	ψ_0	0.2338*	0.0527	0.00274	0.1297	0.3358
	σ_{ρ}	0.1094*	0.03282	0.001815	0.06286	0.197
	$\sigma_{\eta BRENT}$	0.2703*	0.03807	0.001942	0.204	0.349
	$\sigma_{\eta T}$	0.3427*	0.06311	0.003346	0.2342	0.4729

* Tablo değerleri %5 düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 17 model sonuçlarına göre dolar endeksi için kendi volatilitesini temsil eden ϕ_{BRENT} parametresi gelişmekte olan ülkeler üzere elde edilen bütün modeller için istatistiksel olarak anlamlıdır. $\sigma^2_{\eta BRENT}$ parametresinin 0'a oldukça yakın değerler alması volatilite kümelemelerinin oldukça büyük düzeyde olduğunu, dolayısıyla petrol volatilitesinin öngörülebilirliğinin yüksek (değişkenliğinin düşük) olduğunu tespit etmektedir.

Her bir ülke için $\phi_B, \phi_Ç, \phi_H, \phi_M, \phi_R$ ve ϕ_T parametreleri istatistiksel olarak hepsi anlamlıdır. Bu parametreler sırasıyla 0.9499; 0.9667; 0.959; 0.9433; 0.9675 ve 0.8981 sonsal katsayı değerlerini almaktadır. Bu değerler 1'e oldukça yakın olduğundan volatilitenin kalıcılığının yüksek ve volatilite kümelemelerinin yoğun olduğunu göstermektedir. Gelişmekte olan ülkelerin endekslerinin volatilite öngörülebilirliği parametrelerinin ($\sigma^2_{\eta B}, \sigma^2_{\eta Ç}, \sigma^2_{\eta H}, \sigma^2_{\eta M}, \sigma^2_{\eta R}, \sigma^2_{\eta T}$) aynı şekilde 0'a yakın değerler elde etmesi volatilitenin öngörülebilir düzeyde olduğunu ifade etmektedir.

Gelişmekte olan ülkelere ait borsa endekslerinin oynaklığından petrol oynaklığına doğru volatilite etkileşiminin Türkiye dışında diğer ülkeler için istatistiksel olarak anlamlı sonuçlandığı görülmüştür. Buna göre, Brezilya, Çin, Hindistan, Meksika ve Rusya endekslerinde oluşan %1'lik volatilite şoku petrol oynaklığında bir sonraki işlem günü sırasıyla %0.06868; %0.02479; %0.1062; %0.08385; %0.07524 kadar volatilite aktarımı meydana getirmektedir.

Petrol oynaklığından gelişmekte olan ülkelerin ilgili endeks oynaklığına doğru ise hiç bir volatilite aktarım parametresi istatistiksel olarak anlamlı bulunmamıştır.

Dinamik yapılı zamana bağlı değişen korelasyon ilişkisi parametresi ψ_1 gelişmekte olan ülkelerin endeks getirileri ile petrol getirileri arasındaki bütün modeller için istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu değerler Çin, Hindistan, Rusya için pozitif yönlü ve çok güçlü, Brezilya, Meksika ve Türkiye için ise ilgili endeks getirileri ile petrol getirileri arasında pozitif ve güçlü düzeyde zamana bağlı değişen dinamik korelasyon ilişkisi şeklinde gözlemlenmiştir.

Modelin genel sonuçlarına göre Brezilya, Çin, Hindistan, Meksika ve Rusya için ilgili hisse senedi endeksinde oluşan volatilite ile petrol volatilitesi arasında tek yönlü bir volatilite etkileşim ilişkisi tespit edilmiştir.

Tablo 18'de VIX ile gelişmiş ülkeler arasındaki DC-MSV model sonuçları yorumlanmıştır.

Tablo 18. VIX Endeksi - Gelişmiş Ülkeler İçin DC-MSV Sonuçları

GÜ(6)	Parametre	Ortalama	Std.Sapma	MC Hatası	Güven Aralığı (%95)	
ABD	μ_{VIX}	3.69*	0.1168	0.004123	3.411	3.879
	μ_{ABD}	-0.8755*	0.4459	0.01796	-1.984	-0.2116
	ϕ_{VIX}	0.8674*	0.02805	0.001158	0.8163	0.9254
	$\phi_{VIX-ABD}$	0.009083	0.01067	3.47E-04	-0.01038	0.0314
	ϕ_{ABD}	0.9768*	0.006557	2.31E-04	0.963	0.9888
	$\phi_{ABD-VIX}$	0.06365*	0.01296	4.39E-04	0.03951	0.09019
	ψ_1	0.9037*	0.04611	0.002447	0.791	0.9665
	ψ_0	-2.432*	0.08737	0.002909	-2.602	-2.256
	σ_ρ	0.233*	0.06952	0.003901	0.1264	0.3898
	$\sigma_{\eta VIX}$	0.5056*	0.03461	0.001642	0.3024	0.5261
	$\sigma_{\eta ABD}$	0.184*	0.02101	0.001039	0.1457	0.228
ALMANYA (AL)	μ_{VIX}	3.693*	0.09238	0.001641	3.508	3.872
	μ_{AL}	-0.1791	0.1395	0.002062	-0.4594	0.0917
	ϕ_{VIX}	0.7951*	0.04299	0.001731	0.7029	0.8704
	ϕ_{VIX-AL}	0.04518	0.0266	8.91E-04	-0.00157	0.1029
	ϕ_{Al}	0.8998*	0.02773	0.001274	0.8349	0.9446
	ϕ_{AL-VIX}	0.07514*	0.02746	0.001046	0.02771	0.136
	ψ_1	0.8807*	0.06759	0.003665	0.7155	0.9644
	ψ_0	-1.032*	0.06488	0.003226	-1.161	-0.9096
	σ_ρ	0.1113*	0.02994	0.001671	0.06645	0.1867
	$\sigma_{\eta VIX}$	0.5088*	0.05434	0.002448	0.4069	0.6187
	$\sigma_{\eta AL}$	0.3733*	0.05626	0.002914	0.2766	0.4982
	μ_{VIX}	3.687*	0.0998	0.001718	3.484	3.879
	μ_l	-0.5866*	0.1502	0.002374	-0.8939	-0.298

	Tablo 18 devamı ...					
İNGİLTERE (İ)	ϕ_{VIX}	0.8085*	0.04312	0.001695	0.699	0.8669
	$\phi_{VIX-İ}$	0.0571	0.02939	0.00105	0.005727	0.1212
	$\phi_{İ}$	0.9154*	0.02237	9.70E-04	0.8664	0.9524
	$\phi_{İ-VIX}$	0.06407*	0.02362	8.61E-04	0.02131	0.1149
	ψ_1	0.8141*	0.1037	0.005523	0.552	0.9598
	ψ_0	-0.8192*	0.06568	0.003545	-0.9719	-0.7139
	σ_ρ	0.09892*	0.03339	0.001861	0.05793	0.194
	$\sigma_{\eta VIX}$	0.5167*	0.0547	0.002391	0.4169	0.6308
	$\sigma_{\eta İ}$	0.323*	0.04606	0.00236	0.2449	0.4148
JAPONYA (J)	μ_{VIX}	3.706*	0.08746	0.004561	3.536	3.877
	μ_J	-0.04599	0.08588	0.004512	-0.2203	0.1092
	ϕ_{VIX}	0.8142*	0.1056	0.005575	0.3976	0.8187
	ϕ_{VIX-J}	0.1642	0.1017	0.005266	-0.04515	0.3575
	ϕ_J	0.1527	0.134	0.007578	-0.08456	0.399
	ϕ_{J-VIX}	0.761*	0.1201	0.006785	0.6023	1.026
	ψ_1	0.7887*	0.1144	0.006086	0.5063	0.9487
	ψ_0	-0.2757*	0.05988	0.003167	-0.3955	-0.1558
	σ_ρ	0.1037*	0.0328	0.001821	0.06061	0.1891
	$\sigma_{\eta VIX}$	0.5603*	0.06824	0.00368	0.5523	0.8297
	$\sigma_{\eta J}$	0.1231*	0.0426	0.002307	0.06183	0.2203
GÜNEY KORE (GK)	μ_{VIX}	3.671*	0.1074	0.002087	3.452	3.875
	μ_{GK}	-1.45E-04	0.1429	0.003414	-0.3024	0.2623
	ϕ_{VIX}	0.7968*	0.04104	0.001514	0.6902	0.8515
	ϕ_{VIX-GK}	0.08279	0.04293	0.001586	0.005421	0.1743
	ϕ_{GK}	0.9502*	0.01846	8.68E-04	0.9088	0.9809
	ϕ_{GK-VIX}	0.0198	0.01592	7.15E-04	-0.00773	0.05483
	ψ_1	0.7924*	0.09822	0.005189	0.5635	0.9419
	ψ_0	-0.2466*	0.05012	0.00262	-0.3381	-0.145
	σ_ρ	0.1032*	0.03414	0.001902	0.06209	0.193
	$\sigma_{\eta VIX}$	0.5811*	0.05887	0.002469	0.4712	0.7026
	$\sigma_{\eta GK}$	0.1938*	0.0343	0.001829	0.1334	0.267
	μ_{VIX}	3.748*	0.08626	0.001817	3.577	3.916
	μ_K	-0.9504*	0.214	0.004147	-1.381	-0.5315

	Tablo 18 devamı ...					
KANADA (K)	ϕ_{VIX}	0.8589*	0.02881	0.001072	0.7977	0.9094
	ϕ_{VIX-K}	0.001743	0.01396	3.61E-04	-0.02462	0.03015
	ϕ_K	0.972*	0.00738	2.50E-04	0.956	0.985
	ϕ_{K-VIX}	0.04822*	0.01234	4.36E-04	0.02508	0.07371
	ψ_1	0.9048*	0.05365	0.002913	0.7649	0.9722
	ψ_0	-1.598*	0.0759	0.003124	-1.758	-1.459
	σ_ρ	0.1597*	0.06112	0.003456	0.08163	0.3121
	$\sigma_{\eta VIX}$	0.5098*	0.04143	0.001811	0.3242	0.4849
	$\sigma_{\eta K}$	0.1925*	0.02271	0.001119	0.1521	0.2405

* Tablo değerleri %5 düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 18 sonuçlarına göre küresel faktör olan VIX endeksi için kendi volatilitesini temsil eden ϕ_{VIX} parametresi gelişmiş ülkeler üzere elde edilen bütün modeller için istatistiksel olarak anlamlıdır. Model sonuçlarına göre VIX için volatilite kalıcılığının varlığı mevcut olmakta ancak bu kümelemelerin yüksek düzeyde olmadığı görülmektedir. Bu sonucun destekleyen bir diğer tespit ise ilgili küresel faktörün volatilite öngörülebilirliğini temsil eden $\sigma^2_{\eta VIX}$ parametresi için 0'dan oldukça uzak değerler alması VIX volatilitesinin öngörülebilirliğinin düşük (değişkenliğinin yüksek) düzeyde olduğunu temsil etmektedir.

Ülkelerin kendi volatilite kalıcılığını gösteren ϕ_{ABD}, ϕ_{AL}, $\phi_{İ}$, ϕ_J, ϕ_{GK} ve ϕ_K parametrelerinden Japonya dışında diğer ülkeler için istatistiksel olarak hepsi anlamlıdır. Bu parametre değerleri sırasıyla 0.9768; 0.8998; 0.9154; 0.9502; 0.972 katsayıları almakla 1'e yakın seyir izlemekte, dolayısıyla ülke endekslerinin volatilite kalıcılığının yüksek ve volatilite kümelemelerinin yoğun olduğunu göstermektedir. Endekslerin volatilitesinin öngörülebilirliği parametreleri ($\sigma^2_{\eta ABD}, \sigma^2_{\eta AL}, \sigma^2_{\eta İ}, \sigma^2_{\eta GK}, \sigma^2_{\eta K}$) değerlerinin 0'a yakın katsayılar elde etmesi bu ülkelerin ilgili endekslerinde volatilitenin öngörülebilir düzeyde ve volatilitenin değişkenliğinin düşük olduğunu gösteren bir diğer bulgudur.

Gelişmiş ülkelere ait borsa endekslerinin oynaklığından VIX oynaklığına doğru volatilite aktarım parametreleri $\phi_{VIX-ABD}, \phi_{VIX-AL}, \phi_{VIX-İ}, \phi_{VIX-J}, \phi_{VIX-GK}$ ve ϕ_{VIX-K} hepsi

istatistiksel olarak anlamsız sonuçlanmıştır. Buna göre, gelişmiş ülkelerin ilgili endeks oynaklıklarından VIX oynaklığına doğru volatilite aktarımı kanalı bulunmamaktadır.

VIX oynaklığından gelişmiş ülkelerin endekslerinin oynaklığına doğru $\phi_{ABD-VIX}$, ϕ_{AL-VIX}, $\phi_{İ-VIX}$, ϕ_{J-VIX}, ϕ_{GK-VIX} ve ϕ_{K-VIX} volatilite aktarım parametrelerinden Güney Kore dışında diğer ülkeler için istatistiksel olarak anlamlı sonuçlandığı görülmektedir. Bu sonuca göre, VIX volatilitesini arttıran %1'lik oynaklık şoku ABD için endeks volatilitesini bir sonraki işlem günü %0.06365; Almanya için %0.07514; İngiltere için %0.06407; Japonya için %0.761 ve Kanada için ise %0.04822 kadar arttırarak oynaklık aktarımının mevcut olduğunu göstermektedir.

Gelişmiş ülkelerin ilgili endeks getirileri ile VIX endeksi getirileri arasındaki dinamik korelasyon ilişkisine bakıldığında ψ_1 parametresinin bütün modeller için istatistiksel olarak anlamlı bulunduğu görülmektedir. ABD ile Kanada için pozitif yönlü ve çok güçlü, Almanya, İngiltere, Japonya ve Güney Kore için ise ilgili endekslerin getirileri ile VIX endeksi getirileri arasında pozitif ve güçlü düzeyde dinamik yapılı zamana bağlı değişen korelasyon ilişkisi tespit edilmiştir.

Modelin elde edilen genel sonuçlarına göre ABD, Almanya, İngiltere, Japonya ve Kanada endeksleri ile VIX endeksi volatilitesi arasında tek yönlü bir oynaklık etkileşimi varlığı bulunmuştur.

Tablo 19'de VIX endeksi ile gelişmekte olan ülkeler arasındaki DC-MSV model sonuçları yorumlanmıştır.

Tablo 19. VIX Endeksi - Gelişmekte Olan Ülkeler İçin DC-MSV Sonuçları

GOÜ(6)	Parametre	Ortalama	Std.Sapma	MC Hatası	Güven Aralığı (%95)	
BREZİ	μ_{VIX}	3.719*	0.09339	0.001777	3.533	3.901
	μ_B	0.4837*	0.1333	0.002766	0.2107	0.7409
	ϕ_{VIX}	0.8275*	0.03465	0.001342	0.7525	0.8886
	ϕ_{VIX-B}	0.02734	0.03105	0.001073	-0.02926	0.09361
	ϕ_B	0.9558*	0.01221	4.70E-04	0.9291	0.9767

L Y A (B)	***Tablo 19 devamı ...***					
	ϕ_{B-VIX}	0.02194	0.01202	4.67E-04	-7.80E-04	0.04661
	ψ_1	0.9047*	0.04016	0.00207	0.8116	0.9624
	ψ_0	-0.8774*	0.08379	0.003104	-1.036	-0.7088
	σ_ρ	0.2002*	0.05428	0.003018	0.118	0.319
	$\sigma_{\eta VIX}$	0.4879*	0.0516	0.002321	0.3811	0.5829
	$\sigma_{\eta B}$	0.1807*	0.02374	0.001186	0.1382	0.232
Ç İ N (Ç)	μ_{VIX}	3.655*	0.1075	0.001842	3.434	3.858
	$\mu_Ç$	-0.2703	0.1645	0.003504	-0.6264	0.02761
	ϕ_{VIX}	0.7801*	0.04121	0.001487	0.6923	0.8544
	$\phi_{VIX-Ç}$	0.06087	0.0329	0.001021	0.00133	0.1307
	$\phi_Ç$	0.9429*	0.01978	9.33E-04	0.898	0.9745
	$\phi_{Ç-VIX}$	0.03277	0.01718	7.22E-04	0.002522	0.06924
	ψ_1	0.7905*	0.1194	0.006367	0.505	0.9414
	ψ_0	-0.1236*	0.0591	0.003154	-0.2393	-0.00871
	σ_ρ	0.09902*	0.02426	0.001325	0.06069	0.1552
	$\sigma_{\eta VIX}$	0.5913*	0.06023	0.002501	0.4738	0.7146
	$\sigma_{\eta Ç}$	0.2431*	0.04086	0.002169	0.1755	0.3334
H İ N D İ S T A N (H)	μ_{VIX}	3.668*	0.111	0.002796	3.438	3.877
	μ_H	-0.3937	0.2099	0.006195	-0.8378	-0.00208
	ϕ_{VIX}	0.7947*	0.04142	0.001494	0.69	0.8504
	ϕ_{VIX-H}	0.04255	0.02955	9.38E-04	-0.01067	0.106
	ϕ_H	0.9625*	0.009757	3.96E-04	0.9409	0.9794
	ϕ_{H-VIX}	0.05189*	0.01404	6.31E-04	0.02647	0.08165
	ψ_1	0.8397*	0.08028	0.004302	0.6382	0.9373
	ψ_0	-0.3457*	0.06089	0.003256	-0.4524	-0.1956
	σ_ρ	0.09794*	0.03638	0.002054	0.05298	0.1895
	$\sigma_{\eta VIX}$	0.5703*	0.05607	0.002357	0.47	0.6897
	$\sigma_{\eta H}$	0.1565*	0.02134	0.001091	0.1218	0.2044
	μ_{VIX}	3.722*	0.0982	0.001935	3.526	3.915
	μ_M	-0.2404	0.1535	0.003583	-0.5489	0.06202
	ϕ_{VIX}	0.8336*	0.0323	0.001172	0.7639	0.8904

	Tablo 19 devamı ...					
MEKSİKA (M)	ϕ_{VIX-M}	0.02839	0.02662	8.66E-04	-0.02132	0.08384
	ϕ_{M}	0.9613*	0.01173	5.08E-04	0.935	0.9811
	ϕ_{M-VIX}	0.03017*	0.01317	5.87E-04	0.007117	0.05936
	ψ_1	0.812*	0.1141	0.00625	0.5181	0.959
	ψ_0	-0.8075*	0.05776	0.002996	-0.932	-0.7058
	σ_{ρ}	0.09797*	0.0268	0.001485	0.0602	0.1655
	$\sigma_{\eta VIX}$	0.49*	0.04885	0.002105	0.3795	0.5732
	$\sigma_{\eta M}$	0.1687*	0.02397	0.00126	0.1254	0.2218
RUSYA (R)	μ_{VIX}	3.676*	0.1041	0.001842	3.468	3.88
	μ_{R}	0.6199*	0.2297	0.004201	0.1524	1.065
	ϕ_{VIX}	0.8086*	0.03405	0.00115	0.736	0.8695
	ϕ_{VIX-R}	0.02763	0.02029	5.20E-04	-0.00999	0.06982
	ϕ_{R}	0.9666*	0.009906	3.69E-04	0.9451	0.9837
	ϕ_{R-VIX}	0.02834*	0.01271	4.14E-04	0.004169	0.05455
	ψ_1	0.8575*	0.1061	0.005912	0.5794	0.9668
	ψ_0	-0.5945*	0.06547	0.003211	-0.707	-0.4577
	σ_{ρ}	0.1017*	0.03592	0.002026	0.05395	0.1972
	$\sigma_{\eta VIX}$	0.5581*	0.05269	0.002115	0.4601	0.6662
	$\sigma_{\eta R}$	0.2372*	0.0302	0.001492	0.1831	0.3037
TÜRKİYE (T)	μ_{VIX}	3.703*	0.08759	0.00144	3.531	3.876
	μ_{T}	0.5645*	0.1213	0.00214	0.3273	0.8069
	ϕ_{VIX}	0.827*	0.0317	0.001147	0.7592	0.8839
	ϕ_{VIX-T}	-0.01994	0.02474	6.51E-04	-0.06816	0.0293
	ϕ_{T}	0.9299*	0.02353	0.001131	0.8771	0.9668
	ϕ_{T-VIX}	0.02614	0.01517	4.54E-04	-0.00341	0.05674
	ψ_1	0.8707*	0.08315	0.004517	0.664	0.9659
	ψ_0	-0.3503*	0.06553	0.003247	-0.4776	-0.2208
	σ_{ρ}	0.1108*	0.03523	0.001965	0.05844	0.1997
	$\sigma_{\eta VIX}$	0.5173*	0.05345	0.00229	0.4165	0.626
	$\sigma_{\eta T}$	0.2942*	0.05187	0.002761	0.2065	0.4037

* Tablo değerleri %5 düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 19 model sonuçlarına göre VIX endeksi için kendi volatilitesini temsil eden ϕ_{VIX} parametresi gelişmekte olan ülkeler üzere elde edilen bütün modeller için istatistiksel olarak anlamlıdır. Gelişmekte olan ülkeler için elde edilen model sonuçlarına göre aynı şekilde VIX için volatilite kalıcılığının varlığı mevcut olmakta fakat bu kümelemelerin yüksek düzeyde olmadığı görülmektedir. VIX endeksinin volatilite öngörülebilirliğini temsil eden $\sigma^2_{\eta VIX}$ parametresi için 0'dan oldukça uzak değerler alması VIX volatilitesinin öngörülebilirliğinin düşük (değişkenliğinin yüksek) düzeyde olduğunu temsil etmektedir.

$\phi_B, \phi_Ç, \phi_H, \phi_M, \phi_R$ ve ϕ_T parametreleri istatistiksel olarak hepsi anlamlıdır. Bu parametreler sırasıyla 0.9558; 0.9429; 0.9625; 0.9613; 0.9666 ve 0.9299 sonsal değerlerini almaktadır. Bu değerler 1'e oldukça yakın olduğundan volatilitenin kalıcılığının yüksek ve volatilite kümelemelerinin yoğun olduğunu göstermektedir. Endekslerin volatilitesinin öngörülebilirliği parametreleri ($\sigma^2_{\eta B}, \sigma^2_{\eta Ç}, \sigma^2_{\eta H}, \sigma^2_{\eta M}, \sigma^2_{\eta R}, \sigma^2_{\eta T}$) aynı şekilde 0'a yakın değerler elde etmesi volatilitenin öngörülebilir düzeyde olduğunu belirtmektedir.

Gelişmekte olan ülke endekslerinin oynaklığından VIX oynaklığına doğru volatilite etkileşiminin hiç bir parametre için istatistiksel olarak anlamlı olarak sonuçlanmadığı görülmüştür. Buna göre, gelişmekte olan ülkelerin endekslerinde oluşan volatiliteden VIX endeksi volatilitesine doğru volatilite etkileşimi kanalı bulunmamaktadır.

VIX oynaklığından gelişmiş ülkelerin endeksleri oynaklığına doğru $\phi_{B-VIX}, \phi_{Ç-VIX}$, $\phi_{H-VIX}, \phi_{M-VIX}, \phi_{R-VIX}$ ve ϕ_{T-VIX} volatilite aktarım parametrelerinden Hindistan, Meksika ve Rusya için istatistiksel olarak anlamlı sonuçlandığı görülmektedir. Bu sonuca göre, VIX volatilitesini arttıran %1'lik oynaklık şoku Hindistan için endeks volatilitesini bir sonraki işlem günü %0.05189; Meksika için %0.03017; Rusya için %0.02834 kadar arttırarak oynaklık aktarımının mevcut olduğunu göstermektedir.

Dinamik yapılı zamana bağlı değişen korelasyon ilişkisi parametresi ψ_1 gelişmekte olan ülkelerin endeks getirileri ile VIX getirileri arasındaki bütün modeller için istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu değerler Brezilya için pozitif yönlü ve çok güçlü, Çin, Hindistan, Meksika, Rusya ve Türkiye için ise ilgili endeks getirileri ile petrol getirileri

arasında pozitif ve güçlü düzeyde zamana bağlı değişen dinamik korelasyon ilişkisi şeklinde tespit edilmiştir.

Modelin genel sonuçlarına göre Hindistan, Meksika ve Rusya için ilgili hisse senedi endeksinde oluşan volatilite ile VIX endeksi volatilitesi arasında tek yönlü bir volatilite etkileşimi varlığı görülmüştür.

SONUÇ

Finansal bütünleşmenin etkisi doğrultusunda ülkelerin finans piyasaları artık uluslararası boyutlara ulaşmış, teknolojik gelişimin ve fiziksel sınırların ötesinde serbestleşme politikaları ile küresel sermaye hareketlerinin yönünü belirlemiştir. Piyasaların birbirleriyle entegrasyonu her ne kadar finansal derinlik için pozitif olanaklar sağlasa da diğer taraftan bu durum olumsuz dalgalanmaları da getirmiştir. Sermaye hareketinin, teknolojik gelişmenin ve entegrasyonun sağlanması sadece getiri üzerinde etki göstermemiş, bununla birlikte risk iştahı açısından yatırımcılar ve ekonomi karar alıcıları için dikkate alınması gereken önemli bir etkeni de beraberinde taşımıştır. Nitekim, her hangi bir piyasada yaşanabilecek ufak bir çalkantı ve kriz, belirtilen etkileşim kanalları aracılığıyla başka bir piyasa üzerinde finansal kayıplara, makroekonomik göstergeler üzerinde bozulmalara, yatırımcıların irrasyonel şekilde kitle hareketi sergilemesine kadar karma bir dolaşım ağının oluşmasına neden olabilir. Bu noktada ülkelerin makroekonomik politikaların oluşturulmasında bu etkenler de dikkate alınmaya başlanmış, piyasa katılımcıları açısından negatif etkilerin bertaraf edilerek pozitif getirilerin maksimize edilmesi ihtiyacı artmıştır. Bu ivme ile özellikle 1980'lerden sonraki küresel finansal serbestleşme süreci ile hem teori hem de uygulamada volatilite kavramının önemi artmıştır.

Değişik ülkelerdeki piyasalarda veya her hangi küresel etkenlerden birisinde yaşanan büyük bir şokun başka bir piyasadaki finansal araçlara da etki ettiği yapılan çalışmalarda elde edilen ampirik bulgularla görülmektedir. Bu durum, sermaye piyasalarındaki finansal enstrümanların sadece getirileri arasındaki ilişkilerini yansıtmamakta, aynı zamanda volatiliteleri arasında korelasyon ilişkisinin varlığına da işaret etmektedir. Oynaklık etkisi olarak nitelendirilen bu etkileşim varlıklar (veya piyasalar) arasında hem negatif hem de pozitif şekilde ola bilmektedir. Bu etkileşimin şiddeti ise ekonomik faktörlerin etki gücüne, ülkelerin makroekonomik farklılıklarına ve değişik risk faktörlerine karşı kırılganlık düzeyi gibi birden fazla etkene göre değişiklik göstermektedir.

Volatilite modellemelerinde başlangıç nokta Engle (1982)'ın çalışmasıyla ortaya çıkmıştır. Bu çalışmaya kadar finansal varlıkların davranışlarının ortalama üzerinden modellenmesi yapılmışken, igili çalışma ile varyansın da modellenmesi hayata geçirilmiştir. Engle varyansın zamana göre değişim gösterdiğini, dolayısıyla beklenmedik şokların etkisiyle varyansın sabitliğinin her zaman geçerli olmadığını belirtmiştir. Çalışma özellikle finansal piyasalarda volatil davranışların test edilmesinde etkinliği arttırmış hemen ardından Bollerslev (1986) çalışmasında ARCH modelinin doğal bir genellemesi olan GARCH modelini önererek deterministik volatilite modellerine katkı sağlamıştır.

Varyansın zamana bağlı değişmesi koşulu ARCH/GARCH tipli deterministik modeller aracılığıyla ortaya koyulmuş, ancak bu yapılı modellerde oynaklığın sadece arch ve garch parametrelerinden oluşması durumu volatilitenin tahminlenmesinde kısıtlı gücü beraberinde getirmiştir. Dolayısıyla bu modellerin yetersizliğini dikkate alarak Taylor (1986) çalışmasında deterministik modellere alternatif olan stokastik volatilite modellerinin temel yapısı hakkında çalışmasında bilgi vermiş, bu tip volatilite modellerinde oynaklığın gözlenemeyen, latent yapıda olduğunu belirtmiştir. Ayrıca, stokastik oynaklık modellerinin log-normal dağılımlar üzerinde istatistiksel özelliklerinin belirlenmesi ve çıkarsınım imkanı daha yüksek olmaktadır. Diğer taraftan, bu modeller deterministik yapılı modellerle karşılaştırıldığında, özellikle günlük frekanslı finansal getiri serilerinde sıklıkla gözlemlenen ana ampirik özellikleri daha uygun bir şekilde belirleyebilme gücüne sahip modeller olarak karşımıza çıkmaktadır.

Ele alınan bu çalışma ile sınırlı sayıda yer alan stokastik volatilite modelleri ve volatilite aktarımına ilişkin eksiklikler görülmüş ve bu eksiklikleri gidermek açısından modelimizdeki ampirik sonuçların literatüre katkı sağlaması hedeflenmiştir. Küresel faktör olarak nitelendirilen, finansal varlıklar için uluslararası yönlendirme gücüne sahip ve birden fazla bölge üzerinde olumlu/olumsuz ekonomik ve finansal etki gücüne sahip olan faktörler temel alınmıştır. Buna göre çalışmada uluslararası kıymetli maden piyasasını temsil eden : altın, uluslararası emtia piyasasını temsil eden : petrol, kripto para piyasasını temsil eden : Bitcoin, uluslararası döviz piyasasını temsil eden : ABD dolar endeksi, piyasa beklentileri açısından yatırımcılar için önemli göstergeyi temsil eden :

VIX endeksi küresel unsurları ifade etmektedir. Volatilite etkileşim düzeyleri küresel faktörler ile 6 gelişmiş ve 6 gelişmekte olan ülke olmakla toplam 12 ülkeye ait başlıca borsa endeksleri için incelenmiş, ikili yapılar üzerinden DC-MSV modellerinden oluşan sonuçlar detaylı şekilde açıklanmıştır.

Çalışmada ele alınan bütün ülkeler için kendi volatilite kalıcılıklarının hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkeler açısından oldukça yoğun kümelemeler içerdiği görülmüştür. Küresel faktörler açısından ise altın için Japonya, Güney Kore ve Hindistan DC-MSV modelleri dışında diğer tüm ülkeler için elde edilen model sonuçlarına göre volatilite kalıcılığının büyük, kümelemelerin yüksek olduğu görülmüştür. Bitcoin ve VIX için volatilite kümelemelerinin düşük olduğu, dolar endeksi ve petrol için ise yoğun volatilite kümelemelerinin varlığı saptanmıştır. Dolayısıyla, altın, dolar endeksi ve petrol için genel olarak volatilitelerinin öngörülebilir olduğu, Bitcoin ve VIX endeksi için ise volatilitelerinin öngörülebilirliğinin düşük olduğu elde edilen bulgular arasındadır.

İlk faktör olan altın ile gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler için elde edilen DC-MSV modeli sonuçlarına göre altın oynaklığını arttıran şokun ne gelişmiş ülkelerin ne de gelişmekte olan ülkelerin borsa endekslerinin oynaklığına doğru ilgili gelişmiş ülke hisse senedi borsalarının volatilitesi üzerinde aktarım etkisine sahip olmadığı sonucu elde edilmiştir.

Gelişmiş ülkelere ait borsa endekslerinin oynaklığından altın oynaklığına doğru volatilite aktarımı sadece ABD ve Kanada endekslerinde volatilite düzeyini arttırmaktadır. Gelişmekte olan ülkelere ait borsa endekslerinin oynaklığından altın oynaklığına doğru volatilite aktarımı ise Hindistan, Rusya ve Türkiye endekslerinde volatilite düzeyini arttırmaktadır. Dolayısıyla model sonuçlarına göre sadece ABD, Kanada, Hindistan, Rusya ve Türkiye için altın ile olan oynaklık etkileşiminin tek yönlü ve pozitif etkileşimli olduğu bulgusu elde edilmiştir.

Diğer küresel faktör olan Bitcoin ile gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin model sonuçlarına bakıldığında Bitcoin oynaklığını arttıran bir şokun ne gelişmiş ne de gelişmekte olan ülkelerin borsa endeksleri oynaklığına doğru volatilite aktarım etkisinin mevcut olmadığı görülmüştür.

Gelişmiş ülkelere ait borsa endekslerinin oynaklığından Bitcoin oynaklığına doğru volatilite aktarımının mevcut olmadığı, gelişmekte olan ülkelere ait borsa endekslerinin oynaklığından altın oynaklığına doğru volatilite aktarımının ise sadece Çin endeksinde volatilite düzeyini azaltıcı etki gösterdiği tespit edilmiştir. Dolayısıyla oynaklık etkileşiminin sadece Çin için tek yönlü ve negatif etkileşimli olduğu bulgusu elde edilmiştir.

Üçüncü küresel faktör olan ABD dolar endeksi ile gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin model sonuçlarına bakıldığında, dolar endeksi oynaklığını arttıran volatilite şokunun gelişmiş ülkelerin borsa endeksleri oynaklığına doğru etkileşimi sadece Almanya ve Kanada hisse senedi endeksleri üzerinde arttırıcı olduğu görülmüştür. Gelişmekte olan ülkeler açısından ise sadece Türkiye endeksi için etkileşim kanalının istatistiksel anlamlı olduğu sonucu elde edilmiştir.

Gelişmiş ülkelere ait borsa endekslerinin oynaklığından dolar endeksi oynaklığına doğru volatilite aktarımının ABD ve Kanada için, gelişmekte olan ülkelere ait borsa endekslerinin oynaklığından dolar endeksi oynaklığına doğru volatilite aktarımının ise sadece Rusya için endekste volatiliteyi arttırıcı etkileşim gösterdiği saptanmıştır. Dolayısıyla oynaklık etkileşiminin ABD, Kanada ve Rusya için tek yönlü ve pozitif etkileşimli olduğu bulgusu elde edilmiştir.

Dördüncü faktör olan petrol ile gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin model sonuçlarına bakıldığında, petrol oynaklığını arttıran volatilite şokunun gelişmiş ülkelerin borsa endeksleri oynaklığına doğru etkileşimi sadece Almanya ve Japonya hisse senedi endeksleri üzerinde arttırıcı olduğu görülmüştür. Gelişmekte olan ülkeler açısından ise volatilite aktarım etkisinin mevcut olmadığı görülmüştür.

Gelişmiş ülkelere ait borsa endekslerinin oynaklığından petrol oynaklığına doğru volatilite aktarımının bütün ülkeler için, gelişmekte olan ülkelere ait borsa endekslerinin oynaklığından dolar endeksi oynaklığına doğru volatilite aktarımının ise Türkiye dışında diğer bütün ülkeler için endekste volatiliteyi arttırıcı etkileşim gösterdiği tespit edilmiştir. Dolayısıyla oynaklık etkileşiminin Almanya ve Japonya için çift yönlü ve pozitif, ABD,

İngiltere, Güney Kore, Kanada, Brezilya, Çin, Meksika, Hindistan ve Rusya için tek yönlü ve pozitif etkileşimli olduğu bulgusu elde edilmiştir.

Beşinci faktör olan VIX endeksi ile gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin model sonuçlarına bakıldığında, VIX oynaklığını arttıran volatilite şokunun gelişmiş ülkelerin borsa endeksleri oynaklığına doğru etkileşimi Güney Kore dışında diğer ülkeler üzerinde arttırıcı yönde olduğu görülmüştür. Gelişmekte olan ülkeler açısından ise Hindistan, Meksika ve Rusya için volatilite aktarım etkisinin mevcut olduğu tespit edilmiştir.

Gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelere ait borsa endekslerinin oynaklığından VIX oynaklığına doğru hiç bir ülke için volatilite aktarımı kanalı bulunmamıştır.

Ülkeler ile küresel faktörler arasındaki zamana bağlı değişen dinamik yapılı korelasyon ilişkilerine bakıldığında bütün ülkelerin ilgili endeksleri ile küresel faktörlerin getirileri arasında dinamik korelasyon ilişkisinin mevcut olduğu ve bu ilişkinin pozitif yönlü güçlü/çok güçlü düzeylerde olduğu görülmüştür.

Ampirik sonuçlar genelinde daha önceki literatür sonuçları ile karşılaştırıldığında petrol için elde edilen bulguların Zhu vd. (2014), Sarwar vd. (2020), Çevik vd. (2020), ve kısmen Joo ve Park (2021), Jhang ve He (2021) ve Karim vd. (2021) çalışmalarıyla, altın için elde edilen bulguların Brooks ve Prokopczuk (2011), Apergis vd. (2014), Hoon Kang vd. (2017) ve kısmen Coudert ve Reymond (2011) çalışmalarıyla, Bitcoin için elde edilen bulguların Trabelsi (2018), Dahir vd (2019), Hernandez ve Rodriguez (2021), Zhang ve He (2021), Ustaoğlu (2022) ve Sinplates vd. (2023) çalışmalarıyla, dolar endeksi için elde edilen bulguların Akel vd. (2014), Kiracı (2019), Kiracı (2020), Kumar ve Robiyanto (2021) ve kısmen Köse ve Yılmaz (2022) çalışmalarıyla, VIX için elde edilen bulguların ise Sarwar (2012), Neffelli ve Resta (2018) ve kısmen Korkmaz ve Çevik (2009), Öner vd. (2018) çalışmalarıyla uyumlu bulgular elde ettiği görülmektedir.

Bütün bu parametreler dışında, elde edilen bütün modellere ait MC hata değerlerinin eşik değer olarak kabul edilen 0.05'ten küçük değerler alması model tahminlerinin gerçek parametrik sonuçlara ulaştığını kanıtlamaktadır.

KAYNAKÇA

Aguilar, Omar, West, Mike : "Bayesian Dynamic Factor Models and Portfolio Allocation." **Journal of Business & Economic Statistics,** C. 18, No. 3, 2000, ss.338-357.

Akel, Veli, Gazel, Sümeyra : "Döviz Kurları ile BİST Sanayi Endeksi Arasındaki Eşbütünleşme İlişkisi : Bir ARDL Sınır Testi Yaklaşımı.", **Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, C. 44, 2014, ss.23-41.

Al-hajj, Ekhlas, Al-Mulali, Usama, Adebola Solarin, Sakiru : "Oil Price Shocks and Stock Returns Nexus For Malaysia: Fresh Evidence From Nonlinear ARDL Test.", **Energy Reports,** C. 4, 2018, ss. 624-637.

Allwyn Kumar, Joseph John, Robiyanto, Robiyanto : "The Impact Of Gold Price and US Dollar Index: The Volatile Case Of Shanghai Stock Exchange and Bombay Stock Exchange During The Crisis Of COVID-19.", **Jurnal Keuangan dan Perbankan**, C. 25, No. 3, 2021, ss. 508-531.

Alqahtani, Abdullah, Chevallier, Julien : "Dynamic spillovers between Gulf Cooperation Council's Stocks, VIX, oil and gold volatility indices.", **Journal of Risk and Financial Management.** C. 13, No. 4, 2020 : 69

Altuntaş Taşpunar, Semra, Deniz Çolak, Fatma : "BİST-100 Endeksinde Volatilitenin Modellenmesi ve Öngörülmesinde ARCH Modelleri." **İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi İşletme İktisadı Enstitüsü Yönetim Dergisi,** C. 26, No. 79, 2015, ss.208-223.

Angeles, Carnero M., Peña, Daniel, Ruiz, Esther : "Persistence and Kurtosis in GARCH and Stochastic Volatility Models." **Journal of Financial Econometrics,** C.2, No. 2, 2004, ss. 319-342

Ángeles, López-Cabarcos M., Pérez-Pico, Ada M., "Bitcoin Volatility, Stock Market and Investor Sentiment. Are They Connected?.", **Finance Research Letters**, C.38, 2021.

Piñeiro-Chousa, Juan, Šević, Aleksandar :

Apergis, Nicholas, Christou, Christina, Payne, James E.: "Precious Metal Markets, Stock Markets and The Macroeconomic Environment: A FAVAR Model Approach.", **Applied Financial Economics,** C. 24, No. 10, 2014, ss. 691-703.

Asai, Manabu, McAleer, Michael, Yu, Jun : "Multivariate Stochastic Volatility: A Review." **Econometric Reviews,** C. 25, No. 2, 2006, ss.145-175.

Asai, Manabu, McAleer, Michael : "Dynamic Asymmetric Leverage in Stochastic Volatility Models.", **Econometric Reviews,** C. 24, No. 3, 2005, ss. 317-332.

Asai, Manabu, McAleer, Michael : "Asymmetric Multivariate Stochastic Volatility.", **Econometric Reviews,** C. 25, No. 2-3, 2006, ss. 453-473.

Asai, Manabu, McAleer, Michael : "The Structure Of Dynamic Correlations in Multivariate Stochastic Volatility Models.", **Journal of Econometrics,** C. 150, No. 2, 2009, ss.182-192.

Assaf, Ata : "The Stochastic Volatility Model, Regime Switching And Value-at-Risk(VaR) In International Equity Markets", **Journal of Mathematical Finance**, No : 7, 2017, ss.491-512

Asteriou, Dimitrios, Bashmakova, Yuliya : "Assessing The Impact Of Oil Returns On Emerging Stock Markets: A Panel Data Approach For Ten Central and Eastern European Countries.", **Energy Economics,** C. 38, 2013, ss. 204-211.

Aydemir, Cahit, Kaya, Mehmet : "Küreselleşme Kavrami ve Ekonomik Yönü." **Elektronik Sosyal Bilimler Dergisi,** C. 6, No. 20, 2007, ss. 260-282

B. K., Özdemir : **Finansal Krizler ve Küreselleşme**. Ankara: Seçkin Yayıncılık, 2013

Badshah, Ihsan, Bekiros, Stelios, Lucey, Brian M. Uddin, Gazi Salah: "Asymmetric Linkages Among The Fear Index and Emerging Market Volatility Indices." **Emerging Markets Review,** Vol. 37, 2018, ss.17-31.

Badshah, Ihsan, Frijns, Bart, Knif, Johan, Tourani-Rad, Alireza : "Asymmetries Of The Intraday Return-Volatility Relation.", **International Review of Financial Analysis**, C.48, 2016, ss.182-192.

Başarır, Çağatay: "Korku Endeksi (VIX) ile BİST 100 Arasındaki Ilişki: Frekans Alanı Nedensellik Analizi.", **Dokuz Eylül Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi**, C. 19, No. 2, 2018, ss. 177-191.

Batten, Jonathan A., Choudhury, Tonmoy, Kinateder, Harald, Wagner, Niklas F. : "Volatility Impacts On The European Banking Sector: GFC and COVID-19." **Annals of Operations Research,** 2022, ss.1-26.

Bayar, Fırat : "Küreselleşme Kavramı ve Küreselleşme Sürecinde Türkiye." **Uluslararası Ekonomik Sorunlar Dergisi,** C. 32, No. 4, 2008, ss.25-34

Berument, Hakan, Kivilcim, Metin Ozcan, Neyapti, Bilin : "Modelling Inflation Uncertainty Using EGARCH: An Application to Turkey." **Federal Reserve Bank of Louis Review,** C. 66, 2001, ss.15-26.

Bloom, Nicholas: "Fluctuations in uncertainty." **Journal of economic Perspectives** C.28, No. 2, 2014, ss.153-176.

Bollerslev, Tim : "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity." **Journal of Econometrics,** C. 31, No. 3, 1986, ss. 307-327.

Bose, Suchismita : "Understanding The Volatility Characteristics And Transmission Effects In The Indian Stock Index And Index Futures Market." **ICRA Bulletin, Money & Finance**, 2007, ss.139-164

Bouri, Elie, Das, Mahamitra, Gupta, Rangan, Roubaud, David: "Spillovers Between Bitcoin and Other Assets During Bear and Bull Markets." **Applied Economics,** C. 50, No. 55, 2018, ss. 5935-5949.

Brooks, Chris : **Introductory Econometrics for Finance,** New York, Cambridge University Press, 2. Baskı. 2008.

Brooks, Chris, Prokopczuk, Marcel : "The Dynamics Of Commodity Prices.", **Quantitative Finance,** C. 13, No. 4, 2013, ss. 527-542.

Broto, Carmen, Ruiz, Esther : "Estimation Methods For Stochastic Volatility Models: A Survey.", **Journal of Economic Surveys,** C. 18, No. 5, 2004, ss. 613-649.

Bryans, Danton : "Bitcoin and Money Laundering: Mining For An Effective Solution." **Ind. LJ**, C. 89 2014, ss. 441-474.

Caporale, Guglielmo Maria, Gil-Alana, Luis A., Tripathy, Trilochan : "Volatility Persistence in the Russian Stock Market.", **Finance Research Letters,** C. 32, 2020, ss.1-8

Cappiello, Lorenzo, Engle, Robert F., "Asymmetric Dynamics In The Correlations Of Global Equity And Bond Returns." **Journal of Financial Econometrics,** C.4, No. 4, 2006, ss.537-572.

Sheppard, Kevin:

CBOE : "Volatility Index Methodology: Cboe Volatility Index", 2023, (Çevrimiçi) https://cdn.cboe.com/api/global/us_indices/governance/Volatility_Index_Methodology_Cboe_Volatility_Index.pdf, 01 Haziran 2023

Cebrián-Hernández, Ángeles, Jiménez-Rodríguez, Enrique : "Modeling Of The Bitcoin Volatility Through Key Financial Environment Variables: An Application Of Conditional Correlation MGARCH Models.", **Mathematics**, C. 9, No. 3, 2021: 267.

Cheuathonghua, Massapon, Padungsaksawasdi, Chaiyuth, Boonchoo, Pattana, Tongurai, Jittima: "Extreme Spillovers Of VIX Fear Index To International Equity Markets.", **Financial Markets and Portfolio Management,** C. 33, 2019, ss.1-38.

Choi, Kyongwook, Hammoudeh, Shawkat : "Volatility Behavior Of Oil, Industrial Commodity and Stock Markets In A Regime-Switching Environment." **Energy Policy,** C. 38, No. 8, 2010, ss. 4388-4399.

Clanganthuruthil Sajeev, Kavya, Afjal, Mohd : "Contagion Effect Of Cryptocurrency On The Securities Market: A Study Of Bitcoin Volatility Using Diagonal BEKK and DCC GARCH Models.", **SN Business & Economics,** C. 2, No. 6, 2022: 57.

Conrad, Christian, Custovic, Anessa, Ghysels, Eric : "Long-and Short-term Cryptocurrency Volatility Components: A GARCH-MIDAS Analysis.", **Journal of Risk and Financial Management**, C. 11, No. 2 2018:23

Cont, Rama : "Empirical Properties Of Asset Returns: Stylized Facts And Statistical Issues." **Quantitative Finance**, C.1, No. 2, 2001, ss.223-236

Coudert, Virginie, Raymond, Hélène : "Gold and Financial Assets: Are There Any Safe Havens In Bear Markets.", **Economics Bulletin,** C. 31, No. 2, 2011, ss. 1613-1622.

Çakar, Recep Oktay, Özkan : "Riski Seven ve Riskten Kaçan Yatırımcıların Optimum Portföy Seçimi Yapabilecekleri Piyasalar." **Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi** C.20, No. 1, 2020, ss. 23-38.

Çelik, Ahmet : "Dolar Endeksi (DXY) Nedir? Finansal Piyasalara Etkileri Nasıl Olur?", Kasım 2018, (Çevrimiçi) https://www.kto.org.tr/d/file/dolar-endeksi-(dxy)-nedir-ve-finansal-piyasalara-etkileri-nasil-olur--ahmet-celik.pdf, 09 Haziran 2023.

Çelik, İsmail, Özdemir, Arife, Gürsoy, Samet, Uzunoğlu Ünlü, Hande : "Gelişmekte Olan Hisse Senedi Piyasaları ile Kıymetli Madenler Arasındaki Getiri ve Volatilite Yayılımı.", **Ege Akademik Bakış,** C. 18, No. 2. 2018, ss. 217-230.

Çevik, Emrah İsmail : "İstanbul Menkul Kiymetler Borsasi'nda Etkin Piyasa Hipotezinin Uzun Hafiza Modelleri İle Analizi: Sektörel Bazda Bir İnceleme." **Yaşar Üniversitesi E-Dergisi** C.7, No. 26, 2012, ss. 4437-4454.

Çıtak, Serdar : **Altın (24 Ayar'ın Hikayesi)**, İstanbul: Düşyıldızı Yayınları, 2.Baskı, 2006.

Dahir, Ahmed Mohamed, Mahat, Fauziah, Amin Noordin, Bany-Ariffin, Ab Razak, Nazrul Hisyam : "Dynamic Connectedness Between Bitcoin and Equity Market Information Across BRICS Countries: Evidence From TVP-VAR Connectedness Approach.", **International Journal of Managerial Finance**, C.16, No.3, 2020, ss. 357-371.

Dai, Zhifeng, Zhou, Huiting, Dong, Xiaodi : "Forecasting Stock Market Volatility: The Role Of Gold and Exchange Rate." **AIMS Mathematics,** C. 5, No. 5, 2020, ss. 5094-5105.

Daníelsson, Jón : "Multivariate Stochastic Volatility Models: Estimation and A Comparison With VGARCH Models.", **Journal of Empirical Finance,** C. 5, No. 2, 1998, ss. 155-173.

Davoudi, Sina, Fazlzadeh, Alireza, Fallahi, Firouz, Asgharpour, Hossein : "The Impact Of Oil Revenue Shocks On The Volatility Of Iran's Stock Market Return.", **International Journal of Energy Economics and Policy**, C. 8, No. 2, 2018, ss. 102-110.

Değirmenci, Nurdan : "Finansal Piyasalar Arasındaki Oynaklık Yayılımı: Kırılgan Sekizli Ülkeler", **Doktora Tezi,** Trabzon, Karadeniz Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2015, ss.104-125

Demi Pangestuti, Irene Rini : "Testing Commodities As Save Haven And Hedging Instrument On Asean's Five Stock Markets.", **Jurnal Ekonomi Kuantitatif Terapan**, C. 10, No. 2, 2017, ss. 231-238.

Deniz Çolak, Fatma, Köse, Kamil Ahmet : "Volatilitenin Modellenmesi Ve Öngörülmesinde Arch Modelleri: İmkb-100 Endeksi Üzerine Bir Uygulama." **Yüksel Lisans Tezi**, İstanbul, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2013.

Deo, Rohit, Hurvich, Clifford Lu, Yi : "Forecasting Realized Volatility Using A Long-Memory Stochastic Volatility Model: Estimation, Prediction and Seasonal Adjustment.", **Journal of Econometrics,** C. 131, No. 1, 2006, ss. 29-58.

Doğru, Bülent, Uysal, Mustafa : "Bir Yatırım Aracı Olarak Altın ile Hisse Senedi Endeksi Arasındaki İlişkinin Analizi : Türkiye Üzerine Ampirik Uygulama.", **Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi,** C. 24, No. 1, 2015, ss.239-254.

Elgammal, Mohammed M., "Price and Volatility Spillovers Between Global Equity, Gold, and Energy Markets Prior To and During The COVID-19 Pandemic.", **Resources Policy**, C. 74, 2021.

MA Ahmed, Walid, Alshami, Abdullah :

Elyasiani, Elyas, Mansur, Iqbal "Sensitivity of the Bank Stock Returns Distribution to Changes in the Level and Volatility of Interest Rate : A GARCH - M Model", **Journal of Banking and Finance**, C. 22 No. 5, 1998, ss. 535-563

Engle, Robert F. : "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity With Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation." **Econometrica: Journal of the Econometric Society,** 1982, ss. 987-1007.

Engle, Robert F., Patton, Andrew J. : "What Good Is A Volatility Model?." **Quantitative Finance,** C.1, No. 2, 2001, ss.237-266

Engle, Robert F., Lilien, David M., Robins, Russell P. : "Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model." **Econometrica: Journal of the Econometric Society,** 1987, ss. 391-407.

Erben Yavuz, Asuman : "CDS, OVX ve VIX Endekslerinin BRICS ve MIST Ülke Borsa Endeksleri Üzerindeki Etkilerinin Karşılaştırmalı Analizi", **Doktora Tezi,** İstanbul, Başkent Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2022.

Exley, Jon, Mehta, Shyam, Smith, Andrew : "Mean Reversion." **Finance And Investment Conference,** 2004, ss.1-33

Fama, Eugene F., French, Kenneth R.: "Permanent And Temporary Components Of Stock Prices." **Journal of Political Economy,** C.96, No. 2, 1988, ss.246-273.

Fassas, Athanasios P., "Implied Volatility Indices–A Review." **The Quarterly Review of Economics and Finance,** C. 79, 2021, ss. 303-329.

Siriopoulos, Costas :

Faten Ben, Slimane, Mehanaoui, Mohamed, Kazi, Irfan A.: "Interdependency and Spillover During The Financial Crisis of 2007 to 2009–Evidence From High Frequency Intraday Data", **Ipag Business School Working Paper Series**, No: 126. ss.1-14.

Ferrari-Filho, Fernando, Camargo Conceição, Octavio Augusto: "The Concept Of Uncertainty In Post Keynesian Theory And In Institutional Economics." **Journal of Economic Issues** C. 39, No. 3, 2005, ss. 579-594

Finta, Marinela Adriana, Frijns, Bart, Tourani-Rad, Alireza : "Contemporaneous Spillover Effects Between The US And The UK Equity Markets", **Financial Review,** C.52, No.1, 2017, ss. 145-166.

FTSE Russell An LSEG Business : "FTSE Implied Volatility Index Series", August 2022, (Çevrimiçi) https://research.ftserussell.com/products/downloads/FTSE_Implied_Volatility_Index_Series.pdf, 02 Haziran 2023.

Glosten, Lawrence R., Jagannathan, Ravi, Runkle, David E. : "On the Relation Between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks." **The Journal of Finance,** C. 48, No. 5 1993, ss.1779-1801.

Gökgöz, Fazıl, Altıntaş, İpek : "Analyzing the Idiosyncratic Volatility Character of Emerging Markets: A Post Crisis Investigation on Istanbul Stock Exchange." **Proceedings of the World Congress on Engineering,** No. 1, 2012.

Göktaş, Özlem, Hepsağ, Aycan : "BIST-100 Endeksinin Volatil Davranışlarının Simetrik Ve Asimetrik Stokastik Volatilite Modelleri İle Analizi." **Ekonomik Yaklaşım,** C. 27, No. 99, 2016, ss.1-15

Grassi, Stefano, Santucci de Magistris, Paolo: "It's All About Volatility of Volatility: Evidence From A Two-factor Stochastic Volatility Model.", **Journal of Empirical Finance,** C. 30, 2015, ss.62-78.

Griffiths, Alan, Wall, Stuart: **Intermediate microeconomics: theory and applications.** Pearson Education, 2000.

Gujarati, Damodar : **Örneklerle Ekonometri**, çev: Doç.Dr.Nasip Bolatoğlu, Ankara, BB101 Yayınları, 2016.

Gujarati, Damodar N.: **Basic Econometrics,** 4. Baskı, 2002.

Güriş, Selahattin, Saçaklı Saçıldı, İrem : "İstanbul Menkul Kiymetler Borsasi'nda Hisse Senedi Getiri Volatilitesinin Klasik Ve Bayesyen Garch Modelleri İle Analizi." **Trakya Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi,** C.13, No. 2, 2011, ss.153-171.

Hammoudeh, Shawkat, Aleisa, Eisa : "Dynamic Relationships Among GCC Stock Markets and NYMEX Oil Futures.", **Contemporary Economic Policy,** C. 22, No. 2, 2004, ss. 250-269.

Han, Yufeng : "Asset Allocation With A High Dimensional Latent Factor Stochastic Volatility Model.", **The Review of Financial Studies,** C. 19, No. 1, 2006, ss. 237-271.

Harvey, Andrew : "Long Memory in Stochastic Volatility.", **Forecasting Volatility In The Financial Markets,** 2007, ss. 351-363.

Harvey, Andrew C., Shephard, Neil : "Estimation Of An Asymmetric Stochastic Volatility Model For Asset Returns.", **Journal of Business & Economic Statistics,** C. 14, No. 4, 1996, ss. 429-434.

Harvey, Andrew, Ruiz, Esther, Shephard, Neil : "Multivariate Stochastic Variance Models." **The Review of Economic Studies,** C. 61, No. 2, 1994, ss.247-264.

Hatem, Georges, Zeidan, Joe, Goossens, Mathijs, Moreira, Carla : "Normality Testing Methods And The Importance Of Skewness And Kurtosis In Statistical Analysis." **BAU Journal-Science and Technology,** C.3, No. 2, 2022, ss.1-6

He, Xie, Takiguchi, Tetsuya, Nakajima, Tadahiro, Hamori, Shigeyuki : "Spillover Effects Between Energies, Gold, and Stock: The United States Versus China.", **Energy & Environment**, C.31, No. 8, 2020, ss. 1416-1447.

Hepsağ, Aycan, Akçalı Burçay, Yaşar : "Analysis Of Volatility Spillovers Between The Bank Stocks Traded In Istanbul Stock Exchange And New York Stock Exchange." **Eurasian Econometrics, Statistics & Emprical Economics Journal,** No:1, 2016, ss. 54-72.

Hernández, Leonardo F., Valdes, Rodrigo O.: "What Drives Contagion: Trade, Neighborhood, Or Financial Links?." **International Review of Financial Analysis** C.10, No. 3, 2001, ss.203-218

Hill, Carter, Griffiths, William E., Lim, Guay C. : **Principles of Econometrics.** Danvers: John Wiley&Sons. 2010.

Hosen, Vania Stephanie : "The Influence of S&P 500 Index, 30-Year US Treasury Bond, Commodity Research Bureau Index and USD Index Towards The Volatility of Jakarta Composite Index During The Global Financial Crisis (Period 2006-2011).", 2013

Hossenidoust, Ehsan, Janor, Hawati, Yusefi, Masoud, Abdul Majid, Hafizi, Ja'afar, Roslan : "Volatility Spillovers Across Commodity and Stock Markets Among ASEAN Countries.", **Prosiding Perkem**, C.8, No. 3, 2013, ss. 1401-1412.

Huang, Roger D., Masulis, Ronald W. Stoll, Hans R. : "Energy Shocks and Financial Markets.", **Journal of Futures Markets,** C. 16, No. 1, 1996, ss. 1-27.

Intercontinental Exchange : (Çevrimiçi) https://www.theice.com/publicdocs/ICE_USDX_Brochure.pdf, 09 Haziran 2023

Intercontinental Exchange : "ICE FX Indices (DXY, ICELX, ICEEX, ICEJX)" 02 Nisan 2021, (Çevrimiçi) https://www.theice.com/publicdocs/data/ICE_FX_Indexes_Methodology.pdf, 09 Haziran 2023.

Ishfaq, Muhammad, Bi Qiong, Zhang, Rehman, Awais : "Global Volatility Spillover In Asian Financial Markets.", **Mediterranean Journal of Social Sciences,** C. 9, No. 2, 2018: 109.

Jacquier, Eric, Polson, Nicholas G., Rossi, Peter E. : "Bayesian Analysis of Stochastic Volatility Models With Fat-Tails and Correlated Errors." **Journal of Econometrics,** C. 122, No. 1, 2004, ss.185-212.

Jacquier, Eric, Polson, Nicholas G., Rossi, Peter E. : "Bayesian Analysis of Stochastic Volatility Models With Fat-Tails and Correlated Errors.", **Journal of Econometrics,** C. 122, No.1, 2004, ss.185-212.

Jay, Breidt F., Crato, Nuno, De Lima, Pedro : "The Detection and Estimation of Long Memory in Stochastic Volatility.", **Journal of Econometrics**, C. 83, No. 1-2, 1998, ss. 325-348.

Jin Lin, Arthur : "Volatility Contagion Among Stock, Currency, and Bulk Shipping Market During The China's Stock Market Crash Crisis.", **The Singapore Economic Review,** 2021, ss.1-18.

Joo, Young C., Park, Sung Y. : "The Impact Of Oil Price Volatility On Stock Markets: Evidences From Oil-Importing Countries.", **Energy Economics,** C. 101, 2021.

Jungbacker, Borus, Jan Koopman, Siem : "Monte Carlo Likelihood Estimation For Three Multivariate Stochastic Volatility Models.", **Econometric Reviews,** C. 25, No. 2-3, 2006, ss.385-408.

Kaneko, Takashi, Lee, Bong-Soo : "Relative Importance Of Economic Factors In The US and Japanese Stock Markets.", **Journal of the Japanese and International Economies,** C. 9, No. 3, 1995, ss.290-307.

Kang, Sang Hoon, Ki-Hong, Choi, Yoon, Seong-Min : "The Impact Of Global Volatility On Asian Financial Markets.", **Korea: National Research Foundation**, 2014.

Karabıyık, Lale, Anbar, Adem : "Volatilite ve Varyans Swapları." **Muhasebe ve Finansman Dergisi,** C.35, 2007, ss.62-77

Karmakar, Madhusudan : "Modeling Conditional Volatility Of The Indian Stock Markets." **Vikalpa**, C.30, No. 3, 2005, ss.21-38

Kaya, Abdulkadir, Çoşkun, Ali : "VIX Endeksi Menkul Kıymet Piyasalarının Bir Nedeni midir? Borsa İstanbul Örneği", **Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi,** C. 16, No. 1, 2015, ss.175-186.

Kaya, Emine : "Borsa İstanbul (BIST) 100 Endeksi ile Zımni Volatilite (VIX) Endeksi Arasındaki Eş-Bütünleşme ve Granger Nedensellik.", **Karamanoğlu Mehmetbey Üniversitesi Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi**, No. 1, 2015, ss. 1-6.

Kayalıdere, Koray : **Volatilite Tahmin Modelleri ve Performanslarının Ölçümü. Hisse Senedi Piyasalarında Bir Uygulama.** Ankara, Gazi Kitabevi, 2013.

Kiracı, Kasım : "Bist Ulaştirma Endeksi ile Dolar Endeksi ve Petrol Fiyatlari Arasindaki İlişkinin Ampirik Olarak Analizi.", **Finansal Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi,** C.12, No. 22, 2020, ss.180-189.

Kiracı, Kasım : "BİST Turizm Endeksi ile Dolar Kuru, Dolar Endeksi ve Petrol Fiyatları Arasındaki Nedensellik İlişkisinin Ampirik Analizi.", **Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi,** C. 53, 2019, ss. 73-86.

Kirci Cevik, Nuket, Cevik, Emrah I. Dibooglu, Sel : "Oil Prices, Stock Market Returns and Volatility Spillovers: Evidence From Turkey.", **Journal of Policy Modeling**, C. 42, No. 3, 2020, ss. 597-614.

Knight, John, Satchell, Stephen E., Yu, Jun : "Theory & Methods: Estimation Of The Stochastic Volatility Model By The Empirical Characteristic Function Method." **Australian & New Zealand Journal of Statistics** C.44, No. 3, 2002, ss.319-335.

Konstantinidi, Eirini, Skiadopoulos, George, Tzagkaraki, Emilia : "Can the Evolution of Implied Volatility Be Forecasted? Evidence From European and US Implied Volatility Indices." **Journal of Banking & Finance** C. 32, No. 11, 2008, ss.2401-2411.

Korkmaz, Turhan, Ceylan, Ali: **Sermaye Piyasası ve Menkul Değer Analizi.** Bursa, Ekin Basım Yayın Dağıtım, 2017

Korkmaz, Turhan, Çevik, Emrah İsmail : "Zımni Volatilite Endeksinden Gelişmekte Olan Piyasalara Yönelik Volatilite Yayılma Etkisi.", **BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar Dergisi,** C. 3, No. 2 2009, ss. 87-106.

Köse, Yaşar, Yılmaz, Emre : "Dolar Endeksi Uluslararası Bir Finansal Gösterge Olabilir Mi? Dünyada Önemli Borsa Endeksleri Üzerinde Ampirik İnceleme.", **Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi**, C. 35, 2022, ss. 85-96.

Kumar Mishra, Pramod, Das, J. R., Kumar Mishra, Santosh : "Gold Price Volatility and Stock Market Returns In India.", **American Journal of Scientific Research**, C. 9, No. 9, 2010, ss.47-55.

Kumar, Sanjeev, Jain, Reetika, Balli, Faruk, Billah, Mabruk : "Interconnectivity and Investment Strategies Among Commodity Prices, Cryptocurrencies, and G-20 Capital Markets: A Comparative Analysis During COVID-19 and Russian-Ukraine War.", **International Review of Economics & Finance**, 2023.

Kuusk, Andres, Tiiu, Paas : "Contagion Of Financial Crises With Special Emphasis On CEE Economies: a Meta-Analysis." **The University of Tartu Faculty of Economics and Business Administration Working Paper,** No.66, 2010, ss. 1-46.

Li, Han, Yang, Kai, Wang, Dehui : "A Threshold Stochastic Volatility Model With Explanatory Variables.", **Statistica Neerlandica,** C. 73, No. 1, 2019, ss.118-138.

Li, Jiahong, Li, Ping : "Volatility Spillovers Between Bitcoin and Chinese Economic and Financial Markets.", 2021.

Liesenfeld, Roman, Richard, Jean-Francois : "Univariate and Multivariate Stochastic Volatility Models: Estimation and Diagnostics.", **Journal of Empirical Finance,** C. 10, No. 4, 2003, s.505-531

Mahmoudi, Mohammadreza, Ghaneei, Hana : "Detection Of Structural Regimes and Analyzing The Impact Of Crude Oil Market On Canadian Stock Market: Markov Regime-Switching Approach." **Studies in Economics and Finance,** C. 39, No. 4, 2022, ss. 722-734.

Mahmudul Karim, Muhammad, Ashraful Chowdhury, Mohammad, Masih, Mansur : "Re-Examining Oil and BRICS Stock Markets: New Evidence From Wavelet and MGARCH-DCC.", **Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies**, C. 15, No. 2, 2022, ss. 196-214.

Malik, Farooq : "Volatility Spillover Between Exchange Rate and Stock Returns Under Volatility Shifts." **The Quarterly Review of Economics and Finance,** C. 80, 2021, ss. 605-613.

Masood, Omar, Tvaronavičienė, Manuela, Javaria, Kiran : "Impact Of Oil Prices On Stock Return: Evidence From G7 Countries.", **Insights into Regional Development,** C. 1, No. 2, 2019, ss. 129-137.

Mazibaş, Murat : "IMKB Piyasalarındaki Volatilitenin Modellenmesi ve Öngörülmesi: Asimetrik GARCH Modelleri ile Bir Uygulama

(Modeling and Forecasting Volatility in Istanbul Stock Exchange Markets: An Application with Asymmetrical GARCH Models)." 2005, ss.1-29

McMillan, David, Speight, Alan, Apgwilym, Owain : "Forecasting UK Stock Market Volatility." **Applied Financial Economics,** C.10, No. 4, 2000, ss. 435-448

Mensi, Walid, Al-Yahyaee, Khamis Hamed, Hoon Kang, Sang : "Time-Varying Volatility Spillovers Between Stock and Precious Metal Markets With Portfolio Implications.", **Resources Policy,** C. 53, 2017, ss. 88-102.

Michel, Beine, Cosma, Antonio, Vermeulen, Robert: "The Dark Side of Global Integration: Increasing Tail Dependence." **Journal of Banking & Finance,** Vol.34, No: 1, 2010, ss.184-192.

Mohanty, Sunil K., Frydenberg, Stein, Osmundsen, Petter, Westgaard, Sjur, Skjold, Christian: "Risk Factors in Stock Returns Of US Oil and Gas Companies: Evidence From Quantile Regression Analysis.", **Review of Quantitative Finance and Accounting**, C. 60, No. 2, 2023, ss. 715-746.

Morema, Kgotso, Bonga-Bonga, Lumengo : "The Impact Of Oil and Gold Price Fluctuations On The South African Equity Market: Volatility Spillovers and Financial Policy Implications.", **Resources Policy,** C. 68, 2020

Neffelli, Marco, Resta, Marina : "Is VIX Still The Investor Fear Gauge? Evidence For The US and BRIC Markets.", 2018.

Nelson, Daniel B. : "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach." **Econometrica: Journal of the Econometric Society, 1991**, ss. 347-370.

Öner, Hakan : "Korku Endeksi ile Gelişmekte Olan Ülke Tahvil Piyasaları Arasındaki İlişkinin Ampirik Analizi.", **Muhasebe Bilim Dünyası Dergisi,** C. 21, No. 1, 2019, ss.140-155

Öner, Hakan, Şarkaya İçellioğlu, Cansu, Öner, Selma : "Volatilite Endeksi (VIX) ile Gelişmekte Olan Ülke Hisse Senedi Piyasası Endeksleri Arasındaki Engel-Granger Eş-Bütünleşme ve Granger Nedensellik Analizi.", **Finansal Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi,** C. 10, No. 18, 2018, ss.110-124.

Pellegrini, Santiago, Rodrigez, Alejandro : "Financial Econometrics and SV models." (Çevrimiçi) https://citeseerx.ist.psu.edu/document?repid=rep1&type=pdf&doi=a31d3cbb6f241f7d2c54c94f622e17dfaf6a25c2, 16 Haziran 2023.

Polat, Hakkı : "Koşullu Varyans Modelleri ve Günlük Petrol Fiyatları Üzerine Ampirik Bir Uygulama". **Yüksek Lisans Tezi,** Eskişehir, Osmangazi Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, 2012.

Poon, Ser-Huang : **A practical guide to forecasting financial market volatility.** John Wiley & Sons, 2005.

Poon, Ser-Huang, Granger, Clive J.: "Forecasting Volatility in Financial Markets: A Review." **Journal of Economic Literature,** C. 41, No. 2, 2003, ss.478-539

Raftery, Adrian E. : "Bayesian Model Selection in Social Research." **Sociological Methodology,** 1995, ss.111-163.

Raza, Naveed, Hussain Shahzad, Syed Jawad, Tiwari, Aviral Kumar, Shahbaz, Muhammad : "Asymmetric Impact Of Gold, Oil Prices and Their Volatilities On Stock Prices Of Emerging Markets.", **Resources Policy,** C. 49, 2016, ss. 290-301.

Rodoplu, Gültekin, Leyli Elitaş, Bilge : "Parasal Sistemde Altının Yeri ve Altına Dayalı Finansal Araçlar.", **İşletme Araştırmaları Dergisi,** C. 10, No. 1, 2018, ss.675-688.

Ronald, Gallant A., Hsu, Chien-Te, Tauchen, George: "Using Daily Range Data To Calibrate Volatility Diffusions and Extract The Forward Integrated Variance." **Review of Economics and Statistics,** C. 81, No. 4, 1999, ss.617-631

Saka Ilgın, Kübra : "Altın ve Petrol Fiyatları ile Volatilite Endekslerinin Hisse Senedi Piyasaları Üzerindeki Etkisi : Gelişmekte Olan Ülkeler Üzerine Bir İnceleme", **Doktora Tezi,** Erzincan, Binali Yıldırım Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2019.

Saltoğlu, Burak : **Finansal Risk Yönetimi.** Alef Yayınevi, 2020.

Sarwar, Ghulam : "Is VIX An Investor Fear Gauge In BRIC Equity Markets?.", **Journal of Multinational Financial Management,** C. 22, No. 3, 2012, ss. 55-65.

Sarwar, Suleman, Kumar Tiwari, Aviral, Tingqiu, Cao : "Analyzing Volatility Spillovers Between Oil Market and Asian Stock Markets.", **Resources Policy,** C. 66, 2020

Securities and Exchange Commission : "Contract Specification for CBOE Gold ETF Volatility Index Options" https://www.sec.gov/rules/sro/cboe/2010/34-61859-ex3.pdf, 02 Haziran 2023.

Seyidoğlu, Halil: **Uluslararası Finans,** İstanbul: Güzem Can Yayınları, 4.Baskı, 2003.

Singhal, Shelly, Choudhary, Sangita, Chandra Biswal, Pratap : "Return and Volatility Linkages Among International Crude Oil Price, Gold Price, Exchange Rate and Stock Markets: Evidence From Mexico.", **Resources Policy,** C. 60, 2019, ss. 255-261.

Sinlapates, Parichat, Sriwong, Tanit, Chancharat, Surachai : "Risk Spillovers between Bitcoin and ASEAN+6 Stock Markets Before and After COVID-19 Outbreak: A Comparative Analysis With Gold.", **Journal of Risk and Financial Management,** C.16, No. 2, 2023: 103.

Skiadopoulos, George : "The Greek Implied Volatility Index: Construction And Properties.", **Applied Financial Economics,** C. 14, No. 16, 2004, ss. 1187-1196.

Smith, Michael, Pitts, Andrew : "Foreign Exchange Intervention By The Bank of Japan: Bayesian Analysis Using A Bivariate Stochastic Volatility Model." **Econometric Reviews,** C. 25, No. 2, 2006, ss.425-451.

So, Mike KP, Keung Li, Wai, Lam, K. : "A Threshold Stochastic Volatility Model." **Journal of Forecasting,** C. 21, No. 7, 2002, ss. 473-500.

So, Mike KP, Choi, Chi-Young : "A Multivariate Threshold Stochastic Volatility Model." **Mathematics and Computers in Simulation,** C. 79, No. 3, 2008, ss. 306-317.

So, Mike KP, Kwok, Suanna WY : "A Multivariate Long Memory Stochastic Volatility Model.", **Physica A: Statistical Mechanics and its Applications,** C. 362, No. 2, 2006, ss. 450-464.

Solak, Ali Osman : "Petrol Fiyatlarını Belirleyici Faktörler.", **Uluslararası Alanya İşletme Fakültesi Dergisi,** C.4, No. 2, 2012, ss.117-124.

Su, En-Der, Fen, Yu-Gin : "The Affect Of The US Dollar Index, US Stocks and The Currency Exchange On The Taiwan Stock Market During The Financial Tsunami.", **Journal of Statistics and Management Systems,** C. 14, No. 4, 2011, ss. 789-813.

Sumner, Steven, Johnson, Robert, Soenen, Luc : "Spillover Effects Among Gold, Stocks, and Bonds.", **Journal of centrum Cathedra,** C. 3, No. 2, 2010, ss. 106-120.

Syriopoulos, Theodore, Efthimios, Roumpis : "Dynamic Correlations And Volatility Effects In The Balkan Equity Markets." **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money** C.19, No. 4, 2009, ss.565-587

Şenol, Zekai, Koç, Selahattin : "Borsa, Faiz, Döviz Kuru, Altın, Petrol ve Bitcoin Arasındaki Volatilite Yayılımları.", **Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi**, C. 35, 2022, ss.31-46.

Taylor, Stephen J. : "Modeling Stochastic Volatility: A Review and Comparative Study.", **Mathematical Finance,** C. 4, No. 2, 1994, ss.183-204.

Taylor, Stephen J. : **Modelling Financial Time Series**, U.K. John Wiley, 1986.

Telçeken, Niyazi : "Volatilite Endeksleri, Önemi ve Türkiye Volatilite Endeksi." **Doktora Tezi,** İstanbul, İstanbul Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2014.

Thompson, Grahame F. : "'Financial Globalisation' and the 'Crisis': A Critical Assessment and 'What is To Be Done'?." **New Political Economy,** C. 15, No. 1, 2010, ss.127-145.

Thupayagale, Pako : "Long Memory In The Volatility Of An Emerging Fixed-Income Market: Evidence From South Africa." **South African Journal of Economics,** C. 79, No. 3, 2011, ss.290-300.

Topaloğlu, Emre Esat : "CBOE VIX Endeksi ile OECD Ülke Borsaları Arasındaki Volatilite Yayılımı CCC-MGARCH Modeli ile Ampirik Bir Araştırma.", **Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, C. 21, No. 3, 2019, ss.574-595.

Trabelsi, Nader : "Are There Any Volatility Spillover Effects Among Cryptocurrencies and Widely Traded Asset Classes?.", **Journal of Risk and Financial Management,** C. 11, No. 4, 2018: 66.

Tuna, Kadir, İsabetli, İlayda : "Finansal Piyasalarda Volatilite Ve Bist-100 Örneği." **Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi,** No: 27, 2014, ss. 21-31.

Ustaoğlu, Erkan: "Return and Volatility Spillover Between Cryptocurrency and Stock Markets: Evidence from Turkey." **Muhasebe ve Finansman Dergisi,** C. 93, 2022, ss. 117-126.

Vo, Minh : "Oil and Stock Market Volatility: A Multivariate Stochastic Volatility Perspective.", **Energy Economics,** C. 33, No. 5, 2011, ss. 956-965.

Vranken, Harald: "Sustainability of Bitcoin and Blockchains." **Current Opinion in Environmental Sustainability,** C. 28, 2017, ss.1-9.

Wang, Jianxin : "Foreign Equity Trading and Emerging Market Volatility Evidence From Indonesia And Thailand" **Journal of Development Economics,** 2007, C.84, ss.798–811.

Wirjanto, Tony S., Kolkiewicz, Adam W., Men, Zhongxian: "Bayesian Analysis Of A Threshold Stochastic Volatility Model.", **Journal of Forecasting,** C. 35, No. 5, 2016, ss.462-476.

Wood, Aaron D., Mason, Charles F., Finnoff, David : "OPEC, The Seven Sisters, and Oil Market Dominance: An Evolutionary Game Theory and Agent-Based Modeling Approach." **Journal of Economic Behavior & Organization,** C. 132, 2016, ss.66-78

WS Chen, Cathy, Liu, Feng-Chi, So, Mike KP : "Heavy-Tailed-Distributed Threshold Stochastic Volatility Models in Financial Time Series." **Australian & New Zealand Journal of Statistics,** C. 50, No. 1, 2008, ss.29-51.

Yang, Ming Jing, Liu, Meng-Yi : "The Forecasting Power of the Volatility Index in Emerging Markets: Evidence From the Taiwan Stock Market.", **International Journal of Economics and Finance,** C. 4, No. 2 2012, ss.217-231.

Yardımcı, Atilla, Erar, Aydın : "Aykırı Değer Varlığında Doğrusal Regresyonda Değişken Seçimine Gibbs Örneklemesi Yaklaşımı." **Gazi University Journal of Science,** C. 18, No. 4, 2010, ss.603-611.

Yılmaz, Çiğdem : "Hisse Senedi Getirilerindeki Uzun Hafıza Etkisinin ve Volatilitenin Belirlenmesi: BRIC Ülkeleri Üzerine Bir Uygulama." **Yüksek Lisans Tezi,** İstanbul, İstanbul Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2015.

Yu, Jun : "On leverage in a Stochastic Volatility Model.", **Journal of Econometrics,** C. 127, No. 2, 2005, ss.165-178.

Yu, Jun, Meyer, Renate : "Multivariate Stochastic Volatility Models: Bayesian Estimation and Model Comparison." **Econometric Reviews,** C. 25, No. 2-3, 2006, ss. 361-384.

Yu, Jun, Yang, Zhenlin, Zhang, Xibin : "A Class Of Nonlinear Stochastic Volatility Models and Its Implications For Pricing Currency Options.", **Computational Statistics & Data Analysis,** C. 51, No. 4, 2006, ss. 2218-2231.

Yu, Jun, Yang, Zhenlin : "A Class of Nonlinear Stochastic Volatility Models." **Univ. of Auckland, Economics Working Paper,** C. 229, 2002, ss. 1-33

Yümlü, Mustafa Serdar : "Bayesian Change Point And Time-Varying Parameter Learning In Regime Switching Volatility Models", **Doktora Tezi,** İstanbul, Boğaziçi Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, 2015

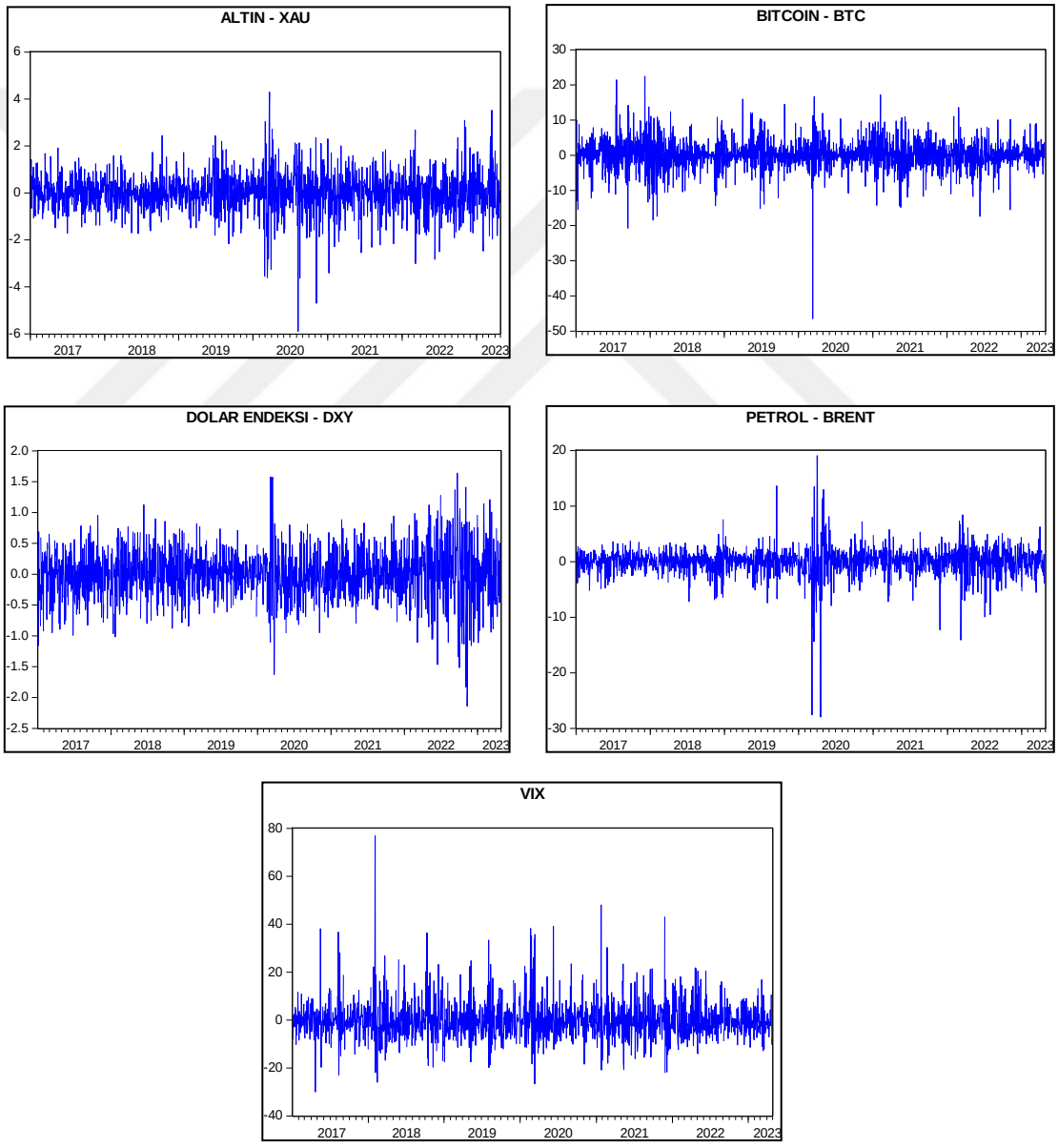
Zhang, Jing, He, Qi-zhi : "Dynamic Cross-Market Volatility Spillover Based On MSV Model: Evidence From Bitcoin, Gold, Crude Oil, and Stock Markets.", **Complexity,** 2021, ss. 1-8.

Zhang, Jing, He, Qi-zhi : "Dynamic Cross-Market Volatility Spillover Based On MSV Model: Evidence From Bitcoin, Gold, Crude Oil, and Stock Markets.", **Complexity,** 2021, ss.1-8.

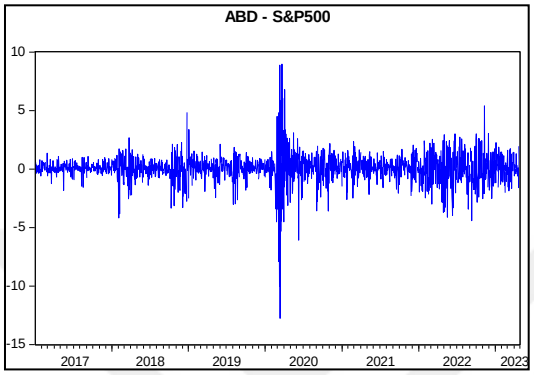
Zhu, Hui-Ming, Li, Rong, Li, Sufang : "Modelling Dynamic Dependence Between Crude Oil Prices and Asia-Pacific Stock Market Returns.", **International Review of Economics & Finance,** C. 29, 2014, ss. 208-223.

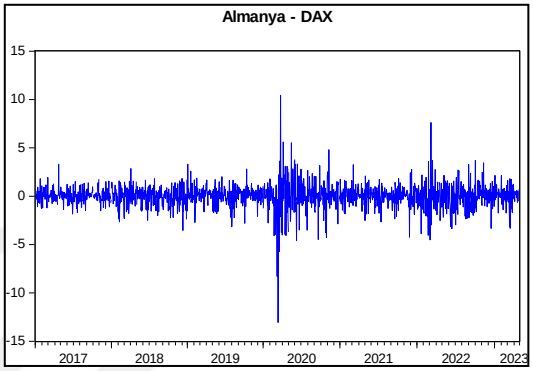
EKLER

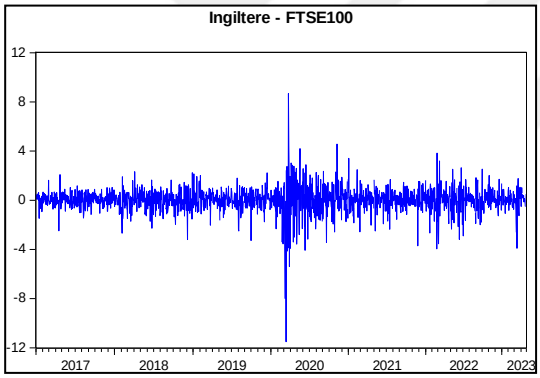
Ek 1-A. Küresel Faktörlere Ait Getiri Serileri Grafikleri

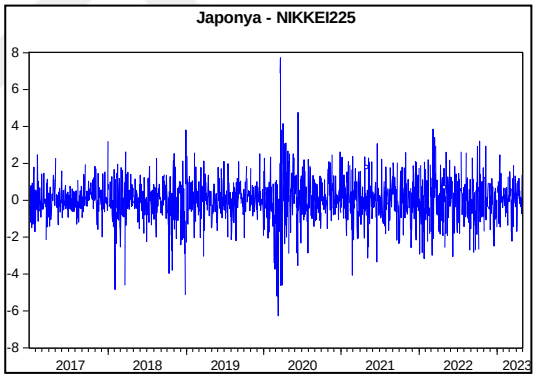


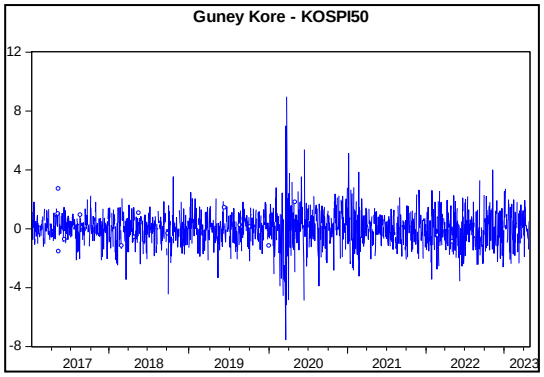
Ek 1-B. Gelişmiş Ülkelere Ait Getiri Serileri Grafikleri

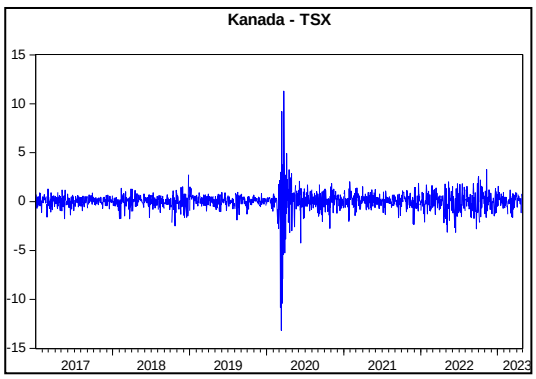




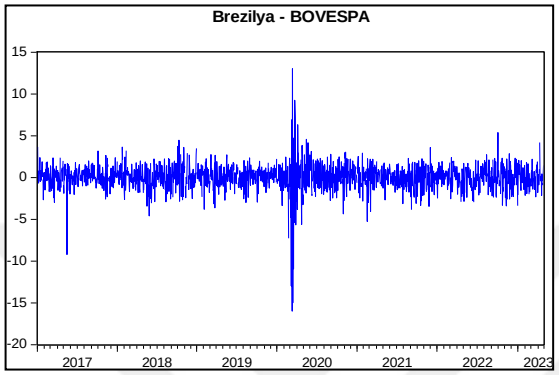


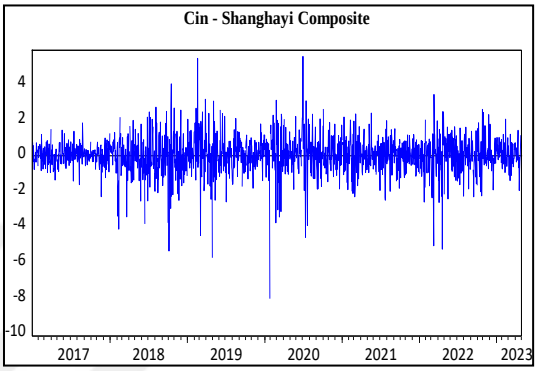


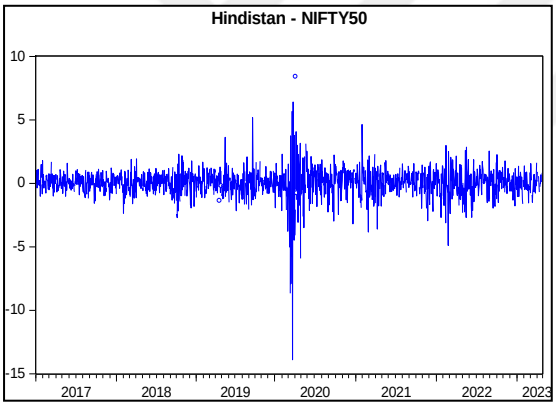


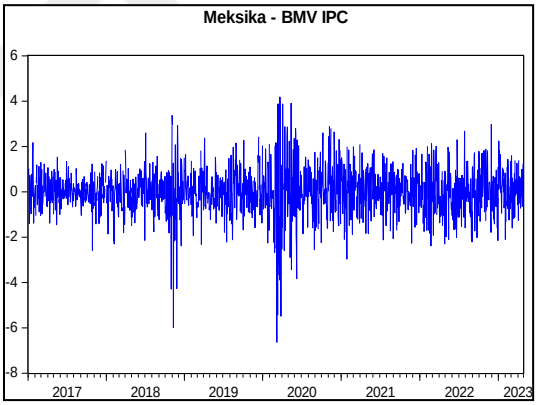


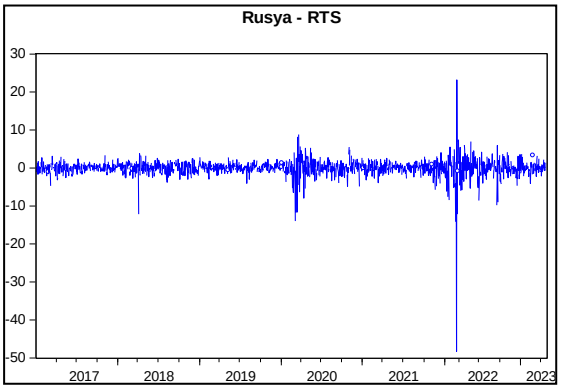
Ek 1-C. Gelişmekte Olan Ülkelere Ait Getiri Serileri Grafikleri

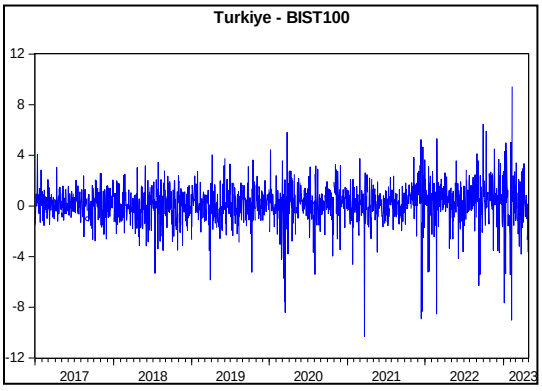




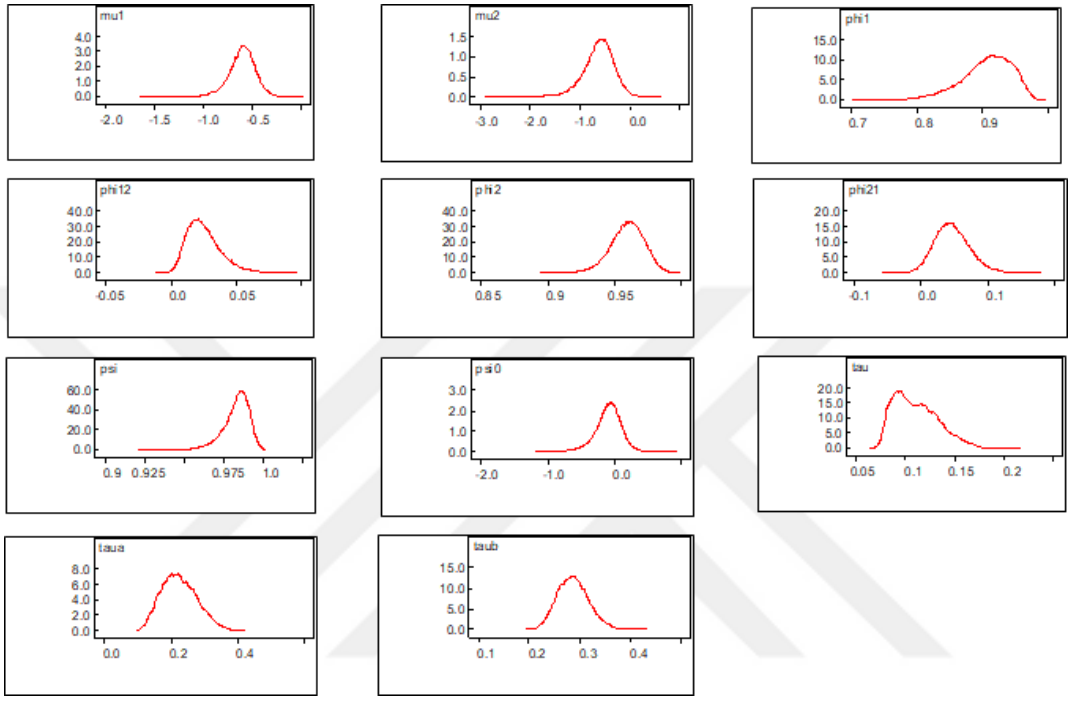




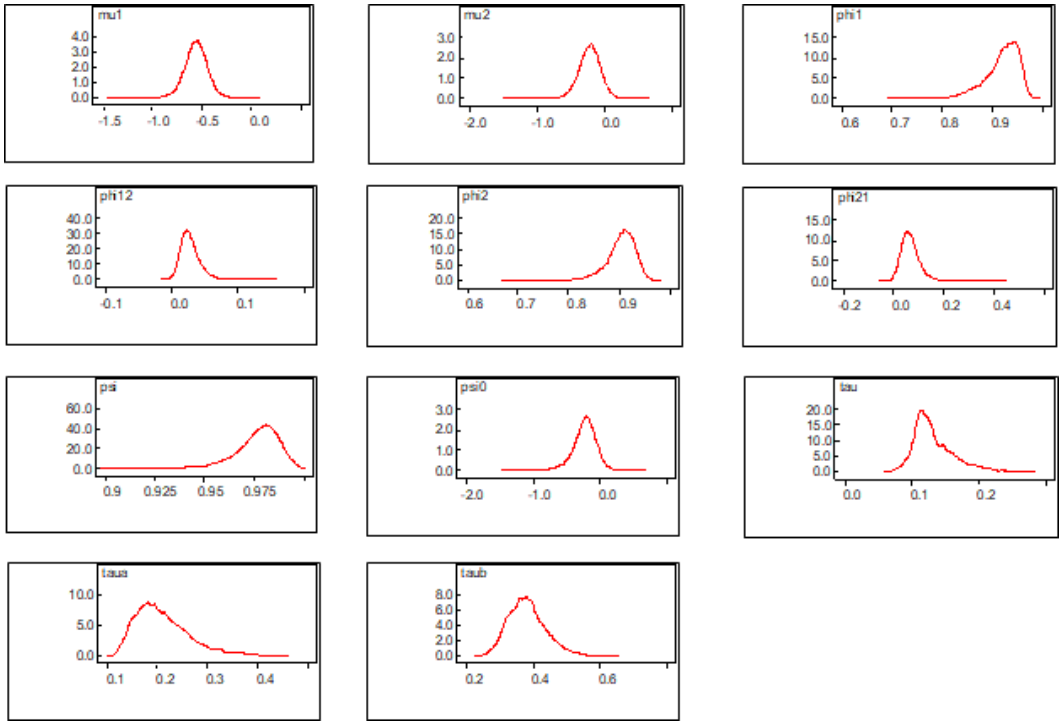




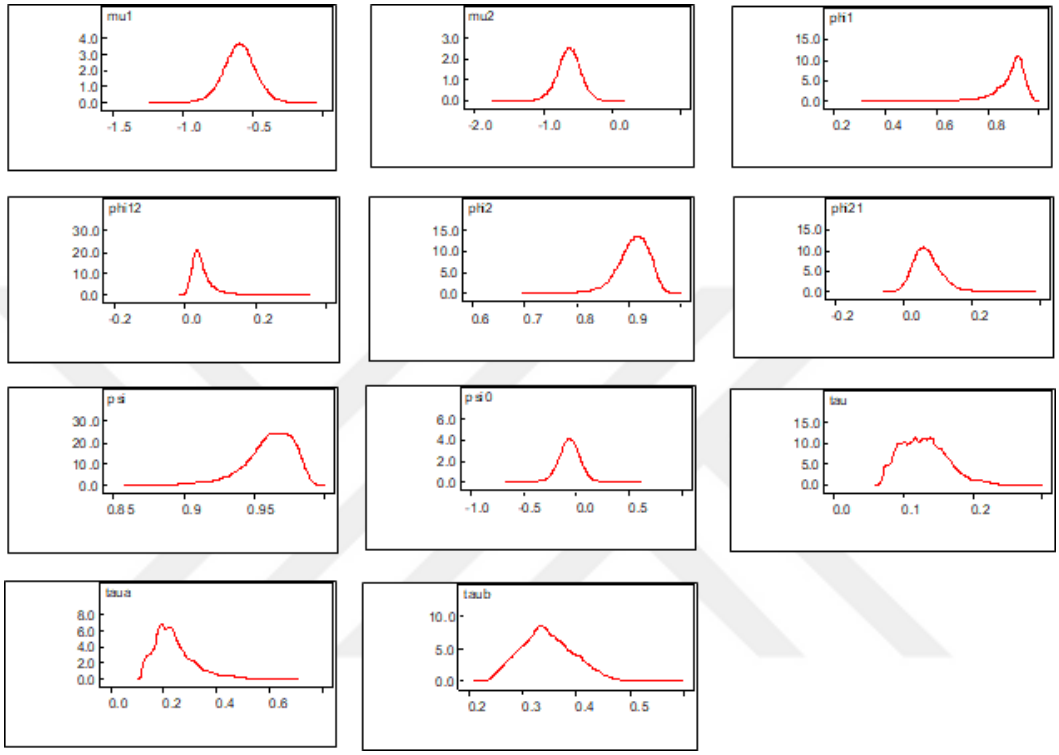
Ek 2-A. Altın-ABD DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



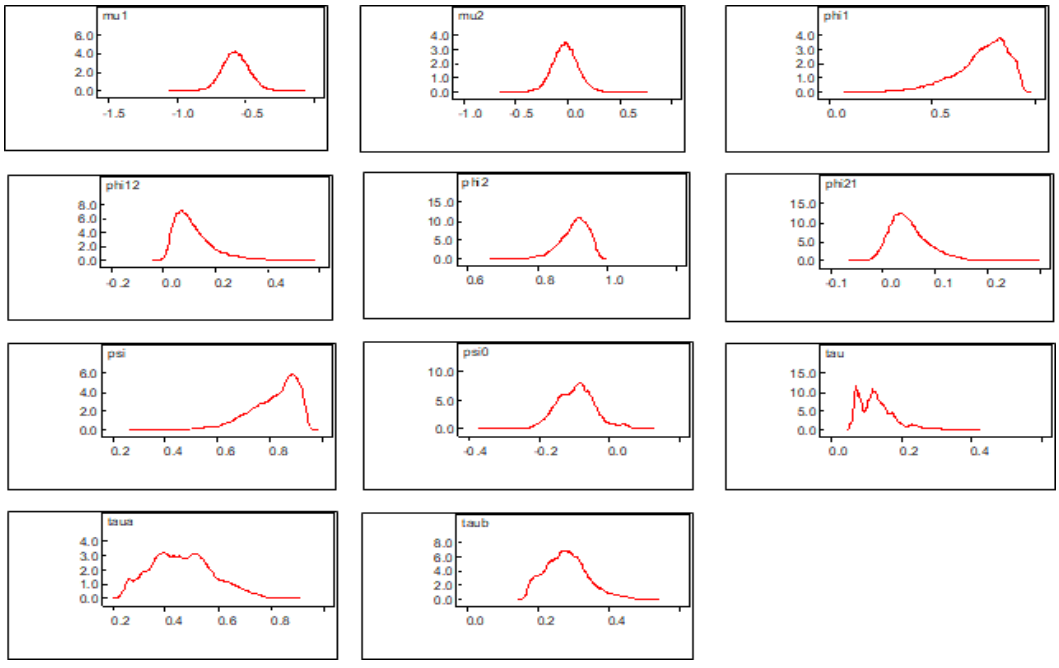
Ek 2-B. Altın-Almanya DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



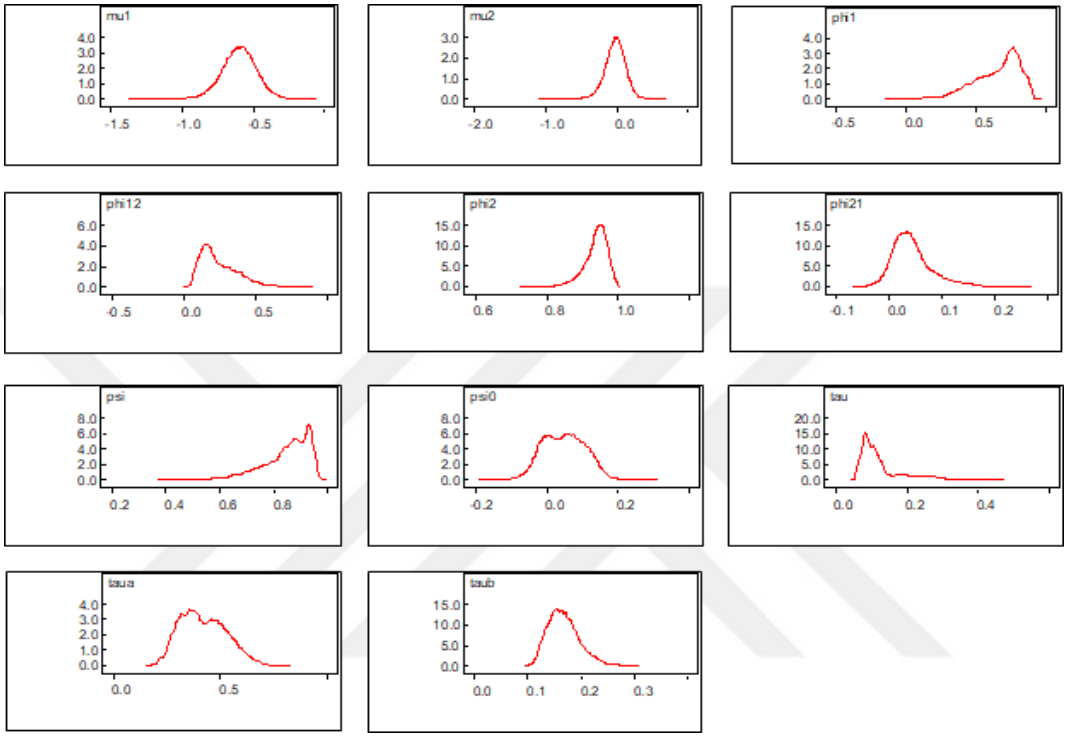
Ek 2-C. Altın-İngiltere DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



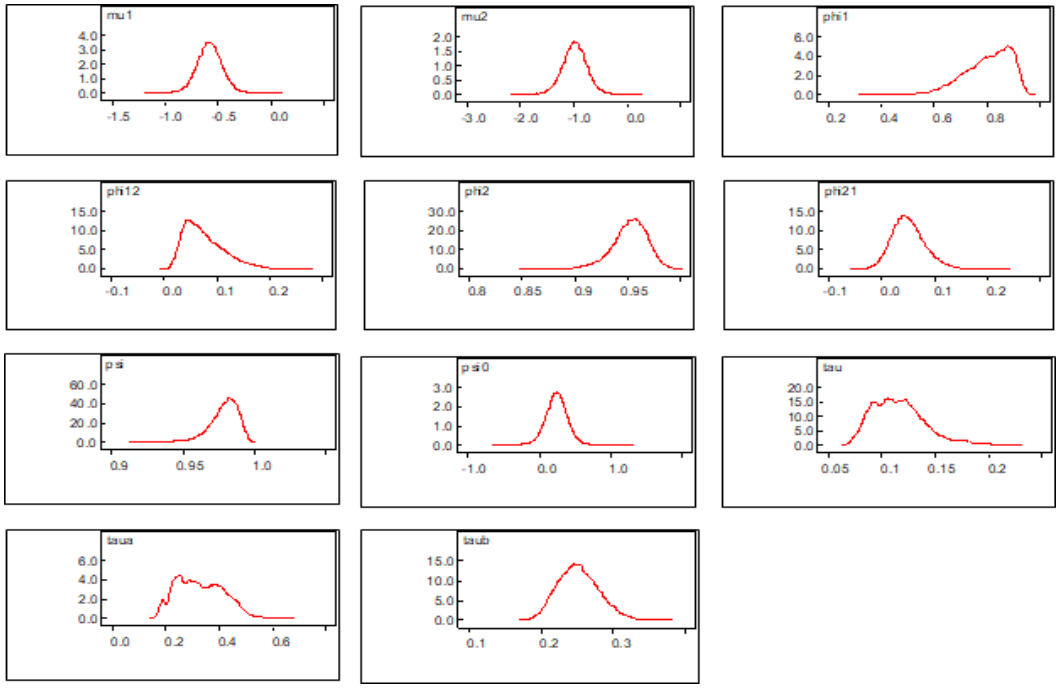
Ek 2-D. Altın-Japonya DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



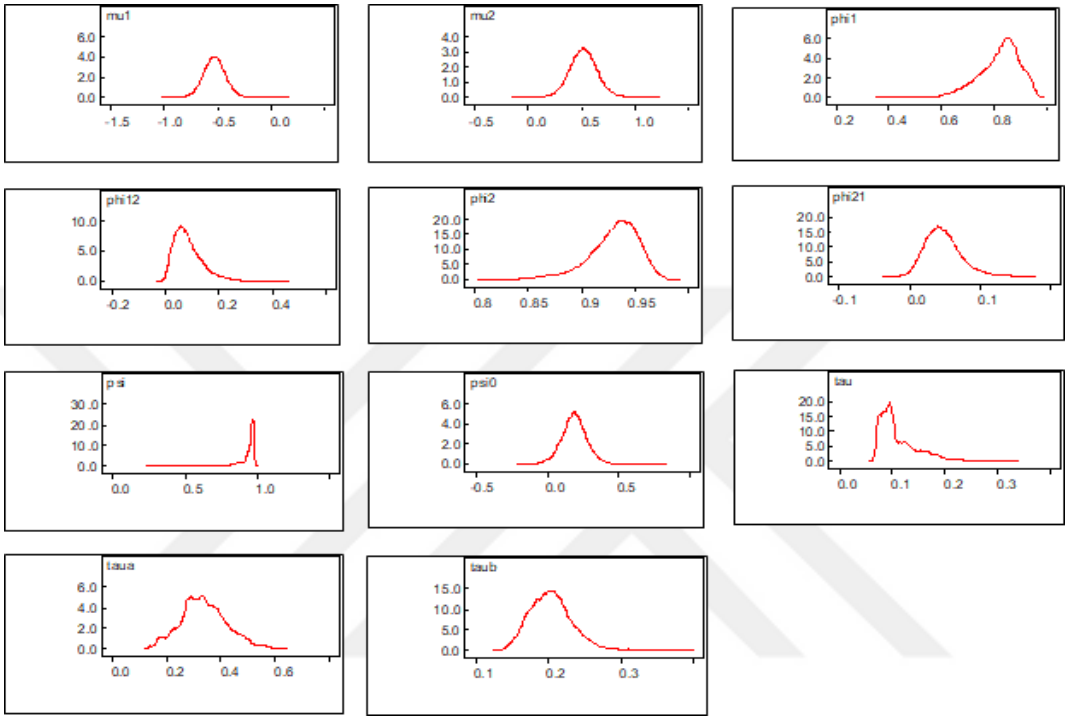
Ek 2-E. Altın-Güney Kore DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



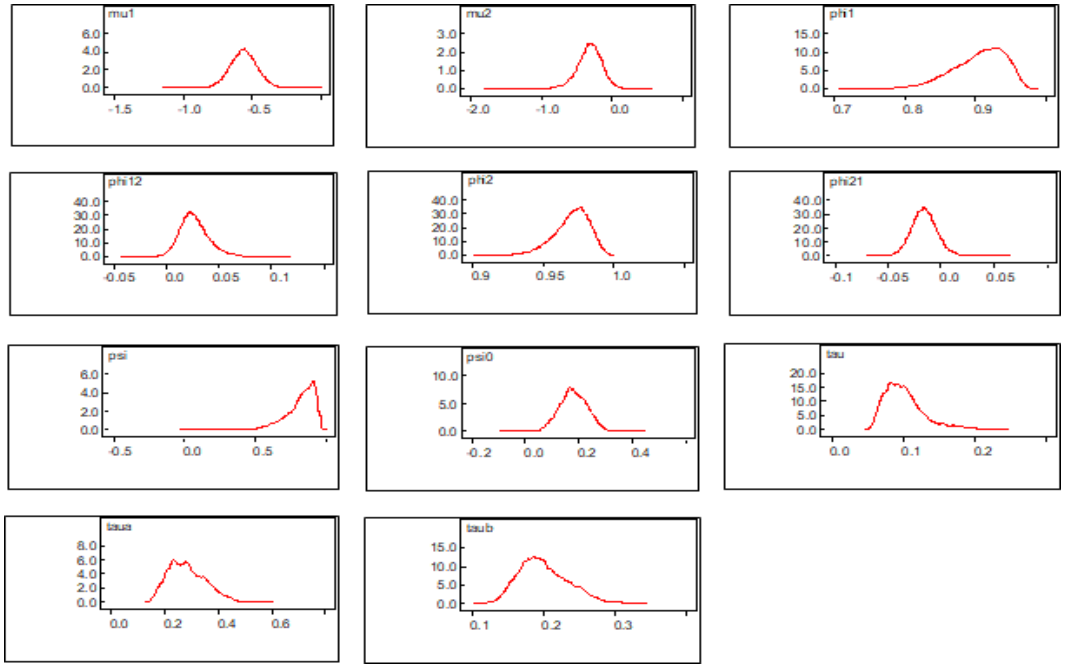
Ek 2-F. Altın-Kanada DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



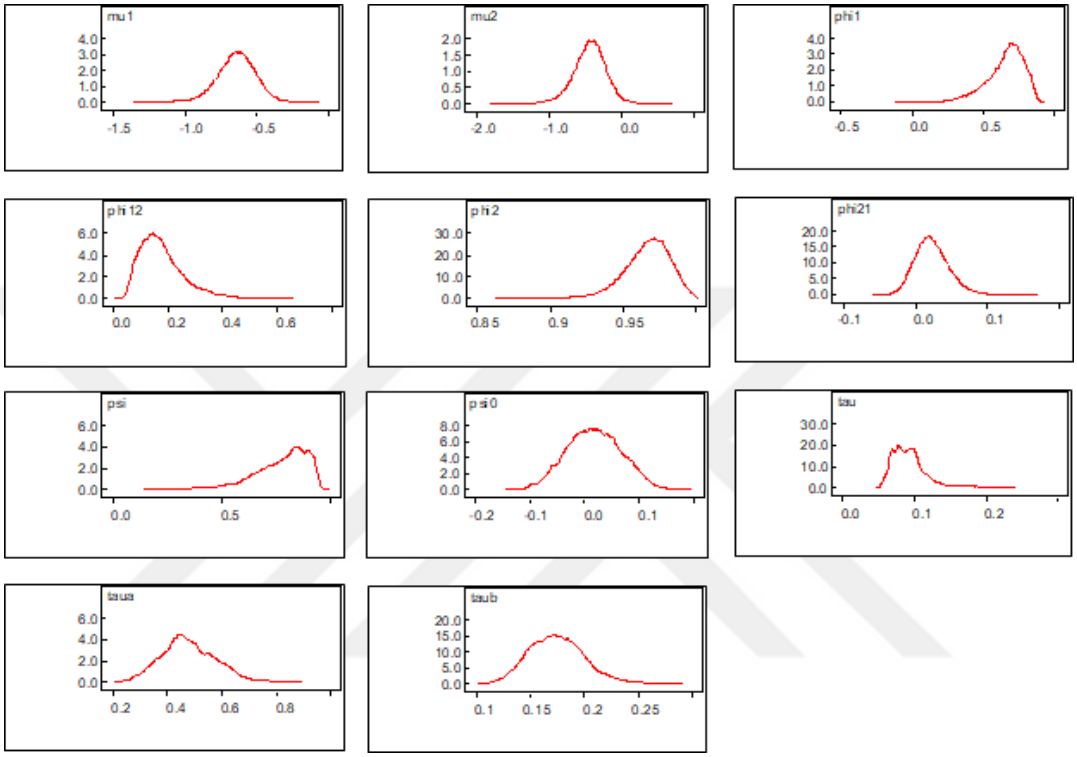
Ek 2-G. Altın-Brezilya DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



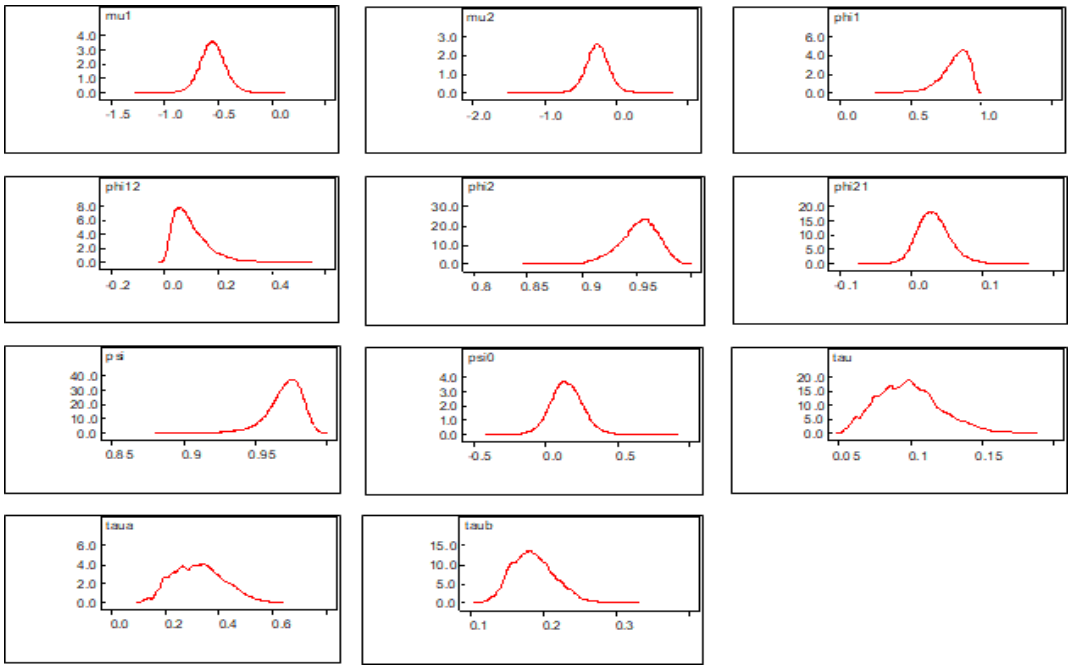
Ek 2-H. Altın-Çin DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



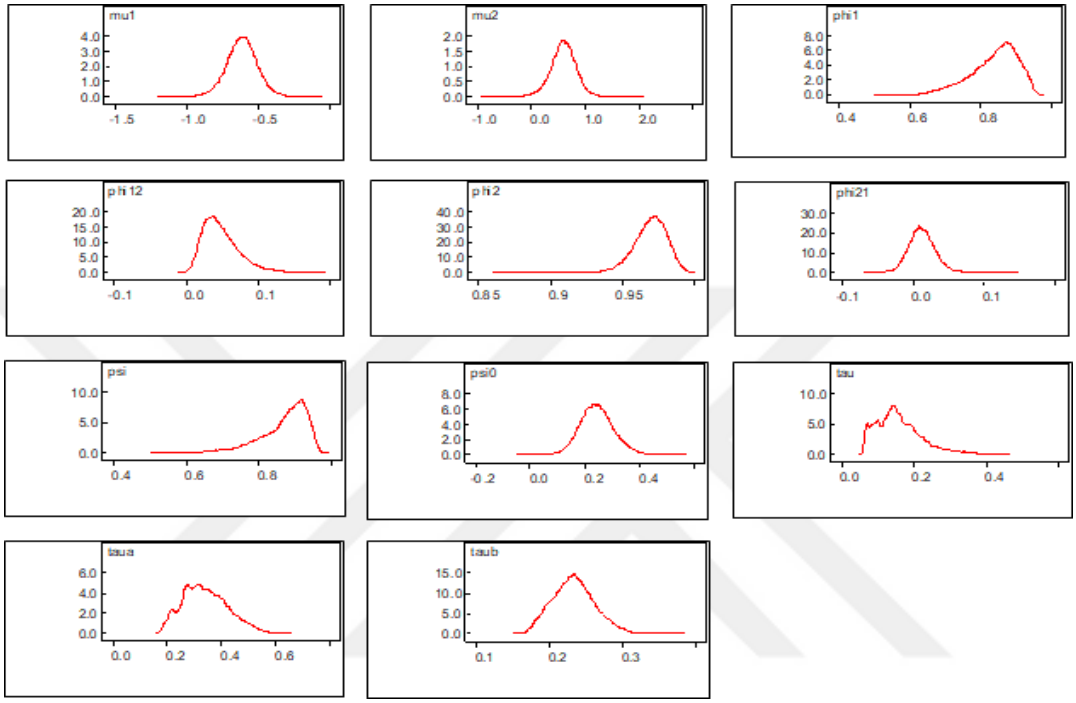
Ek 2-I. Altın-Hindistan DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



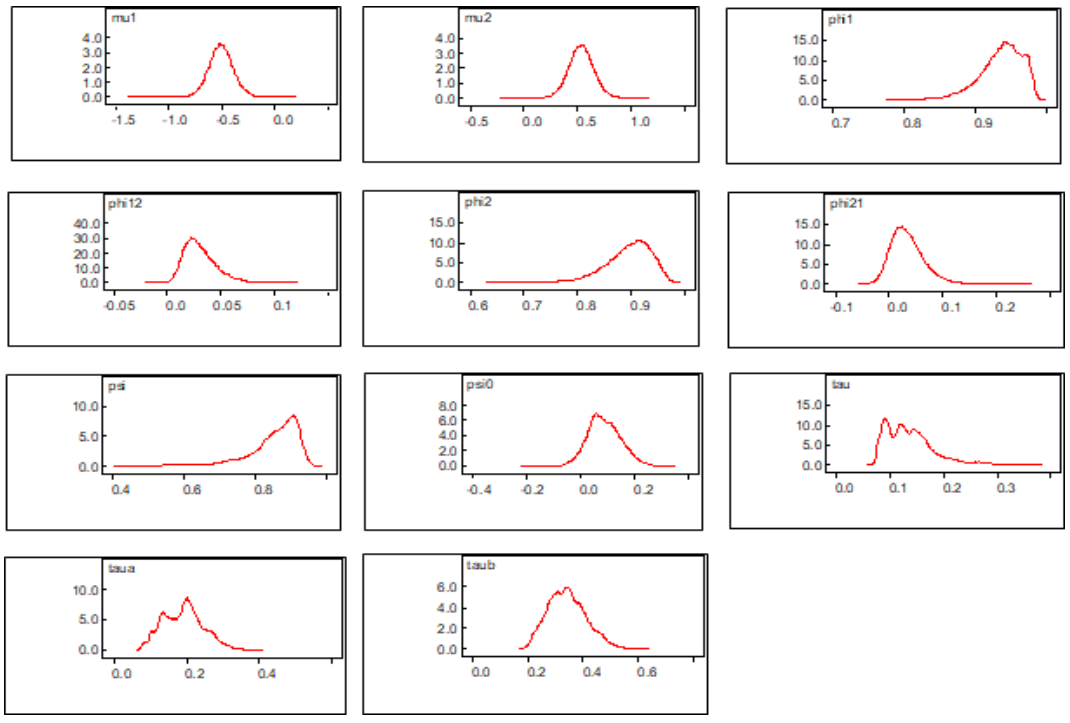
Ek 2-J. Altın-Meksika DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



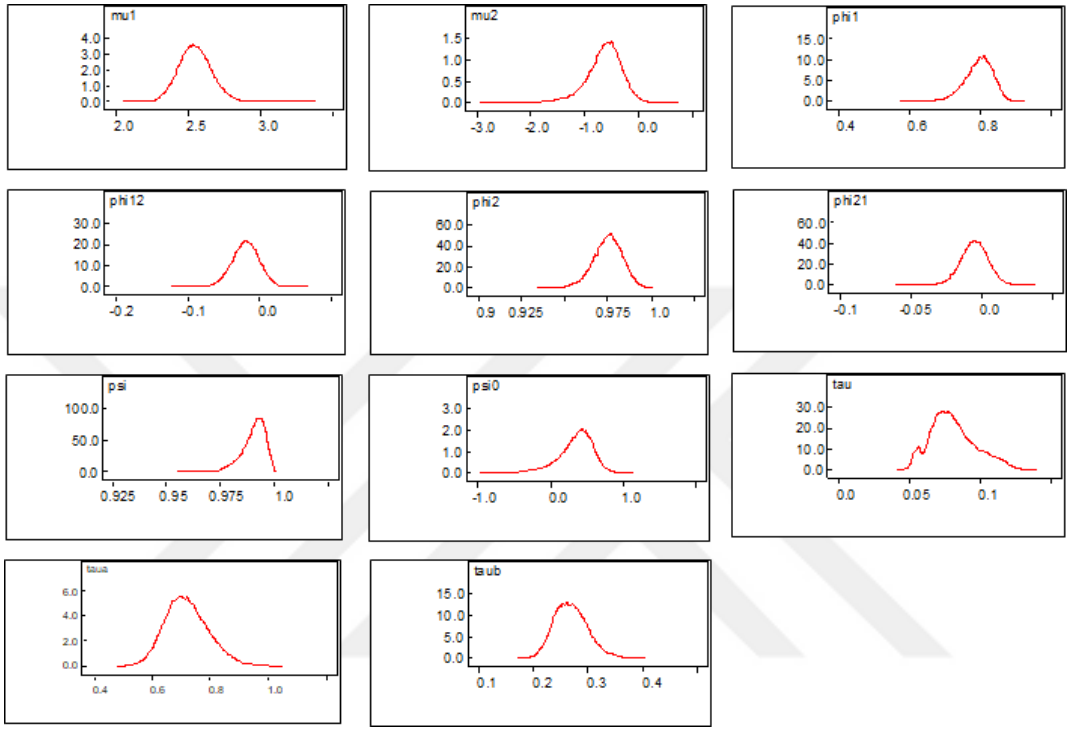
Ek 2-K. Altın-Rusya DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



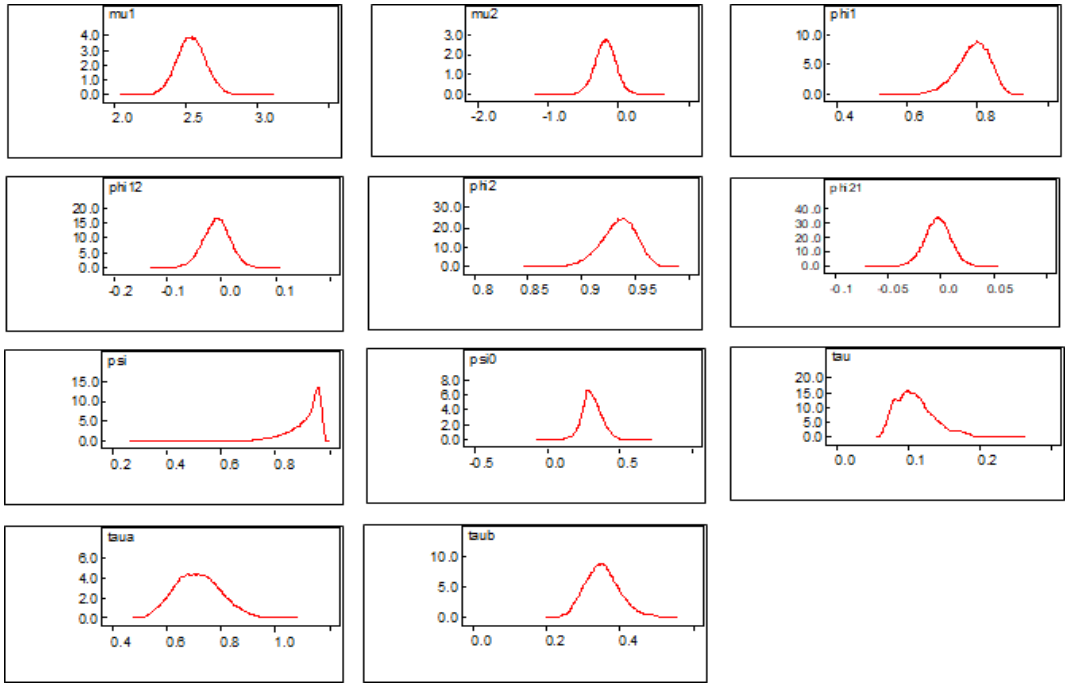
Ek 2-L. Altın-Türkiye DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



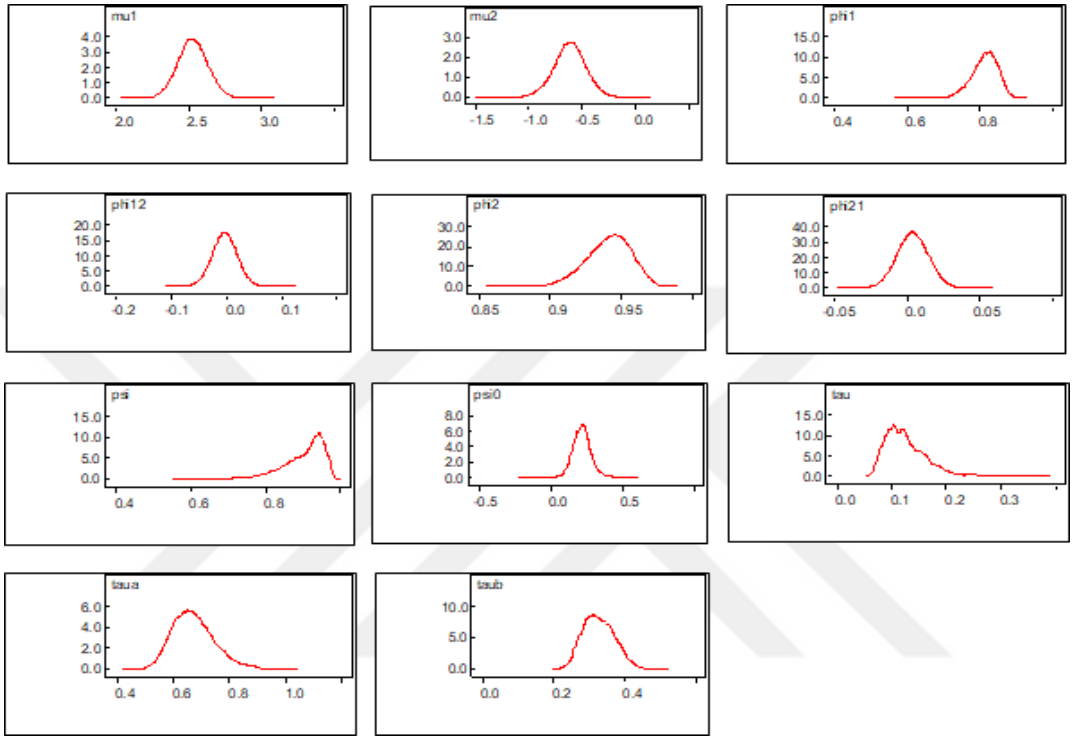
Ek 3-A. Bitcoin-ABD DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



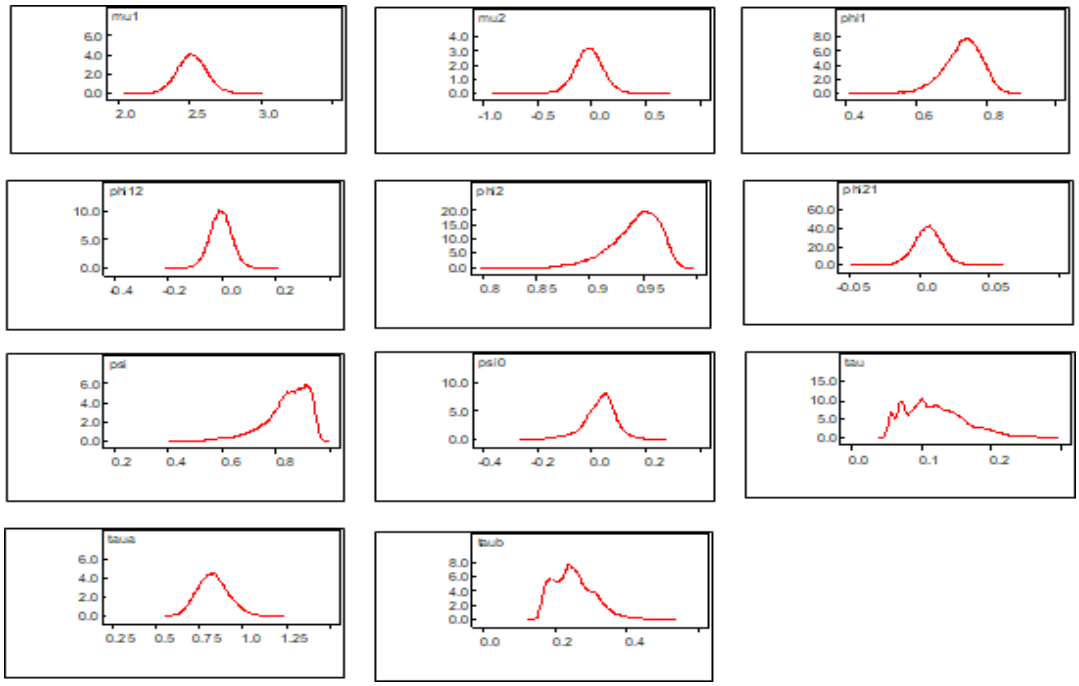
Ek 3-B. Bitcoin-Almanya DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



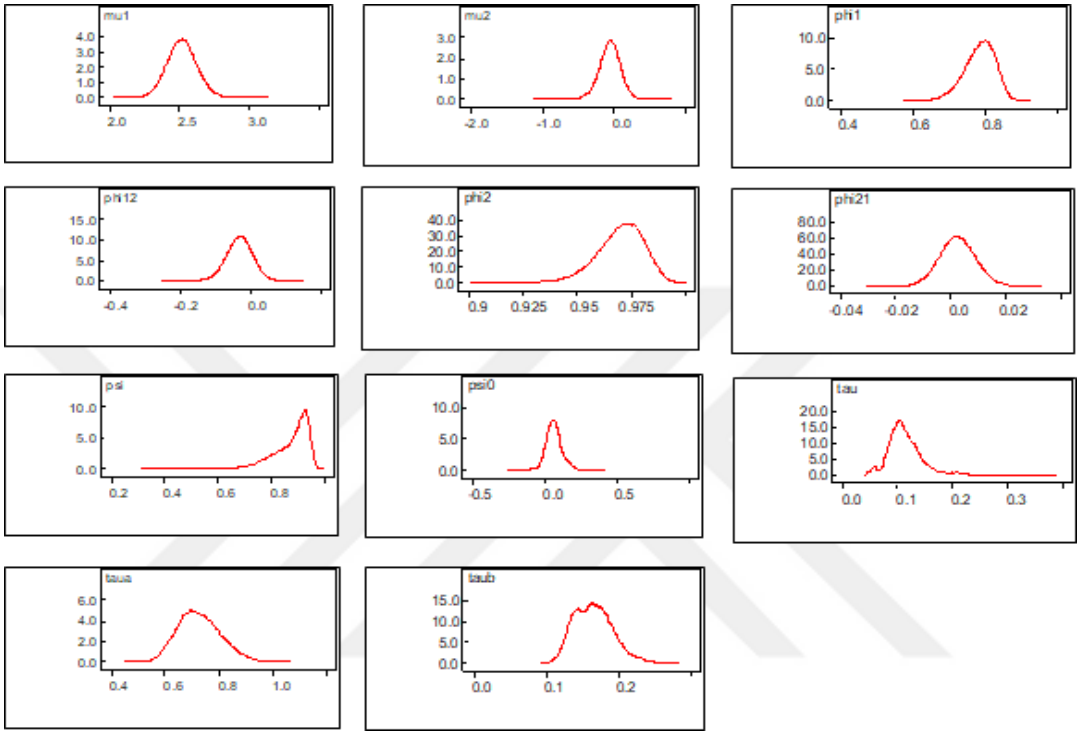
Ek 3-C. Bitcoin-İngiltere DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



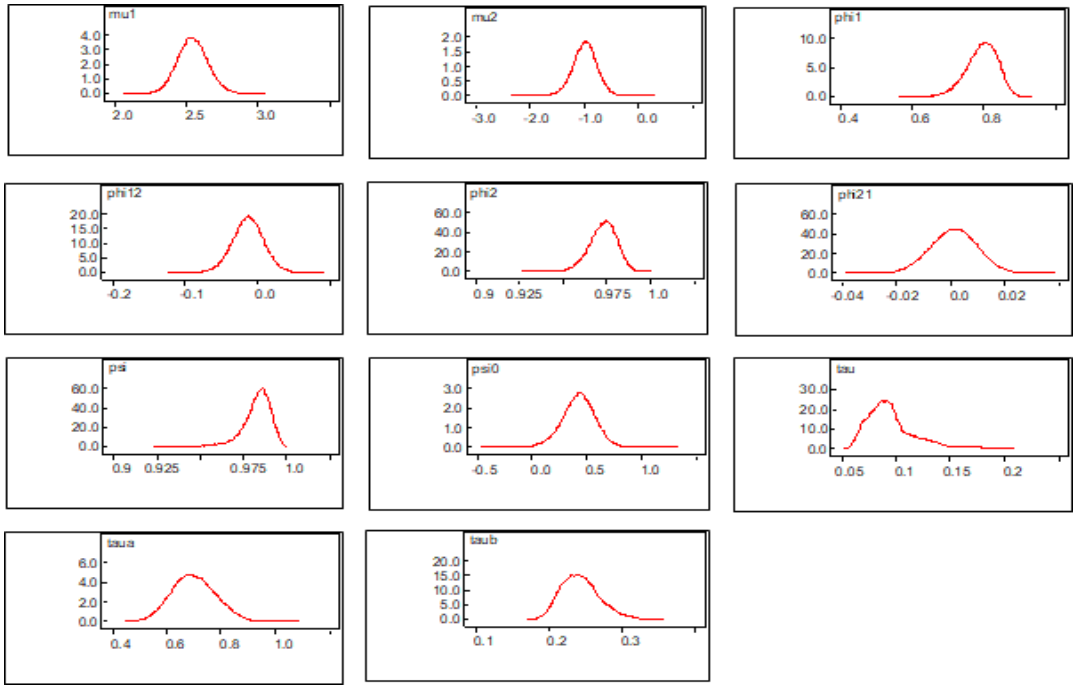
Ek 3-D. Bitcoin-Japonya DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



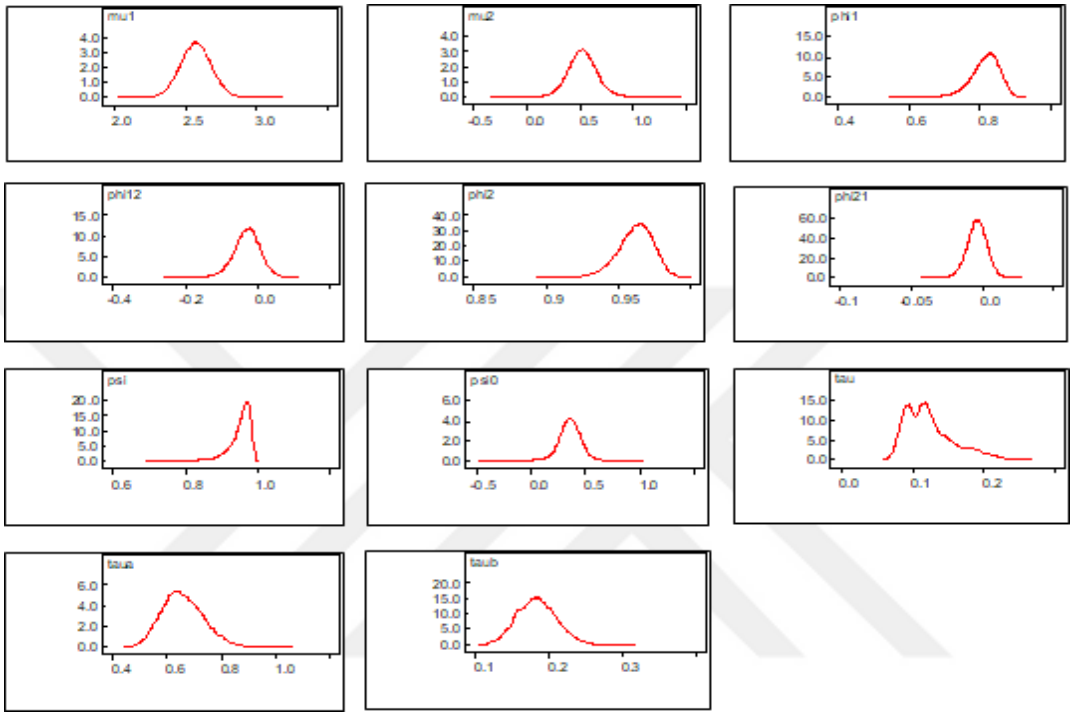
Ek 3-E. Bitcoin-Güney Kore DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



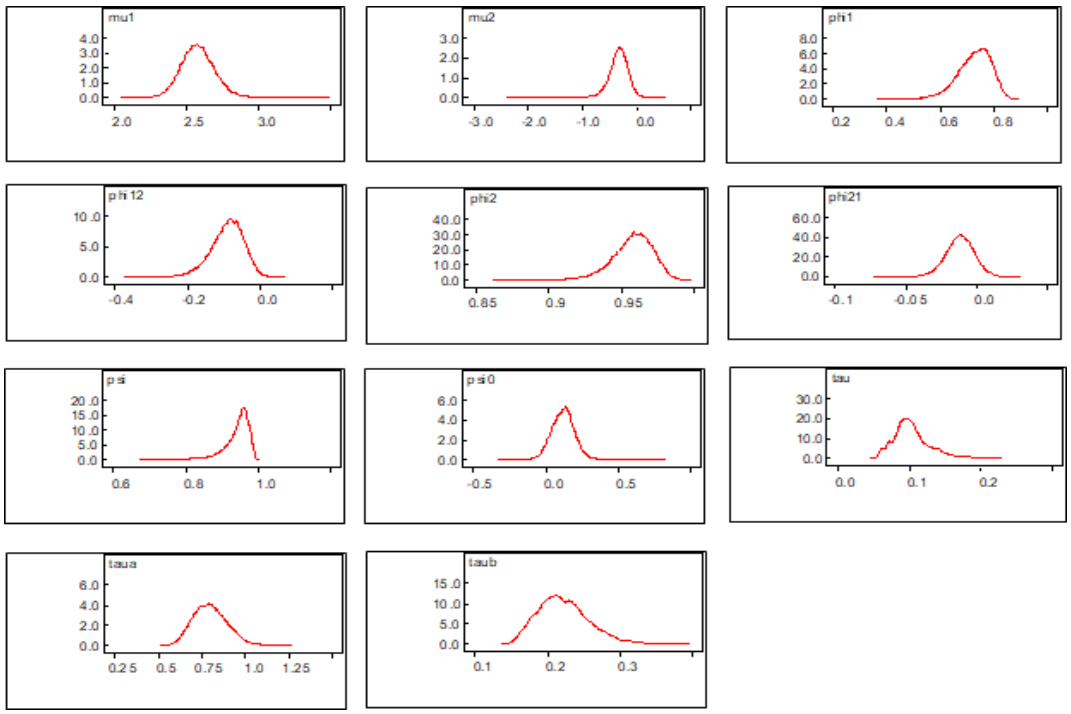
Ek 3-F. Bitcoin-Kanada DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



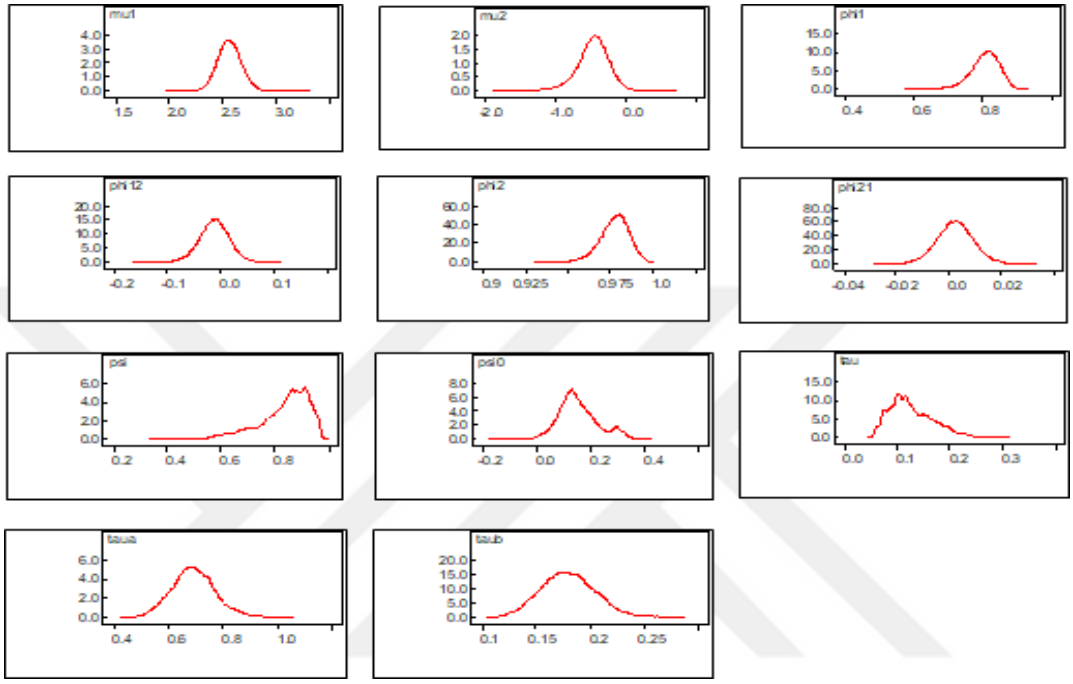
Ek 3-G. Bitcoin-Brezilya DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



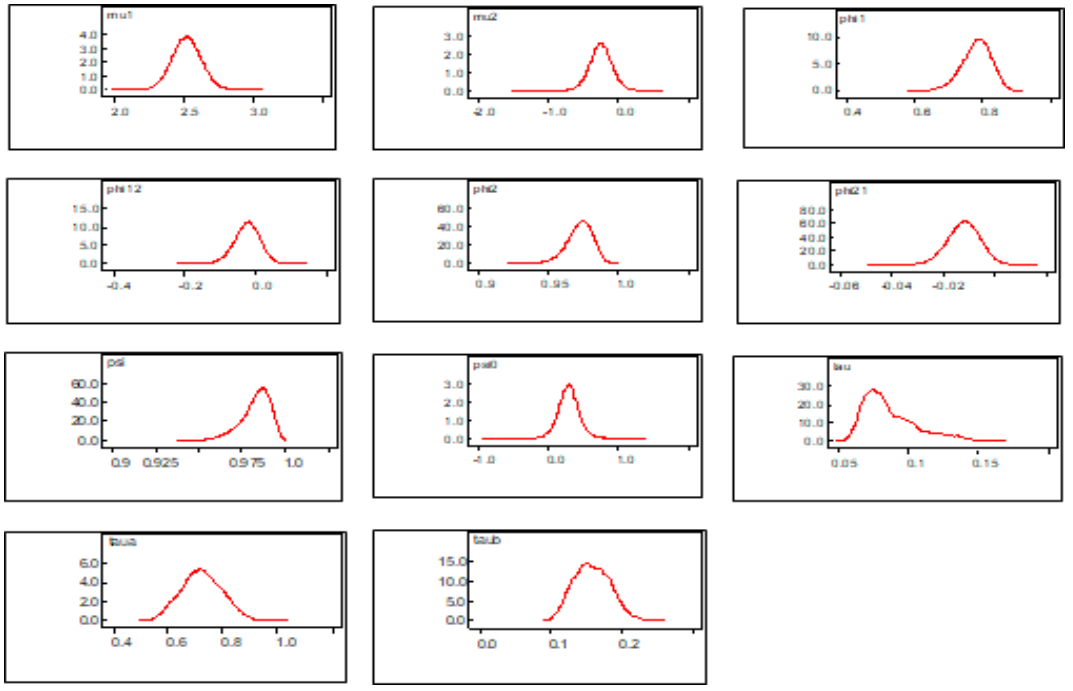
Ek 3-H. Bitcoin-Çin DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



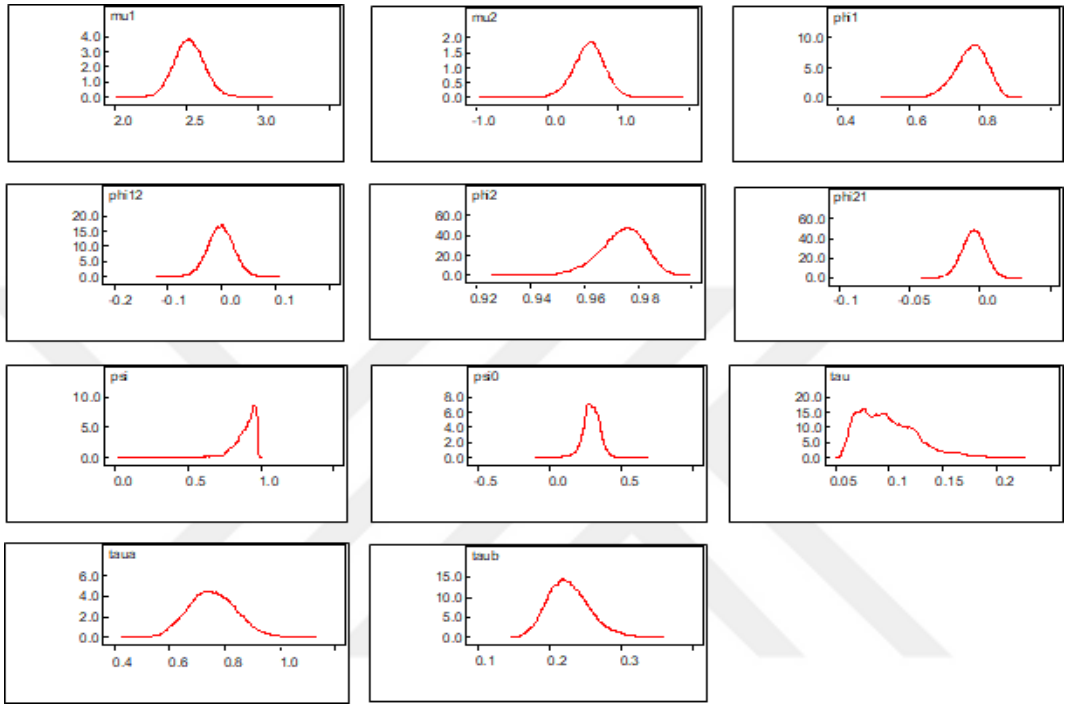
Ek 3-I. Bitcoin-Hindistan DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



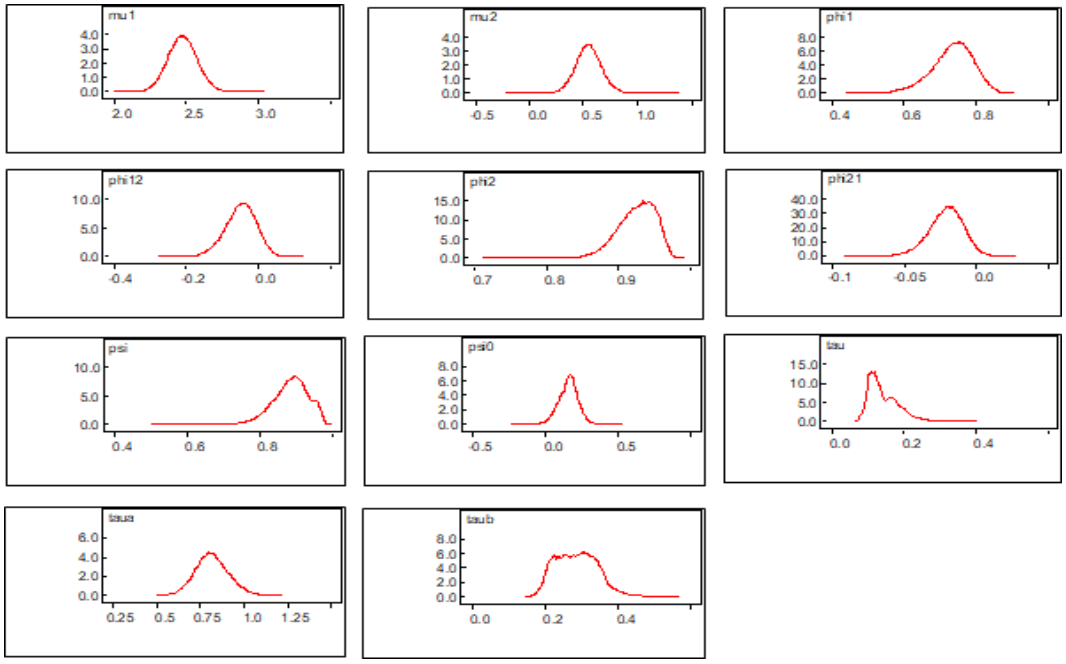
Ek 3-J. Bitcoin-Meksika DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



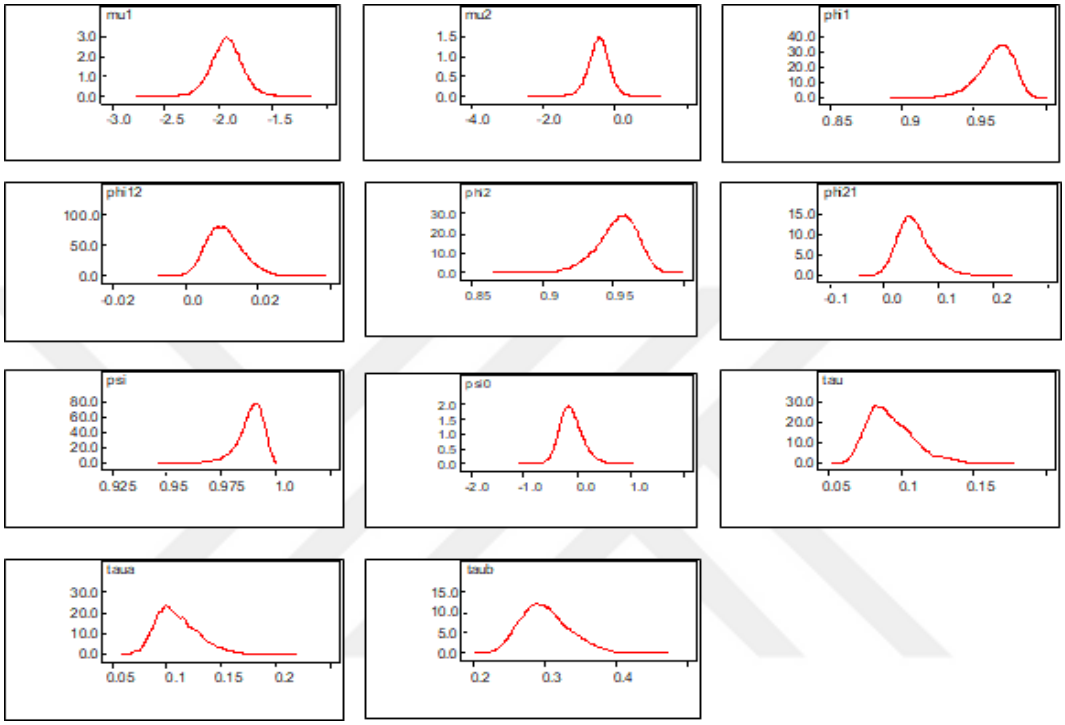
Ek 3-K. Bitcoin-Rusya DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



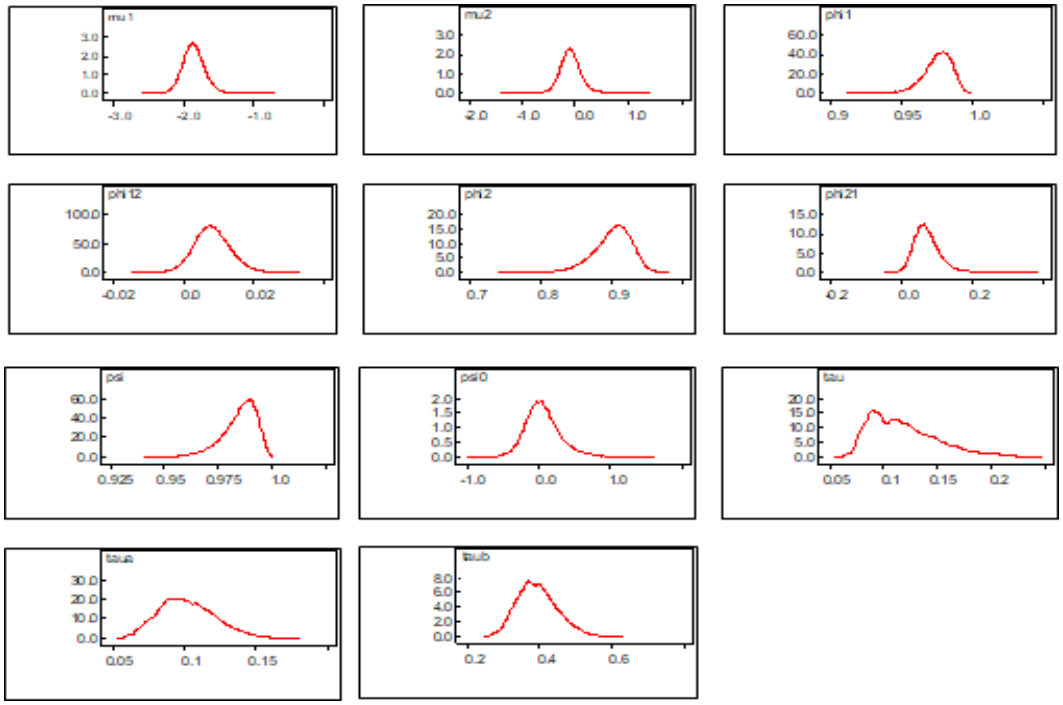
Ek 3-L. Bitcoin-Türkiye DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



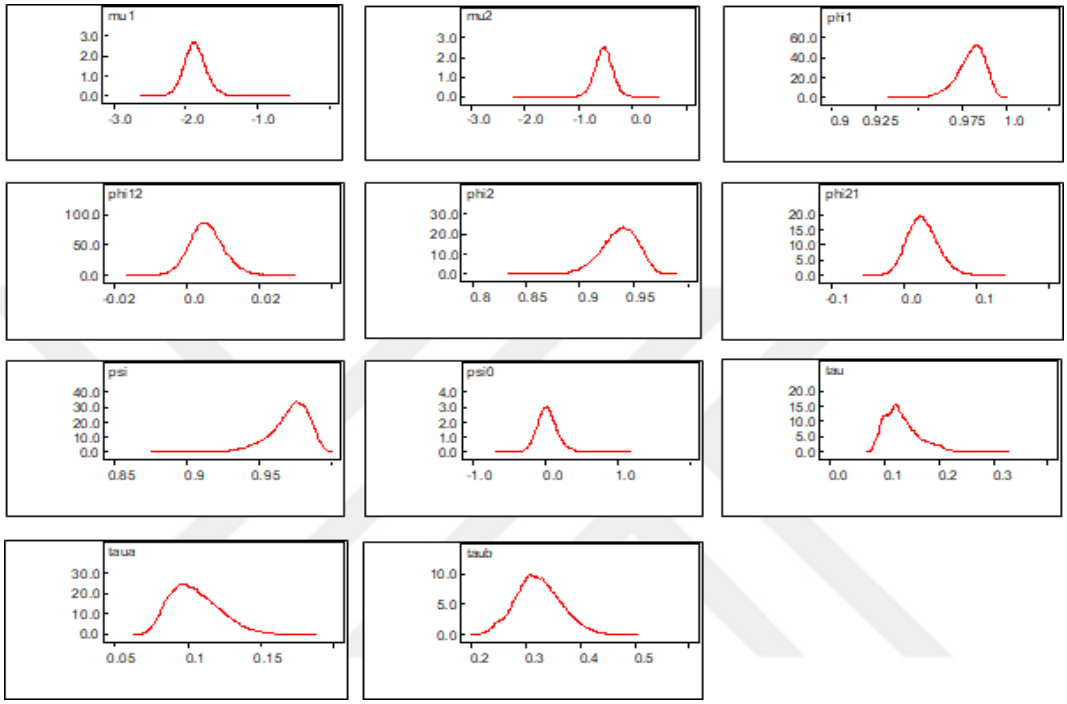
Ek 4-A. Dolar Endeksi-ABD DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



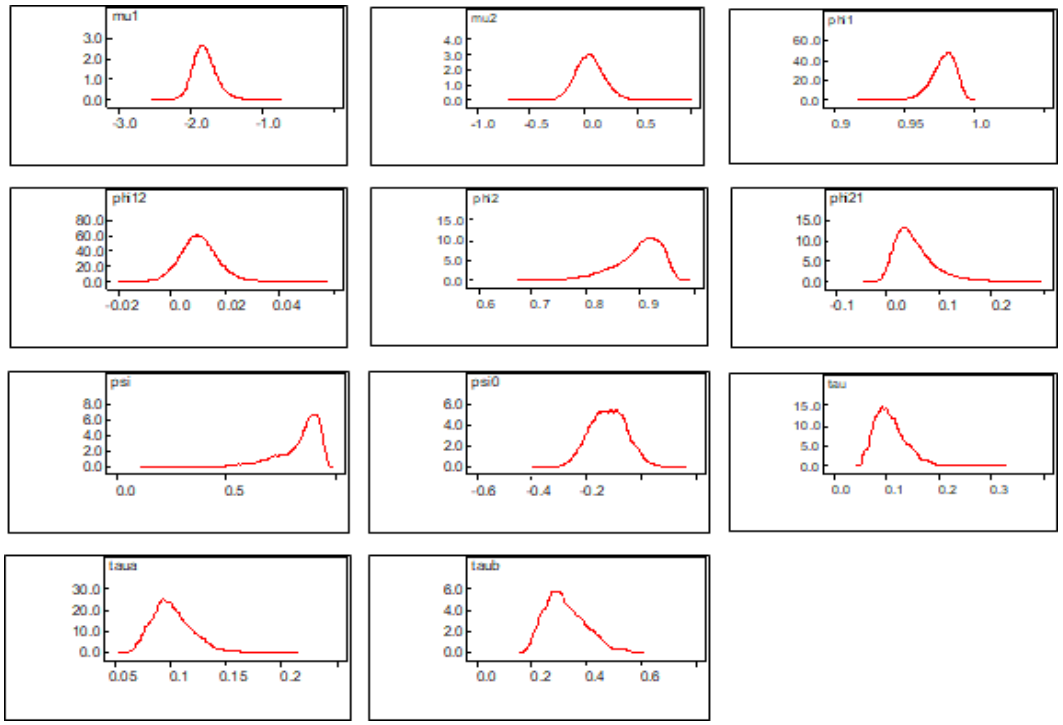
Ek 4-B. Dolar Endeksi-Almanya DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



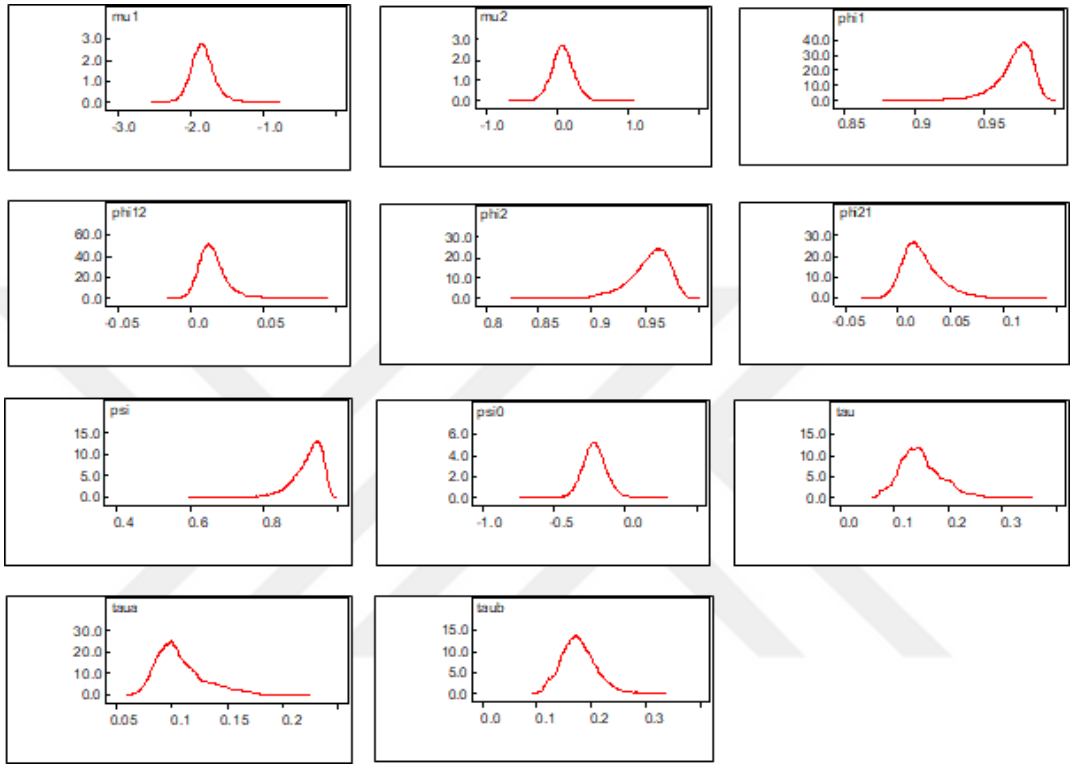
Ek 4-C. Dolar Endeksi-İngiltere DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



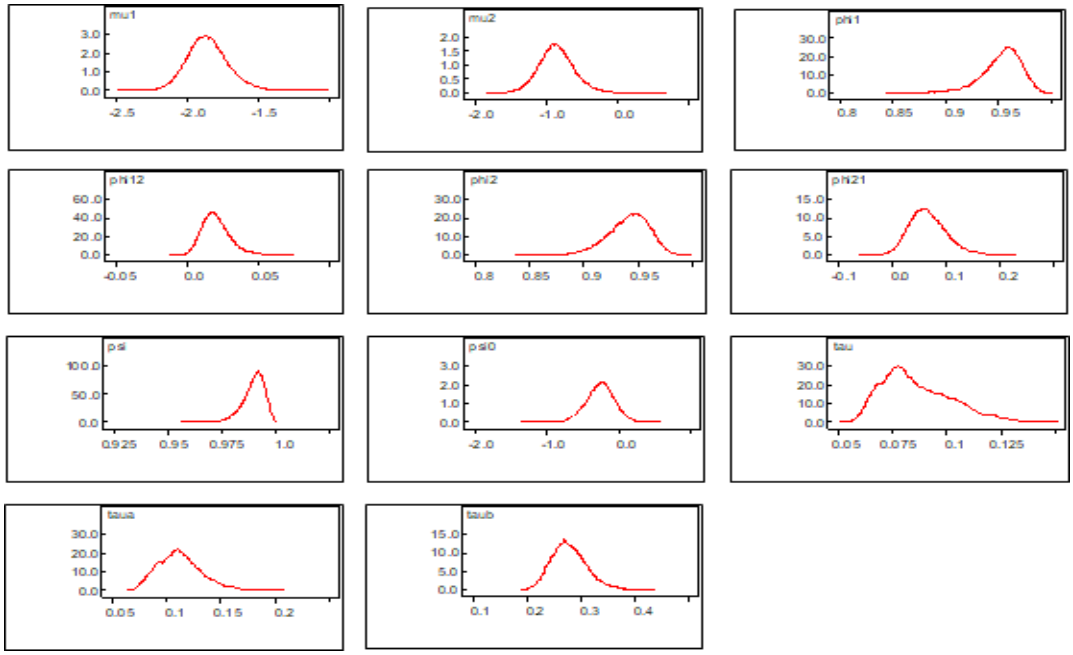
Ek 4-D. Dolar Endeksi-Japonya DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



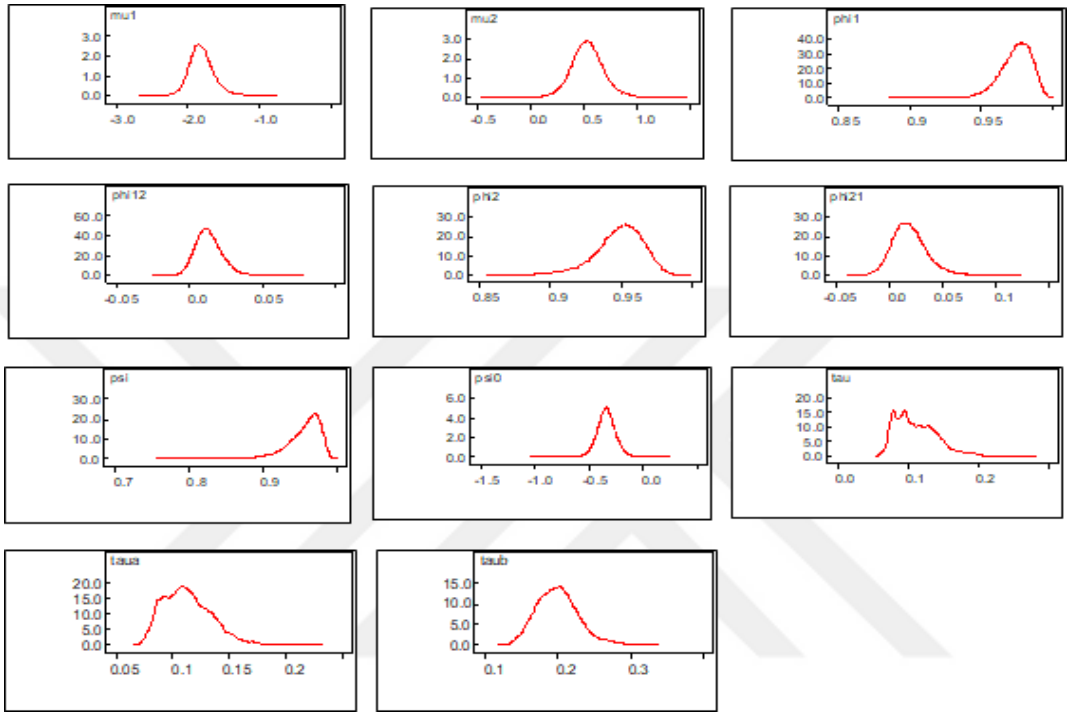
Ek 4-E. Dolar Endeksi-Güney Kore DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



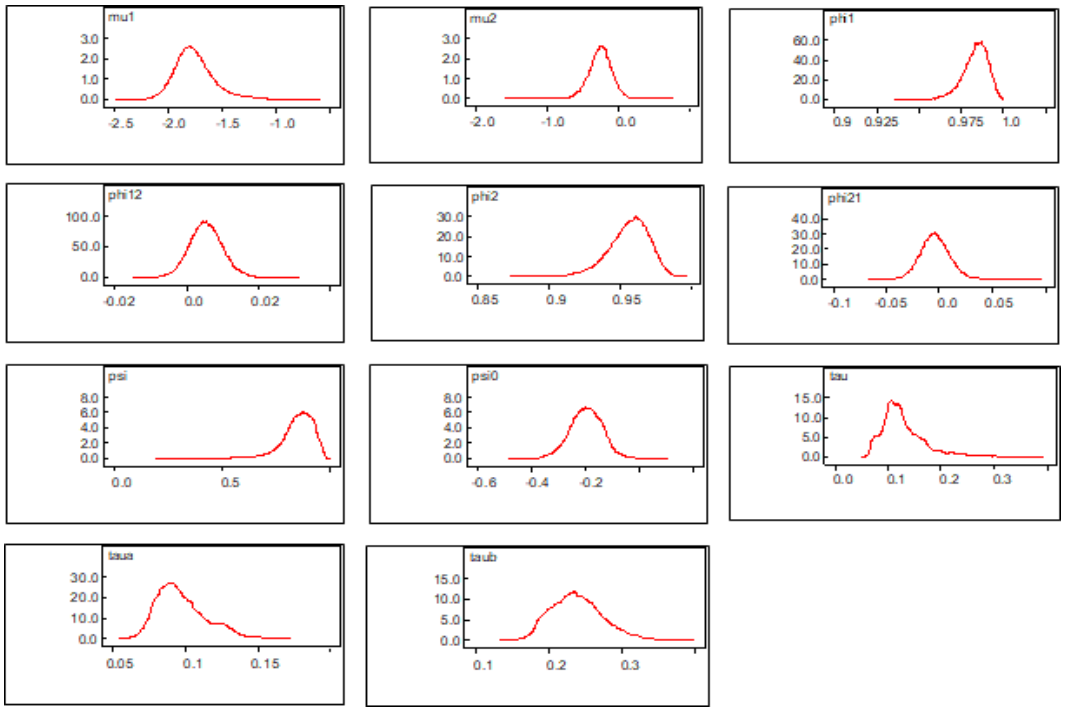
Ek 4-F. Dolar Endeksi-Kanada DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



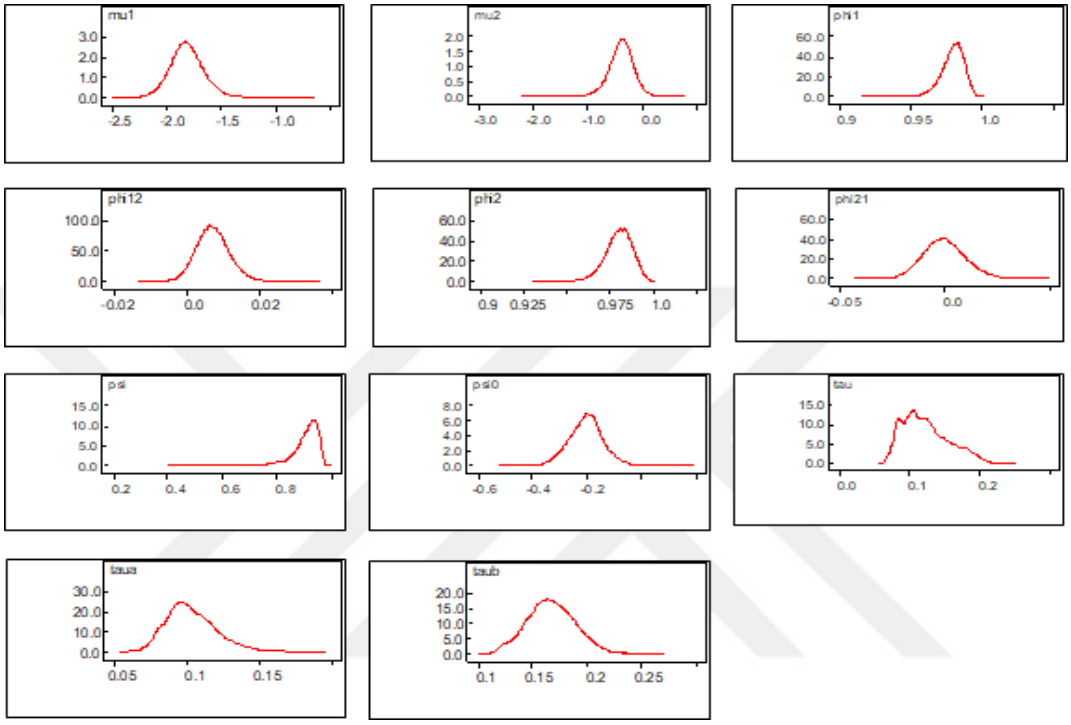
Ek 4-G. Dolar Endeksi-Brezilya DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



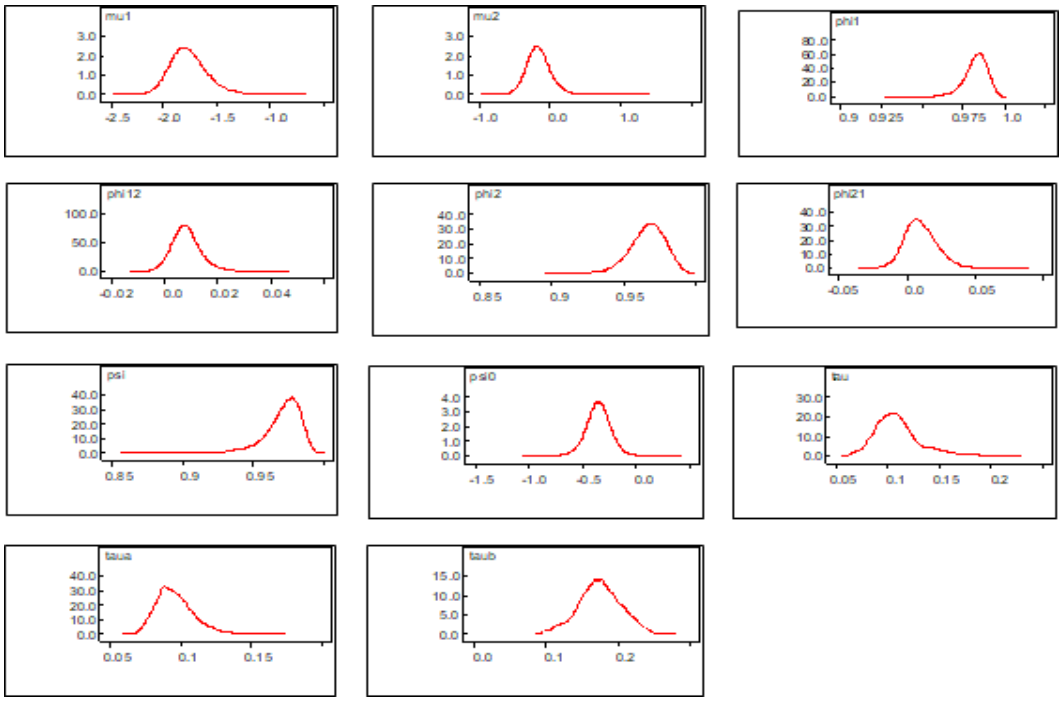
Ek 4-H. Dolar Endeksi-Çin DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



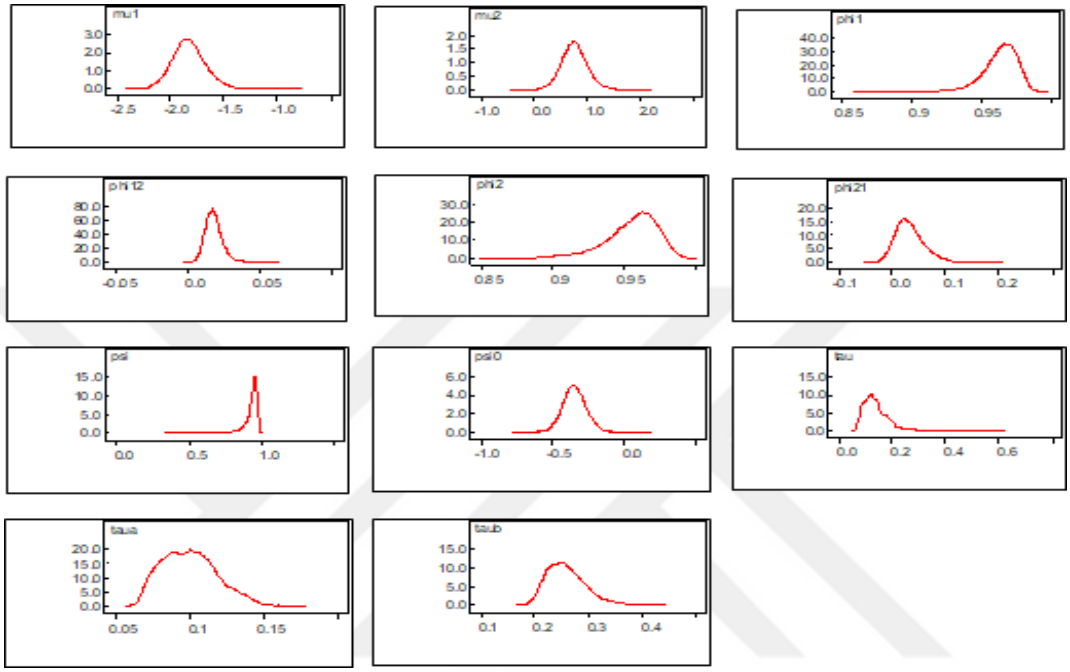
Ek 4-I. Dolar Endeksi-Hindistan DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



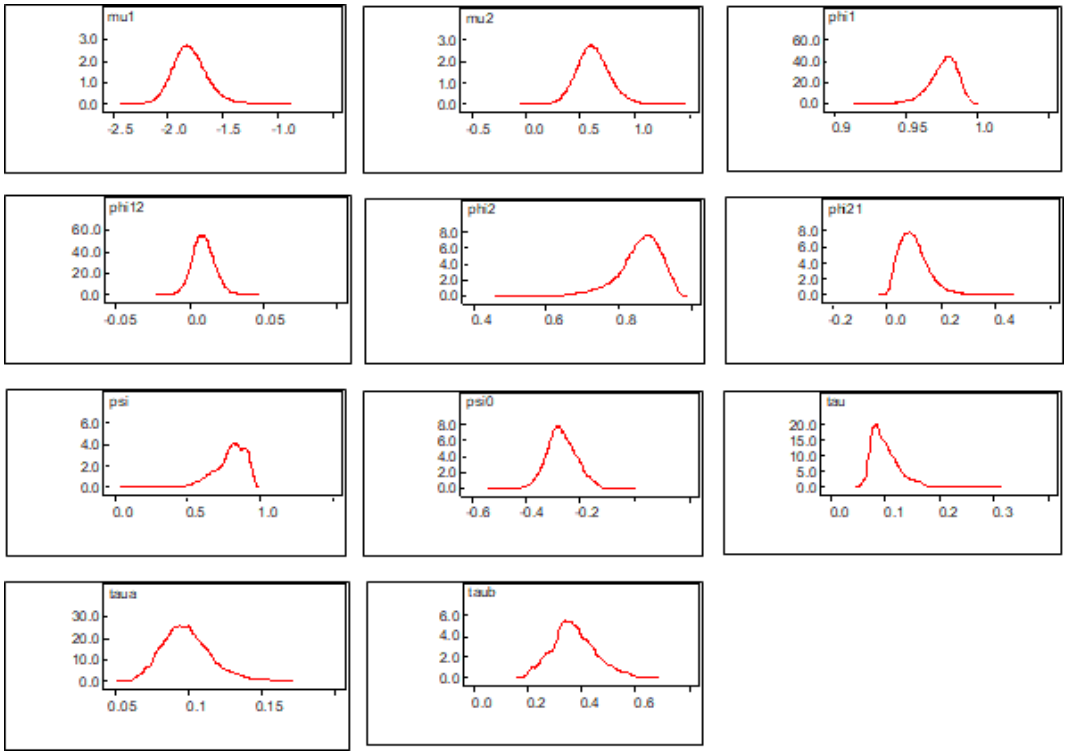
Ek 4-J. Dolar Endeksi-Meksika DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



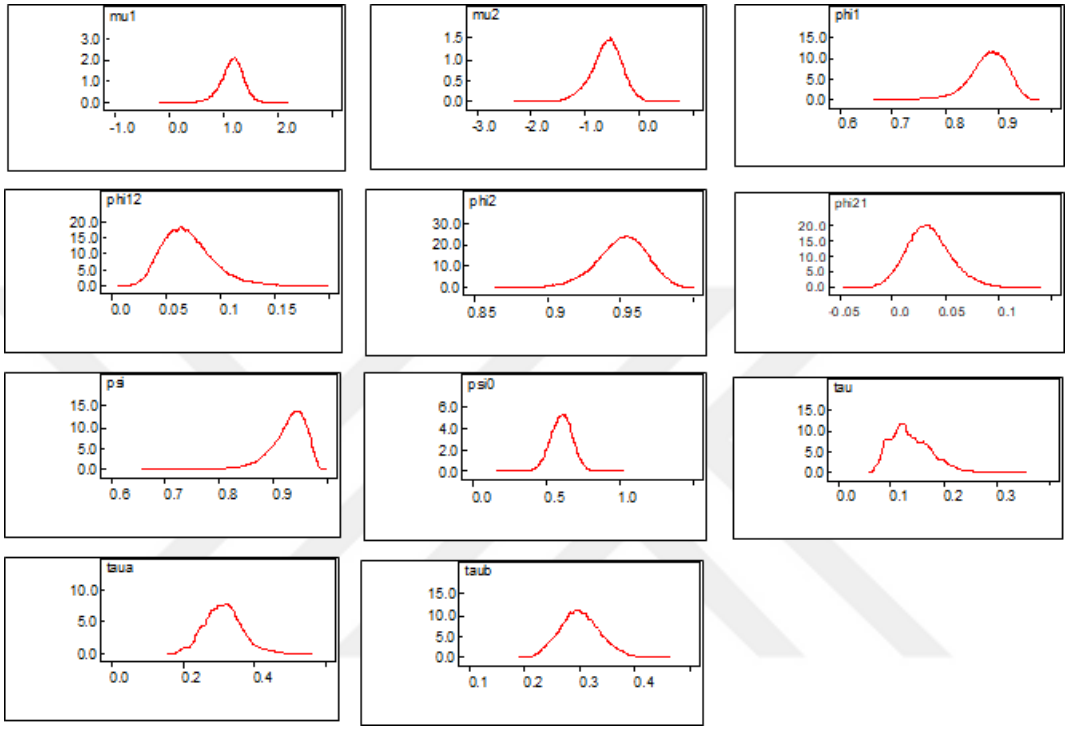
Ek 4-K. Dolar Endeksi-Rusya DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



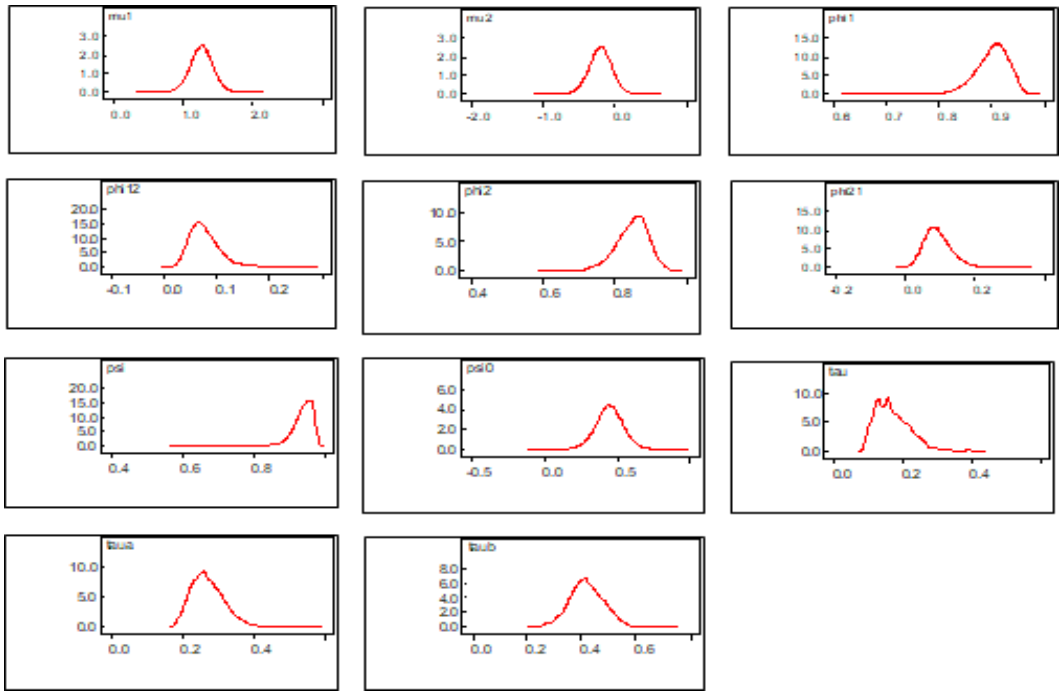
Ek 4-L. Dolar Endeksi-Türkiye DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



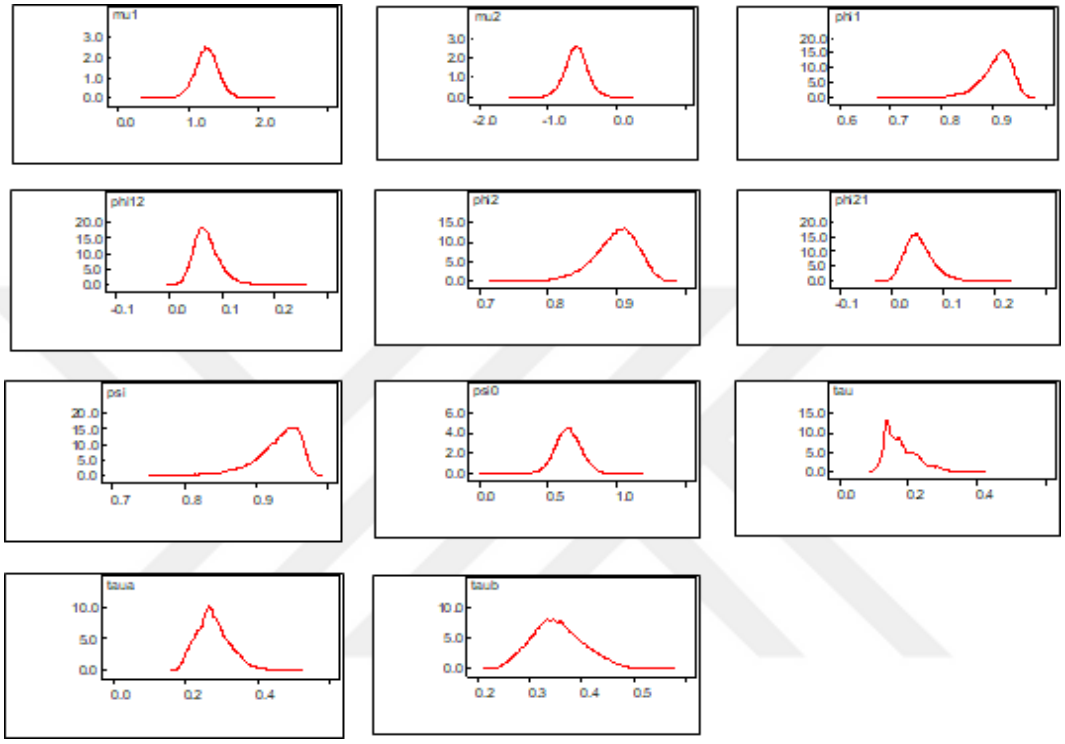
Ek 5-A. Petrol-ABD DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



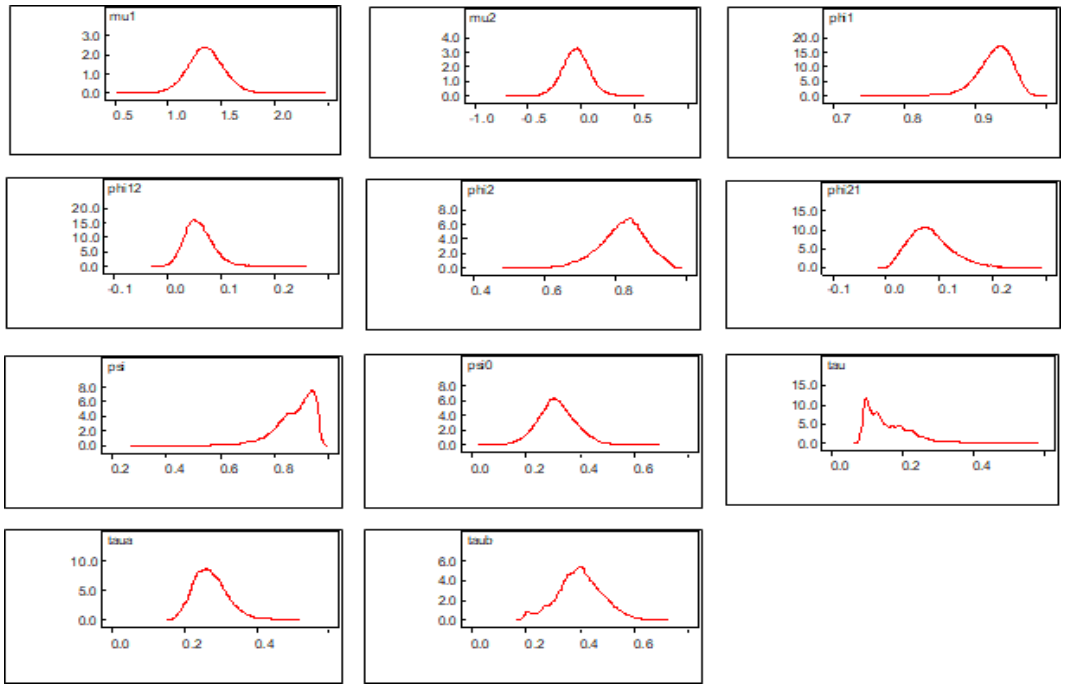
Ek 5-B. Petrol-Almanya DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



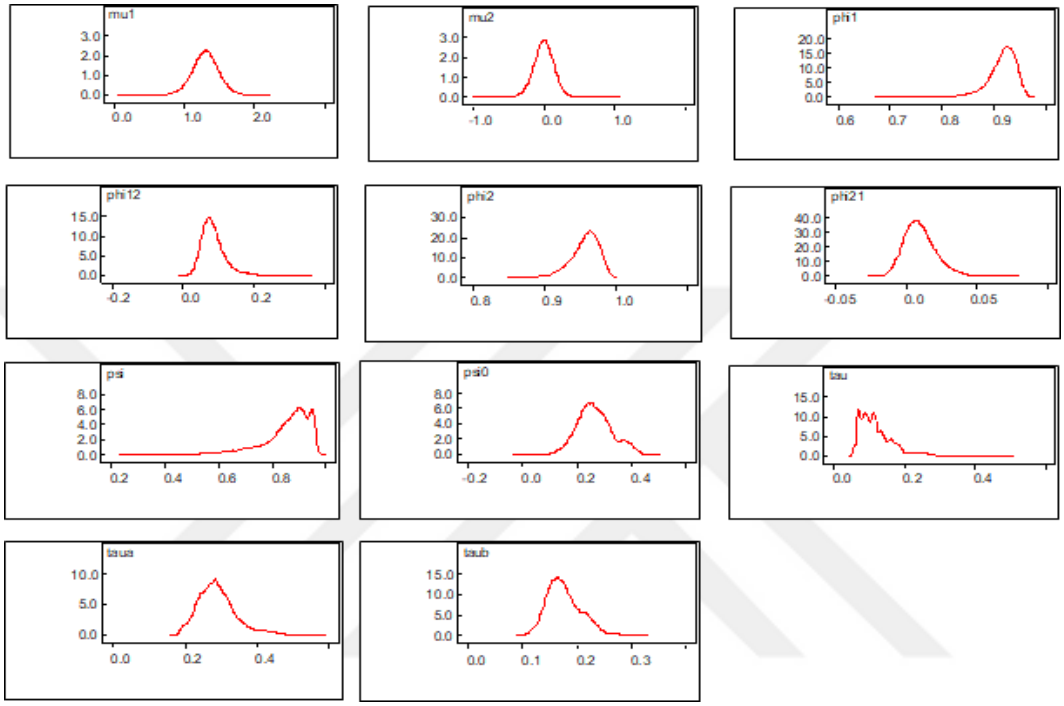
Ek 5-C. Petrol-İngiltere DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



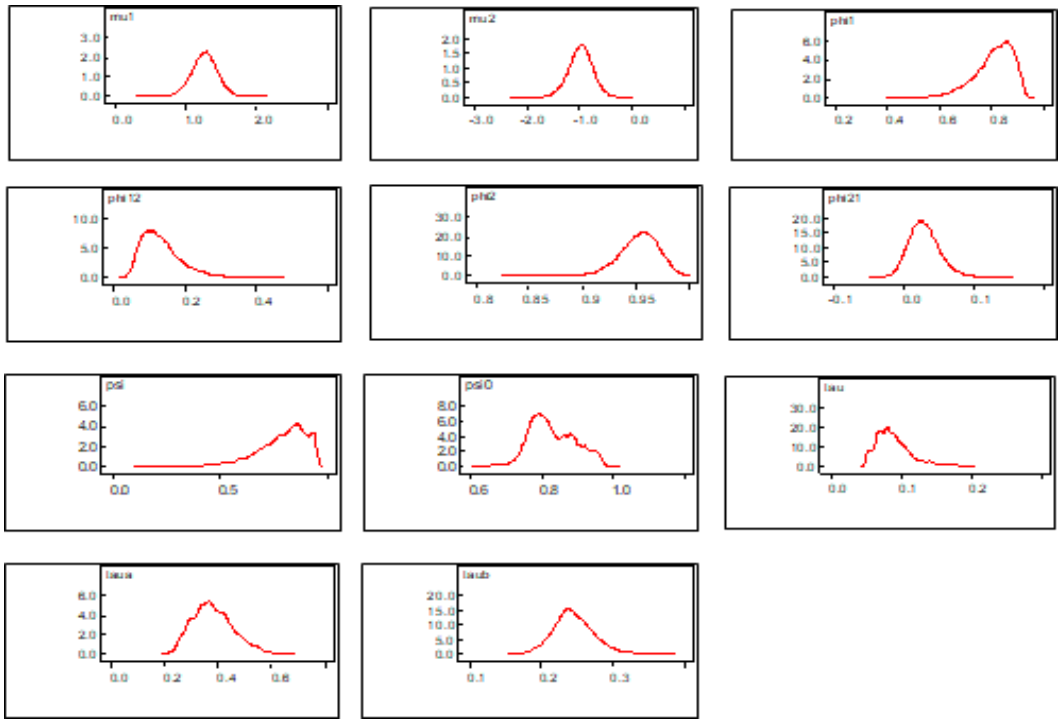
Ek 5-D. Petrol-Japonya DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



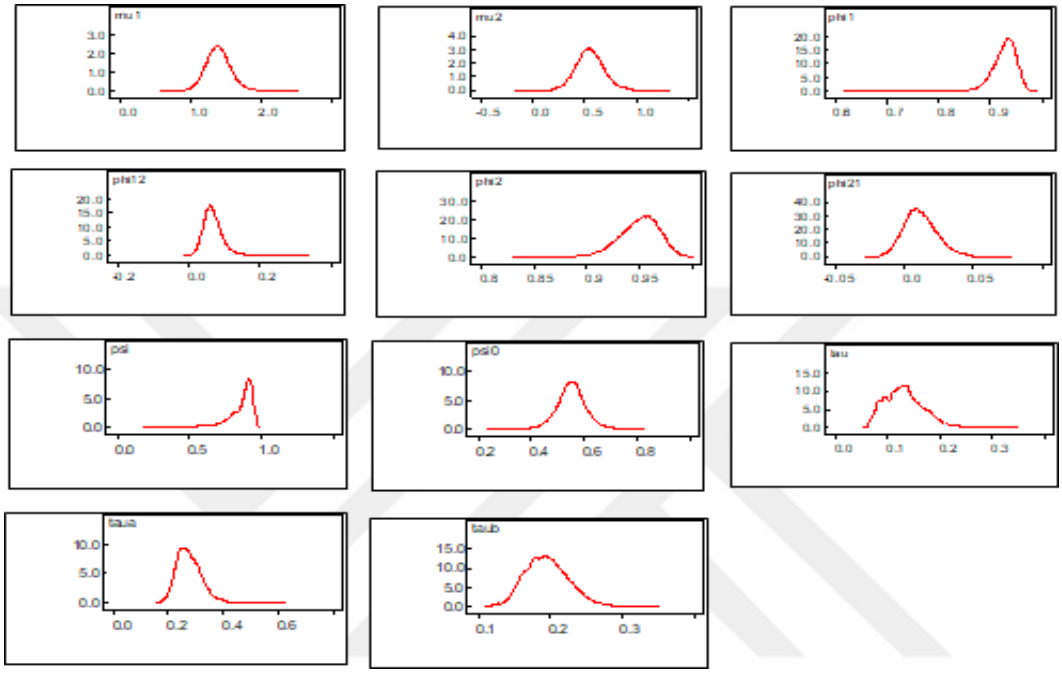
Ek 5-E. Petrol-Güney Kore DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



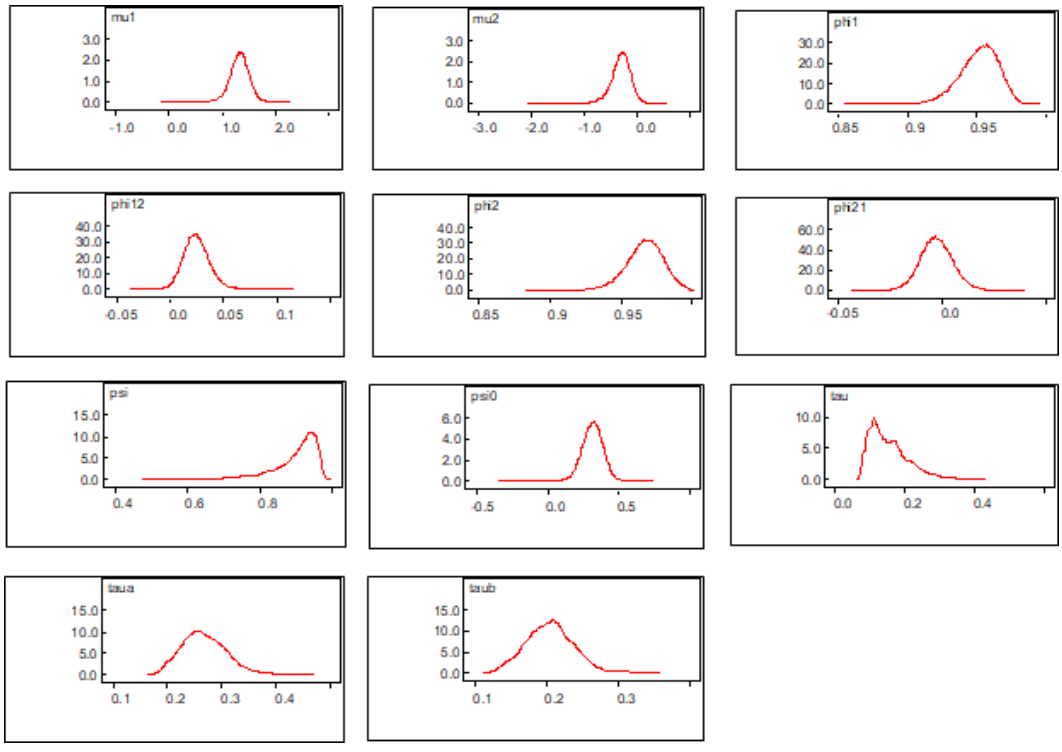
Ek 5-F. Petrol-Kanada DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



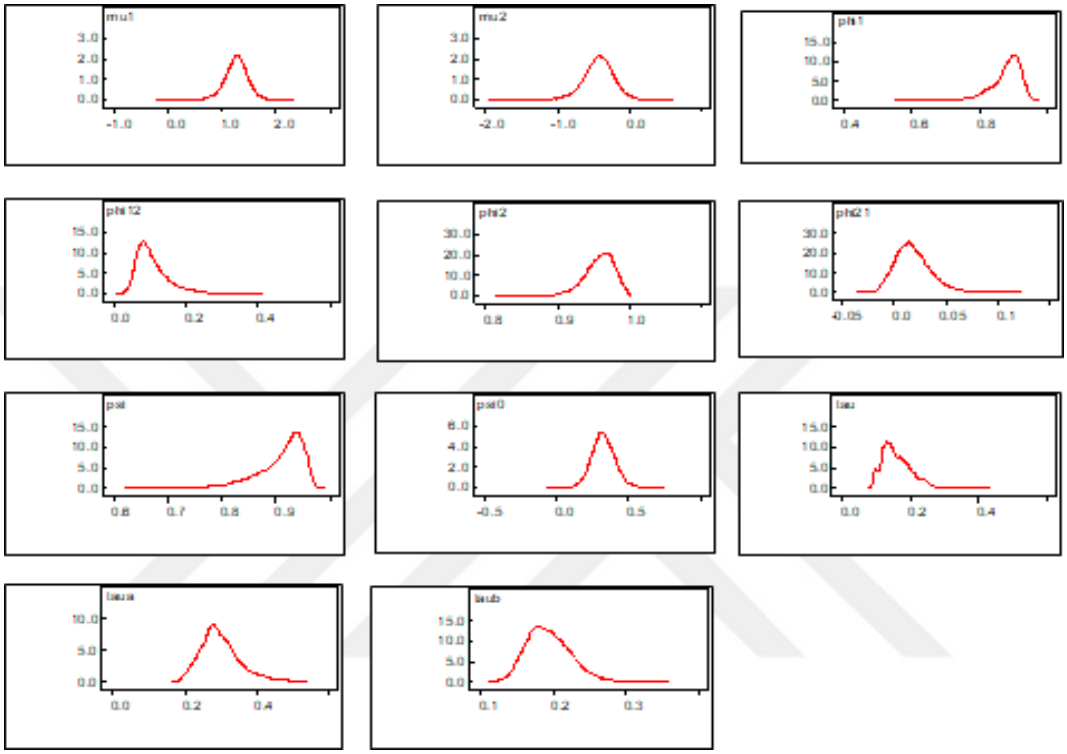
Ek 5-G. Petrol-Brezilya DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



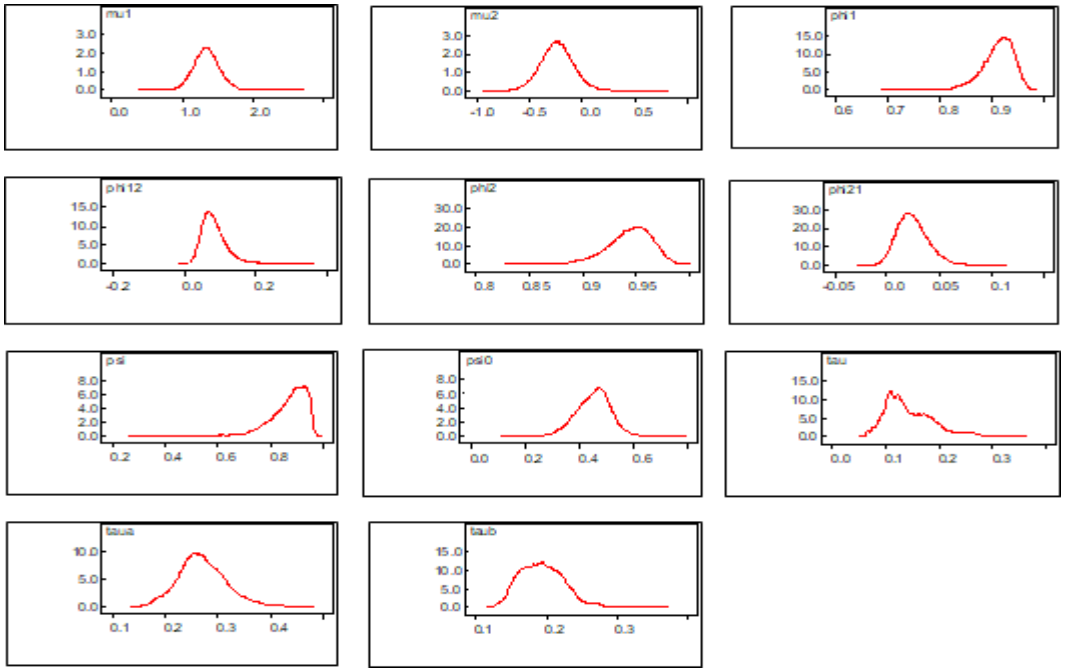
Ek 5-H. Petrol-Çin DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



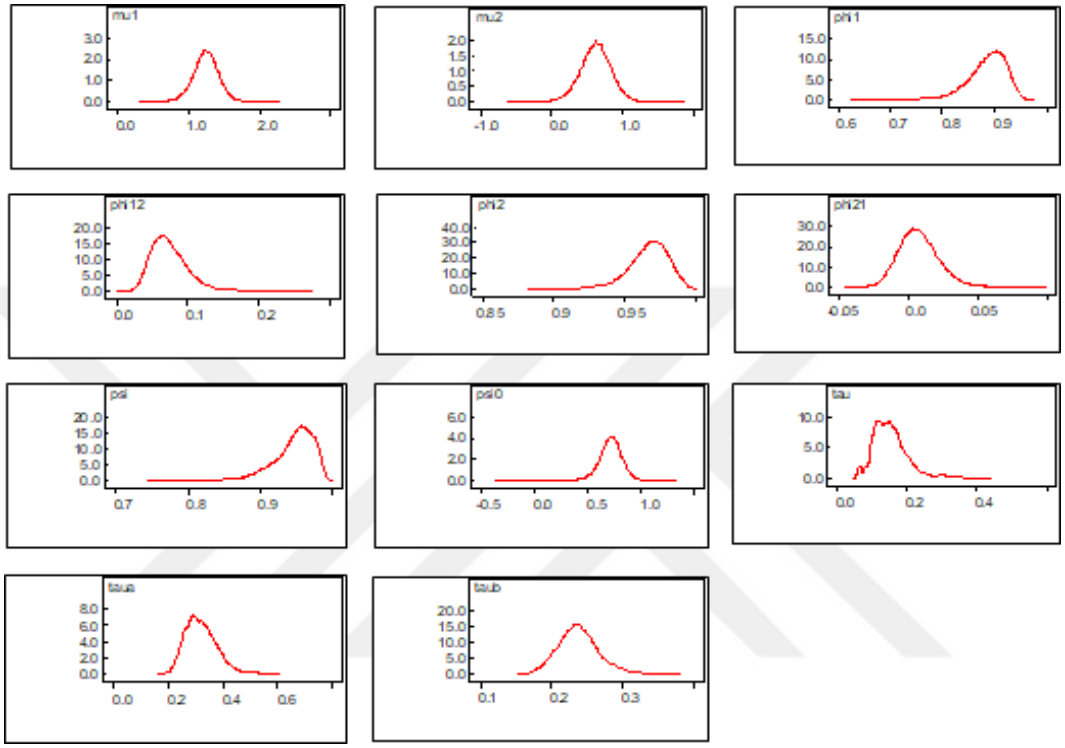
Ek 5-I. Petrol-Hindistan DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



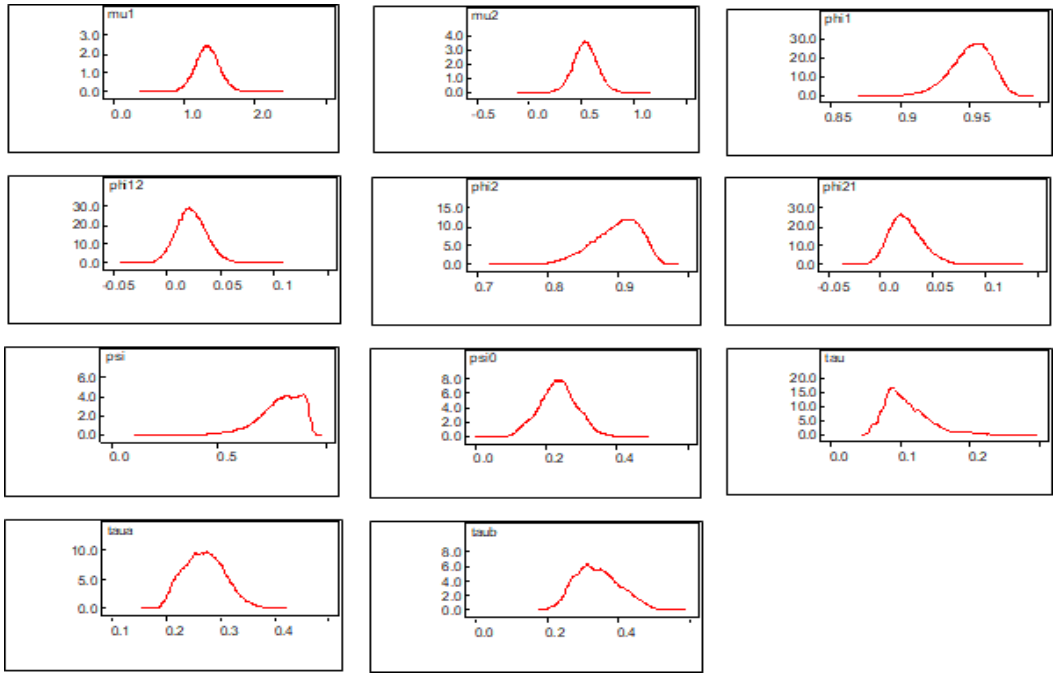
Ek 5-J. Petrol-Meksika DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



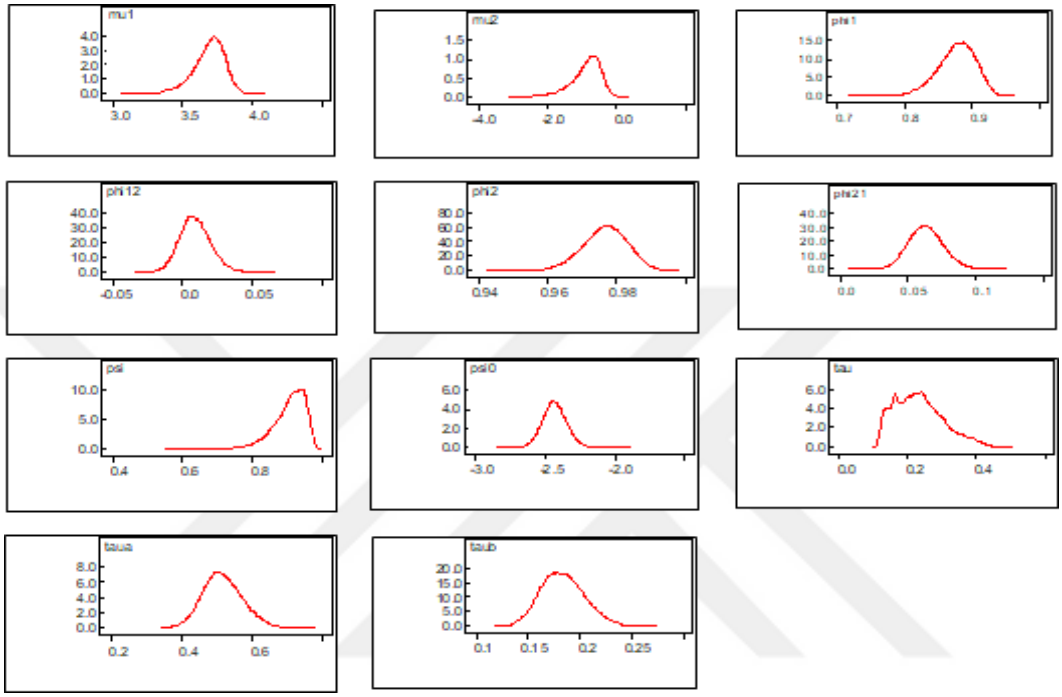
Ek 5-K. Petrol-Rusya DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



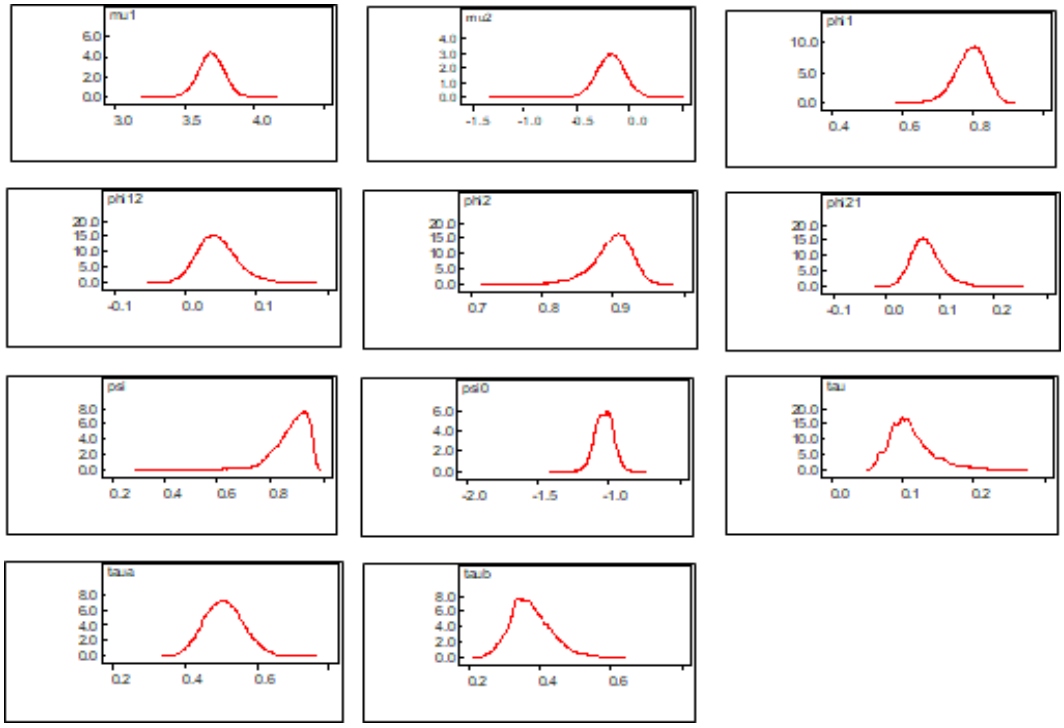
Ek 5-L. Petrol-Türkiye DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



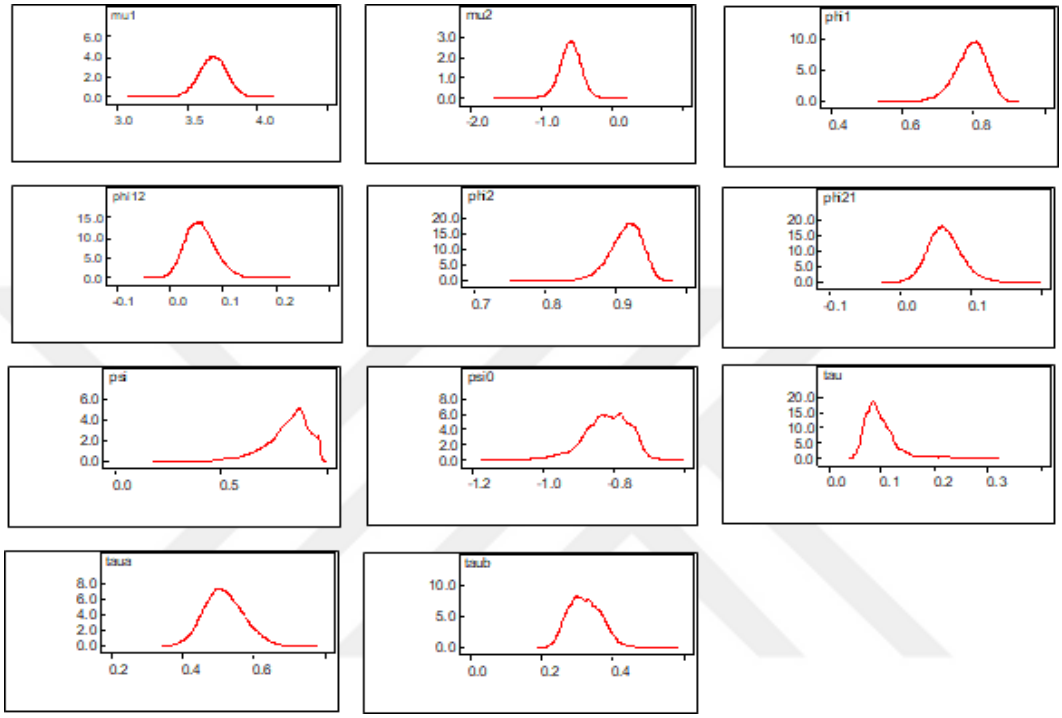
Ek 6-A. VIX Endeksi-ABD DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



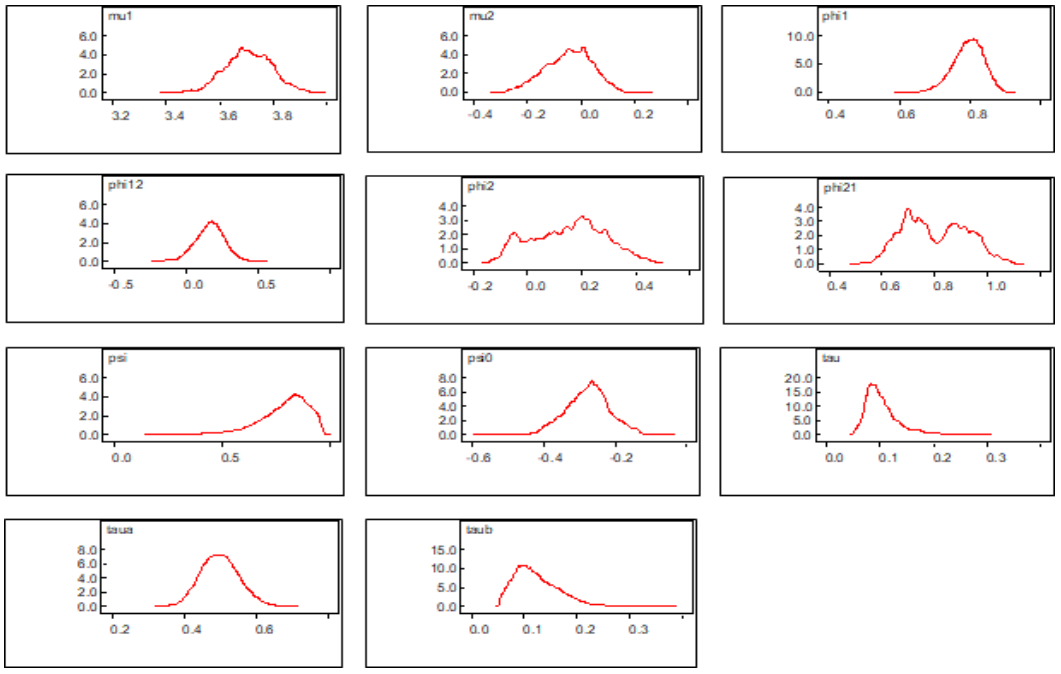
Ek 6-B. VIX Endeksi-Almanya DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



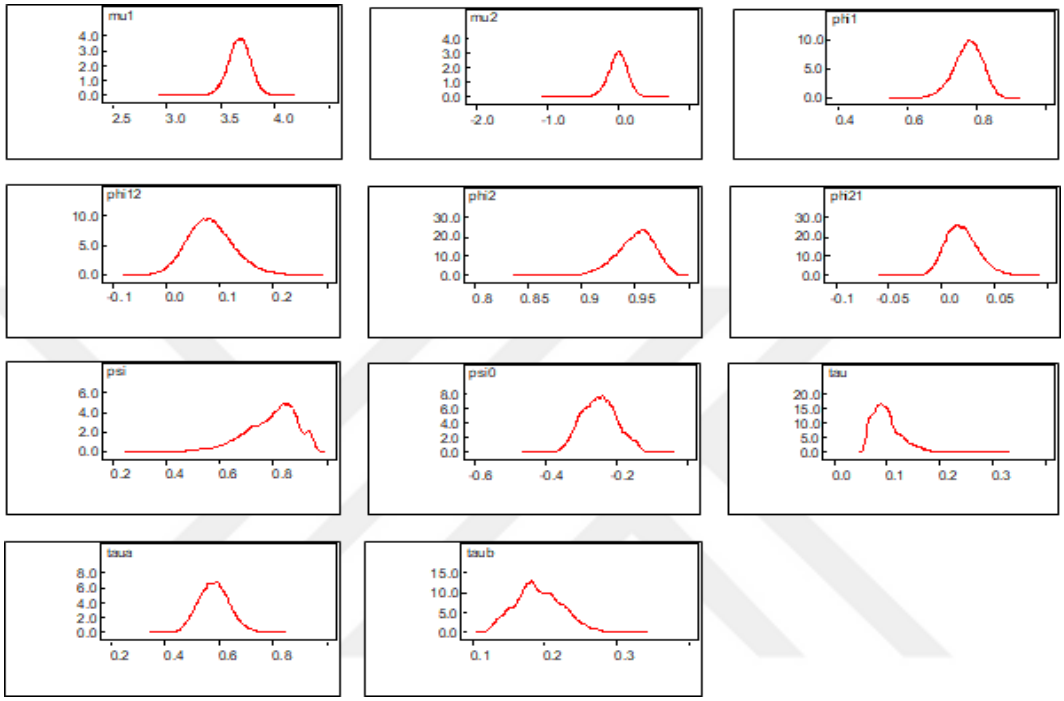
Ek 6-C. VIX Endeksi-İngiltere DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



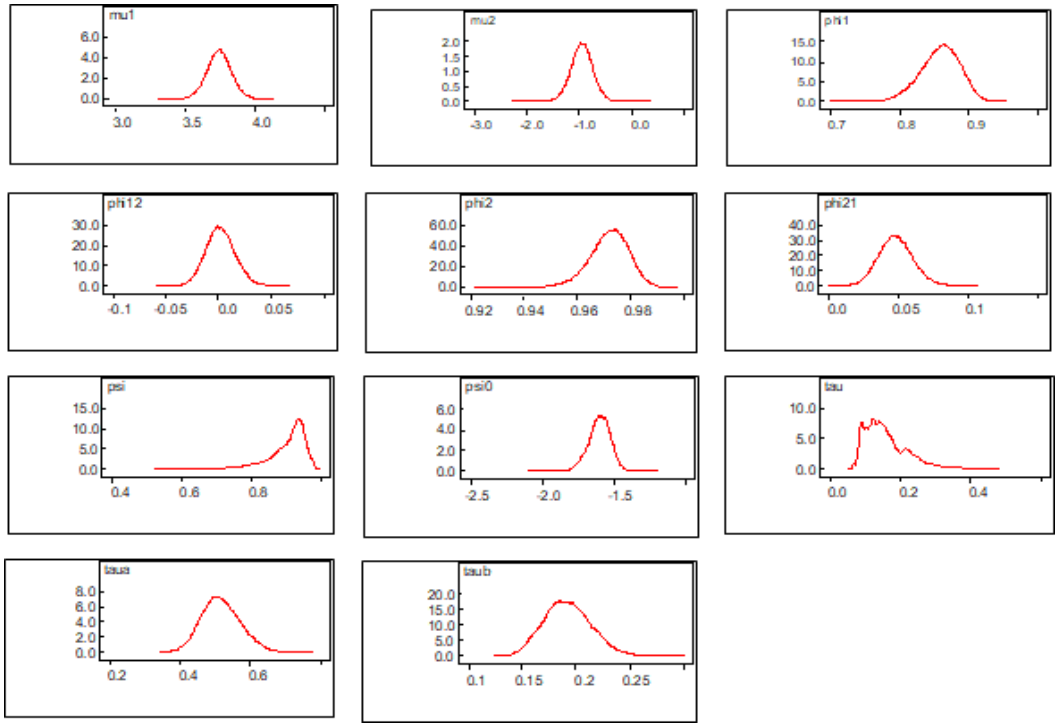
Ek 6-D. VIX Endeksi-Japonya DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



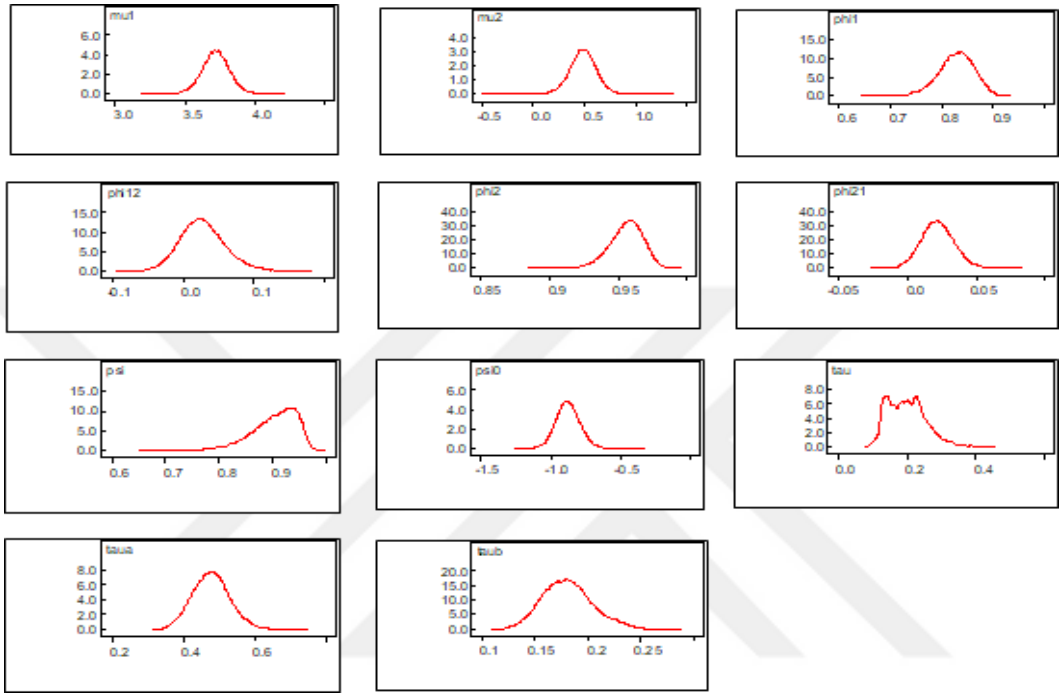
Ek 6-E. VIX Endeksi-Güney Kore DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



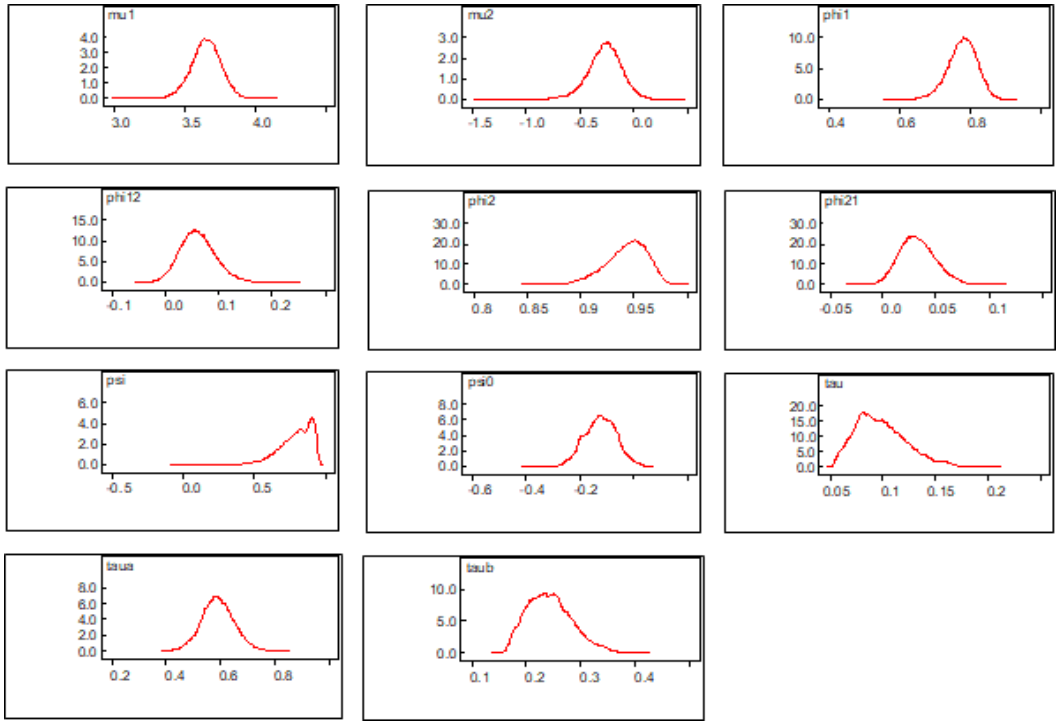
Ek 6-F. VIX Endeksi-Kanada DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



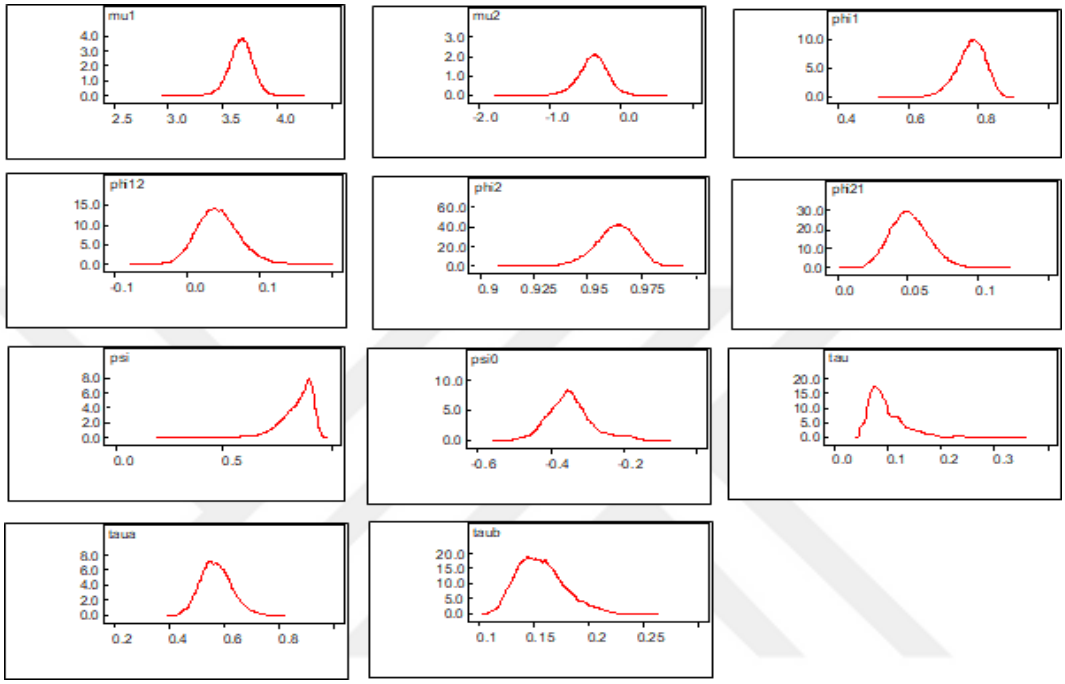
Ek 6-G. VIX Endeksi-Brezilya DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



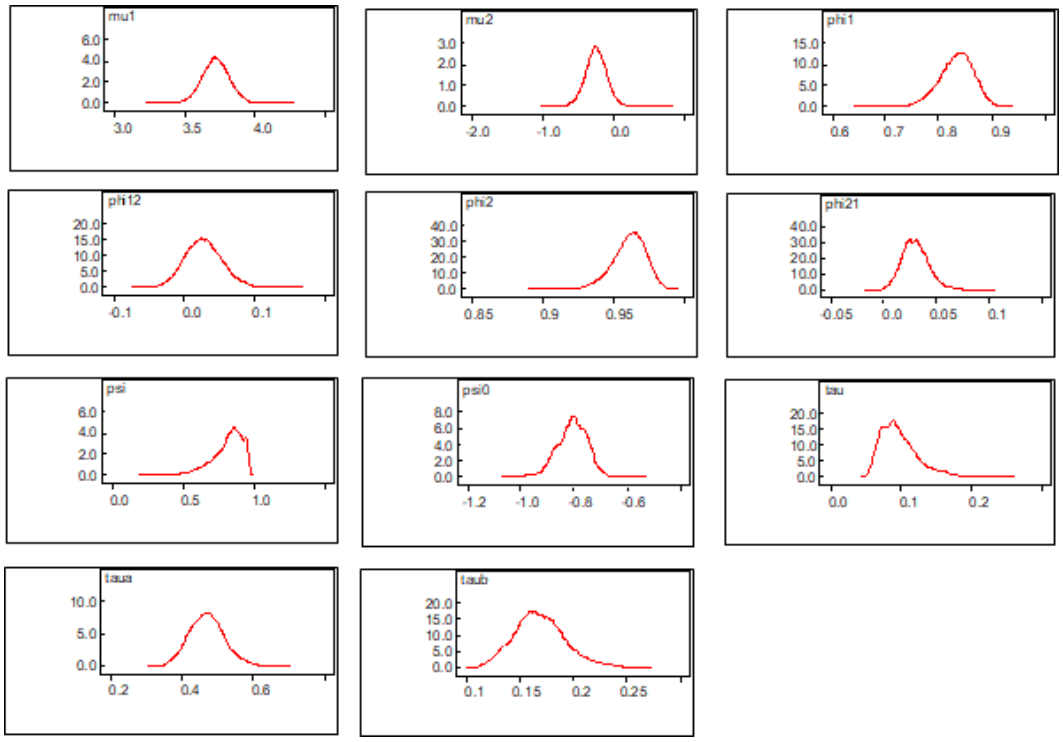
Ek 6-H. VIX Endeksi-Çin DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



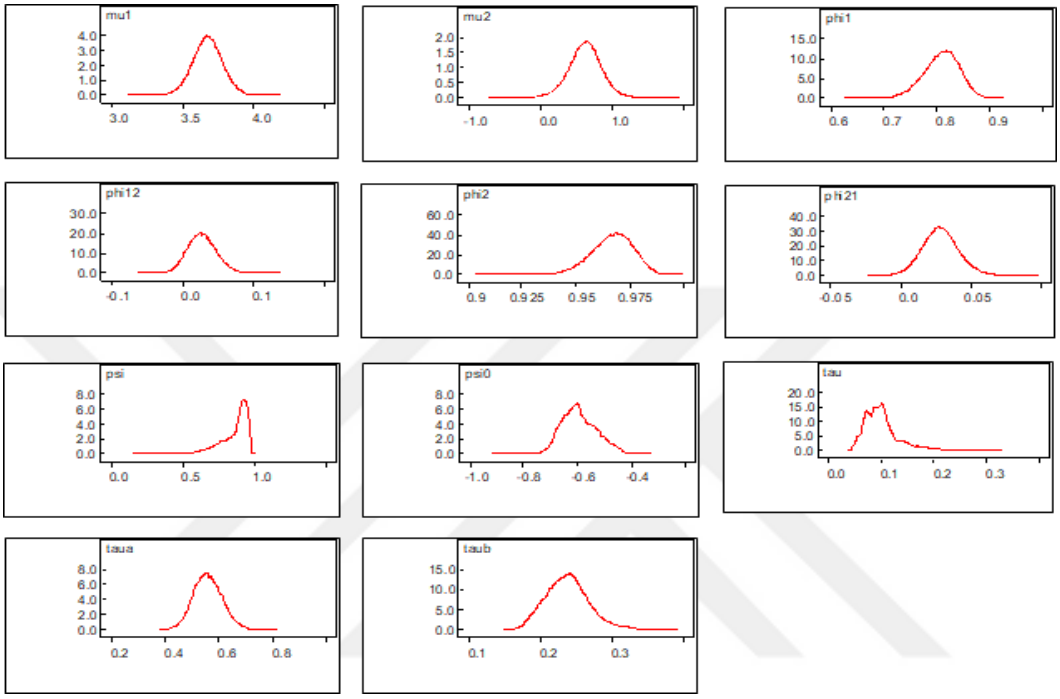
Ek 6-I. VIX Endeksi-Hindistan DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



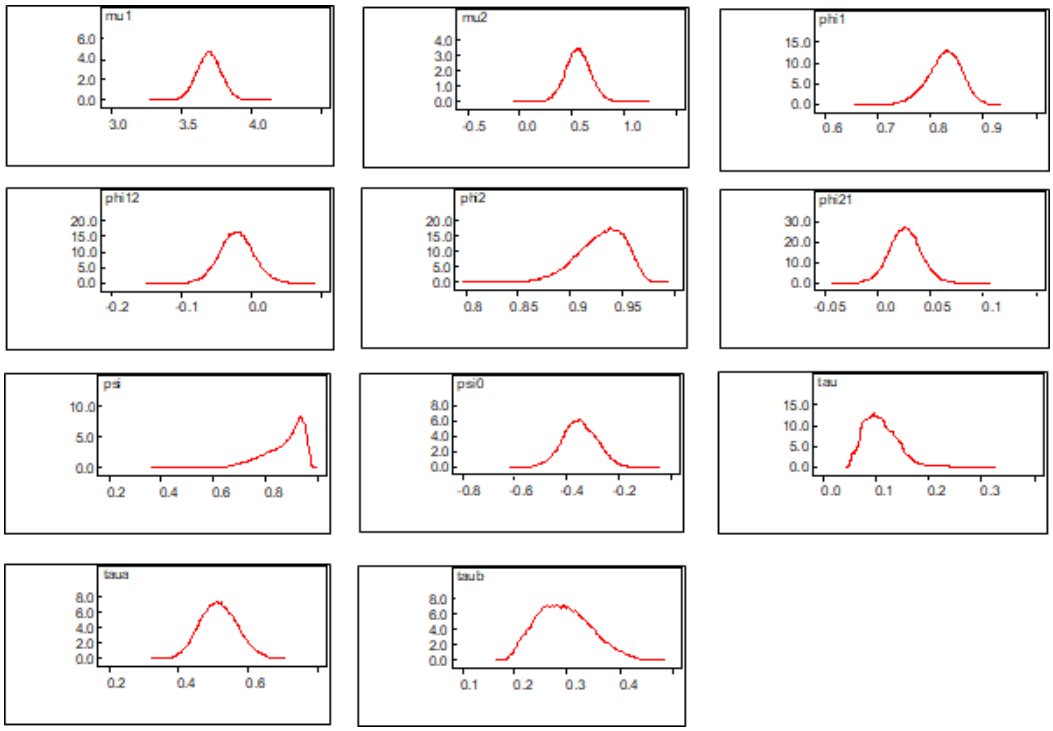
Ek 6-J. VIX Endeksi-Meksika DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



Ek 6-K. VIX Endeksi-Rusya DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



Ek 6-L. VIX Endeksi-Türkiye DC-MSV Parametre Yoğunluk Grafikleri



ÖZGEÇMİŞ

Magsud Gubadlı, Orta ve lise eğitimini Lenkeran şehrinde tamamlayan Magsud Gubadlı 2011 yılında şimdiki Bakü Mühendislik Üniversitesinin Finans bölümüne kabul olmuş ve 2015 yılında bölümü "Üstün Başarı" düzeyinde diplomayla tamamlamıştır. Aynı yılda Marmara Üniversitesi Bankacılık ve Sigortacılık Enstitüsü Sermaye Piyasası ve Borsa Anabilim dalında yüksek lisans eğitimine başlamış ve 2018 yılında "Üstün Başarı" düzeyinde mezun olmuştur. Ardından aynı yılında İstanbul Üniversitesi İşletme anabilim dalı Finans bilim dalı doktora eğitimine başlamış, eğitiminin devamında Azerbaycan Cumhurbaşkanı kararnamesi ile yürürlüğe giren "Azerbaycan Cumhuriyeti'nde Yükseköğretim Sisteminin Uluslararası Rekabet Edebilirliğinin Arttırılmasına İlişkin 2019-2023 Devlet Programı"na seçilerek devlet bursu kapsamında eğitimini devam ettirmiştir.