

T.C.
İSTANBUL ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI

YÜKSEK LİSANS TEZİ

**PİYASA PAYDAŞLARININ BEKLENTİLERİNE ETKİ EDEN DÖVİZ
KURU İLE TİCARİ KREDİ FAİZ GETİRİLERİ ARASINDAKİ
VOLATİLİTE YAYILIMININ ANALİZİ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ**

MERT BEZEK

2501190111

TEZ DANIŞMANI
PROF. DR. BURCU KIRAN BAYGIN

İSTANBUL – 2022

ÖZ

PİYASA PAYDAŞLARININ BEKLENTİLERİNE ETKİ EDEN DÖVİZ KURU İLE TİCARİ KREDİ FAİZ GETİRİLERİ ARASINDAKİ VOLATİLİTE YAYILIMININ ANALİZİ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ

MERT BEZEK

Çalışmada piyasa paydaşları için piyasa beklentilerine etki eden seçili döviz kurları ile ticari kredi faizlerinin haftalık değerleri temel alınarak döviz kurlarının getirileri ile ticari faiz oranlarının getirilerinin arasında volatilité yayılması analiz edilmiştir. Ele alınan serilere klasik birim kök testlerinin yanında serilerin normal olmama özelliklerini dikkate alarak kalıntılar ile artırılmış olarak geliştirilen RALS ADF ve RALS LM birim kök testleri uygulanmıştır. Ardından çoklu volatilité modellerinden olan Sabit Koşullu Korelasyon Modeli olan CCC-GARCH modeli ile volatilité yayılımı analiz edilmiştir.

Çalışmanın birinci bölümünde zaman serileri ile ilgili ekonometrik kavramlara yer verilmiştir. İkinci bölümde ele alınan testler ve yöntemler ile ilgili açıklamalara yer verilmiştir. Üçüncü bölümde volatilité kavramına ve volatilité araştırmalarında kullanılan modellere değinilmiştir ve son bölümde uygulama yapılarak çıkan sonuçlar gösterilmiştir.

Çalışma verisi 1033 adet gözlemden oluşmaktadır. 04.01.2002 - 22.10.2021 dönemi için veriler haftalık olarak TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS) üzerinden elde edilmiştir.

Anahtar Kavramlar: Birim Kök Testleri, Kalıntılar ile Arttırılmış Birim Kök Modelleri, RALS ADF-RALS LM Birim Kök Testi, Çok Değişkenli Volatilité Modelleri, Sabit Koşullu Korelasyon Modeli (CCC-GARCH)

JEL KODU: C01 C2 C22 C32

ORCID: 0000-0001-9947-457X

ABSTRACT

ANALYSIS OF THE SPREAD OF VOLATILITY BETWEEN THE EXCHANGE RATE AND COMMERCIAL LOAN INTEREST REVENUES AFFECTING THE EXPECTATIONS OF MARKET STAKEHOLDERS: THE EXAMPLE OF TÜRKİYE

MERT BEZEK

In the study, the volatility spread between the returns of exchange rates and the returns of commercial interest rates is analyzed based on the weekly values of the selected exchange rates and commercial loan interests that affect the market expectations for the market stakeholders. In addition to the classical unit root tests, the RALS ADF and RALS LM unit root tests, which were developed with residuals considering the non-normality of the series, were applied to the series in question. Then, the volatility spillover was analyzed with the CCC-GARCH model, which is the Fixed Conditional Correlation Model, which is one of the multiple volatility models.

In the first part of the study, econometric concepts related to time series are given. In the second part, explanations about the tests and methods discussed are given. In the third chapter, the concept of volatility and the models used in volatility research are mentioned, and in the last chapter, the results obtained by applying the application are shown.

The study data consists of 1033 observations. Data for the period 04.01.2002 - 22.10.2021 were obtained weekly via TCMB Electronic Data Distribution System (EVDS).

Key Words: Unit Root Tests, Residuals Augmented Unit Root Models, RALS ADF-RALS LM Unit Root Test, Multivariate Volatility Models, Fixed Conditional Correlation Model (CCC-GARCH)

JEL CODE: C01 C2 C22 C32

ORCID: 0000-0001-9947-457X

ÖNSÖZ

Belirsizliğin bir ölçüsü olarak bilinen volatilitenin ölçülmesi özellikle finans alanında riskin değerlendirilmesi için çalışılan bir konu olarak karşımıza çıkmaktadır. Finansal zaman serilerinin birbirlerini etkiledikleri bilgisinin ölçülmesi için volatilité etkileşimleri ya da volatilité yayılımı konusu da incelenmektedir. Çalışmamızda döviz kurları ile ticari kredi faizi getiri serileri elde edilerek döviz kurlarının getirileri ile ticari kredi faiz getirisi arasında volatilité aktarımı incelenmiştir. Zaman serileri ile çalışılırken serinin özelliklerinin belirlenmesinde kullanılan birim kök testlerine yer verilmiştir. Geleneksel birim kök testlerinde test kalıntılarının normal dağılmama durumuna karşı geliştirilen kalıntılar ile artırılmış RALS ADF ve RALS LM birim kök testleri uygulanmıştır. Geleneksel birim kök testleri ile yapılan analizde seriler düzeyde durağan bulunmuştur. RALS ADF ile yapılan birim kök analizinde serilerin tüm anlamlılık düzeyleri için birim kök içermediği, serilerin durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır. RALS LM testi sonuçlarına göre ise Dolar getiri serisi %5 anlamlılık düzeyinde, Euro getiri serisi %10 anlamlılık düzeyinde, ticari faiz getiri serisi %5 anlamlılık düzeyinde durağan bulunmuştur.

Çoklu Volatilité Modeli olan CCC-GARC ile yapılan analizde Dolar ve Euro getiri serileri volatiliteleri ile ticari faiz getiri serisi volatilitesi arasında karşılıklı volatilité aktarımı olduğu görülmüştür. Döviz kurları arasında ise Dolar getiri serisi volatilitesi ticari faiz getiri serisi volatilitelerini daha fazla etkilemektedir.

Çalışmanın amacı hem volatilité yayılımı konusunda hem de kalıntılar ile arttırılmış birim kök testleri olan RALS birim kök testleri ile uygulama yaparak konu hakkında literatüre katkı sağlamak bunun yanında yaygın bir tartışma olan Döviz Kuru - Faiz ilişkisi hakkında yapılacak değerlendirmeler için bilgi sunmaktır. Tez danışmanım Prof. Dr. Burcu Kıran Baygın hocama, çalışmalarından faydalandığım Doç. Dr. Aycan Hepsağ hocama, okul hayatım boyunca beni destekleyen anneme ve kardeşime teşekkür ederim. Çalışmamın yararlı olmasını dilerim.

Mert Bezek

İstanbul-2022

İÇİNDEKİLER

ÖZ	II
ABSTRACT	III
ÖNSÖZ	IV
İÇİNDEKİLER.....	V
TABLolar LİSTESİ.....	VIII
ŞEKİLLER LİSTESİ.....	IX
KISALTMALAR LİSTESİ	X
GİRİŞ.....	1

BİRİNCİ BÖLÜM

ZAMAN SERİLERİ SÜREÇLERİ

1.1 ZAMAN SERİLERİ	2
1.2 STOKASTİK SÜREÇ	2
1.3 DURAĞANLIK.....	3
1.3.1 Beyaz Gürültü Süreci (White Noise)	4
1.3.2 Ortalamada Durağan Süreç	4
1.3.3 Varyansta Durağan Süreç	5
1.3.4 Fark Durağan Süreç	5
1.3.5 Trend Durağan Süreç	5
1.4 DURAĞAN OLMAYAN SÜREÇLER	6
1.4.1 Rassal Yürüyüş	6
1.4.2 Pür Rassal Yürüyüş Süreci.....	6
1.4.3 Kayan Rassal Yürüyüş Süreci.....	7
1.4.4 Deterministik Trendli Kayan Rassal Yürüyüş Süreci	7

İKİNCİ BÖLÜM

BİRİM KÖK TESTLERİ

2.1 BİRİM KÖK TESTLERİ.....	9
2.1.1 Sahte Regresyon.....	9
2.2 GELENEKSEL BİRİM KÖK TESTLERİ	10
2.2.1 Dickey Fuller(DF) Birim Kök Testi	10
2.2.2 Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) Birim Kök Testi	11
2.2.3 Phillips-Perron (PP) Birim Kök Testi	12
2.2.4 Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) Durağanlık Testi	12
2.3 RALS KALINTILARLA ARTIRILMIŞ BİRİM KÖK TESTİ	13
2.3.1 Kalıntılarla Artırılmış RALS ADF Birim Kök Testi	14
2.3.2 Kalıntılarla Artırılmış RALS LM Birim Kök Testi	15
2.3.3 Kırılmayı Dikkate Alan RALS LM Birim Kök Testi	16
2.3.3.1 Sabitte Kırılmayı Dikkate Alan Model	16
2.3.3.2 Sabitte ve Trendde Kırılmayı Dikkate Alan Model	17

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

VOLATİLİTE KAVRAMI VE VOLATİLİTE MODELLERİ

3.1 VOLATİLİTE.....	18
3.2 VOLATİLİTE YAYILMASI	19
3.2.1 Otoregresif Ortalama AR(p) Süreci	20
3.2.2 Hareketli Ortalama MA(q) Süreci.....	22
3.2.3 Otoregresif Hareketli Ortalama Süreci ARMA(p,q).....	24
3.2.4 Otoregresif Bütünleşik Hareketli Ortalama Süreci ARIMA(p,d,q)	25
3.3 TEK DEĞİŞKENLİ VOLATİLİTE MODELLERİ	26
3.3.1 Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH) Modeli	26
3.3.2 Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) Modeli	28
3.3.3 Ortalamada Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH-M) Modeli	29
3.3.4 Ortalamada Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH-M) Modeli	29
3.3.5 Üstel GARCH (E-GARCH) Modeli	30

3.3.6 Eşik Değerli ARCH (TARCH) Modeli.....	31
3.4 ÇOK DEĞİŞKENLİ VOLATİLİTE MODELLERİ	31
3.4.1 Sabit / Dinamik Koşullu Korelasyonlar Modeli (VEC-GARCH / DVEC-GARCH)	32
3.5.2 Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans Modeli (BEKK-GARCH)	33
3.6.3 Sabit Koşullu Korelasyon Modeli (CCC GARCH)	34
3.7.4 Dinamik Koşullu Korelasyon Modeli (DCC-GARCH).....	36

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

UYGULAMA

4.1 DÖVİZ KURU TANIMLARI	38
4.1.1 Nominal Döviz Kuru.....	38
4.1.2 Reel Döviz Kuru	39
4.2 FAİZ TANIMI	39
4.2.1 Faiz Oranlarını Etkileyen Faktörler	40
4.2.2 Döviz Kuru Faiz İlişkisi.....	41
4.3 VOLATİLİTE YAYILMASI İLE İLGİLİ LİTERATÜR TARAMASI	42
4.4 ANALİZ VE BULGULAR	46
4.4.1 Çalışmada Ele Alınan Değişkenler	46
4.4.2 Serilere Ait Tanımlayıcı İstatistiklerin Gösterimi.....	47
4.5 BİRİM KÖK TESTLERİ SONUÇLARI.....	51
4.5.1 Geleneksel Birim Kök Testleri ADF-PP-KPSS Testi.....	51
4.5.2 Kalıntılar ile Arttırılmış RALS ADF Birim Kök Testi	55
4.5.3 Kalıntılar ile Arttırılmış RALS-LM Birim Kök Testi.....	56
4.6 ÇOK DEĞİŞKENLİ VOLATİLİTE ANALİZİ	61
SONUÇ	65
KAYNAKÇA	66

TABLÖLAR LİSTESİ

Tablo 4.1: Değişken Tanımları.....	46
Tablo 4.2: Serilere Ait Tanımlayıcı İstatistikler.....	47
Tablo 4.3: Getiri Serileri İçin Geleneksel Birim Kök Testi Sonuçları	51
Tablo 4.4: Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin Durağanlık Testi	53
Tablo 4.5: Geleneksel Birim Kök Testleri Kalıntılarının Normallik Sınaması.....	54
Tablo 4.6: RALS ADF Birim Kök Testi Sonuçları ve Kritik Değerler	55
Tablo 4.7: RALS LM Birim Kök Testi Sonuçları ve Kritik Değerler	56
Tablo 4.8: Kareli Getiri Serileri Arasında Otokorelasyon Sonuçları	57
Tablo 4.9: Getiri Serileri ARCH-LM Test Sonuçları.....	58
Tablo 4.10: Getiri Serileri Uygun ARMA Yapısı Test Sonuçları.....	58
Tablo 4.11: Getiri Serileri GARCH(1,1) Modeli Test Sonuçları.....	59
Tablo 4.12: Getiri Serileri ARCH-LM Test Sonuçları.....	60
Tablo 4.13: Kareli Getiri Serileri Arasında Otokorelasyon Sonuçları	60
Tablo 4.14: CCC-GARCH Model Sonucu (Dolar - Ticari Faiz / Euro - Ticari Faiz).....	61

ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil 4.1: Dolar Getiri Serisi Tanımlayıcı İstatistikleri	48
Şekil 4.2: Dolar Serisine Ait Fiyat ve Getiri Serisi.....	48
Şekil 4.3: Euro Getiri Serisi Tanımlayıcı İstatistikleri.....	49
Şekil 4.4: Euro Serisine Ait Fiyat ve Getiri Serisi	49
Şekil 4.5: Ticari Faiz Getiri Serisi Tanımlayıcı İstatistikleri.....	50
Şekil 4.6: Ticari Faiz Serisine Ait Fiyat ve Getiri Serisi	50



KISALTMALAR LİSTESİ

ADF	: Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testi
AR	: Otoregresif Süreç
ARCH	: Otoregresif Koşull Değişen Varyans
ARCH-M	: Ortalamada Otoregresif Koşullu Değişen Varyans Modeli
ARIMA	: Otoregresif Bütünleşik Hareketli Ortalama Süreci
ARMA	: Otoregresif Hareketli Ortalama Süreci
BEKK-GARCH	: Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans Modeli (Baba, Engle, Kraft and Kroner GARCH)
CCC-GARCH	: Sabit Koşullu Korelasyon GARCH Modeli (Constant Conditional Correlation)
DCC-GARCH	: Dinamik Koşullu Korelasyon Modeli (Dynamic Conditional Correlation)
DF	: Dickey-Fuller Birim Kök Testi
DVEC-GARCH	: Dinamik Koşullu Korelasyonlar Modeli (Diagonal VEC-GARCH)
E-GARCH	: Üstel GARCH Modeli
GARCH	: Genelleştirilmiş Otoregresif Koşull Değişen Varyans
GARCH-M	: Ortalamada Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans Modeli
KPSS	: Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin Durağanlık Testi
LM	: Lagrange Çarpanı
MA	: Hareketli Ortalama Süreci
PP	: Phillips-Perron Birim Kök Testi
RALS ADF	: Kalıntılar ile Arttırılmış ADF Birim kök Testi
RALS LM	: Kalıntılar ile Arttırılmış LM Birim Kök Testi
TARCH	: Eşik Değerli ARCH Modeli
VAR	: Vektör Otoregresif Modeller
VEC-GARCH	: Sabit Koşullu Korelasyonlar Modeli (Vector Error Correction GARCH)

GİRİŞ

Volatilite aktarım modelleri finansal riskin değerlendirilmesinde ve finansal araçların karşılıklı etkileşimlerinin ortaya konulmasında kullanılan yöntemlerdir. Çalışmada sabit koşullu korelasyon modeli olan CCC-GARCH modeli volatilite aktarımını veren doğru model olarak belirlenmiştir. Bunun yanında analiz konusuna uygun olarak sadece volatilite aktarımı ortaya konulacağı için CCC-GARCH modeli sonuçlarının sunulması yeterli görülmüştür. Çalışma kapsamında geleneksel birim kök testlerinin yanında kalıntıların normal dağılmamasını dikkate alarak geliştirilen kalıntılar ile arttırılmış RALD ADF ve RALS LM testlerine de yer verilmiştir. Literatüre katkı sağlamak amacıyla testle ilgili açıklamalar ve uygulama sonuçları paylaşılmıştır.

Çalışmanın birinci bölümünde ekonometrik kavramlara yer verilmiştir. İkinci bölümde çalışma kapsamında ele alınan geleneksel birim kök testleri, kalıntılar ile arttırılmış birim kök testleri olan RALS ADF ve RALS LM modellerine ilişkin açıklamalar eklenmiştir. Üçüncü bölümü volatilite kavramı ve volatilite çalışmalarında kullanılan modellere değinilmiştir. Dördüncü bölüm olan son bölümde uygulama, çıktı analizleri ve sonuç bulunmaktadır. .

Çalışmada piyasa paydaşları beklentilerinin oluşmasında etkili olan değişkenlere yer verilmek istenmiştir. Bu sebeple piyasaları özellikle yatırım, ithalat ve ihracatı etkilediği bilinen değişkenler olarak döviz kurları ile faiz oranı seçilmiştir. Döviz kuru olarak Dolar ve Euro haftalık alış kurları üzerinden logaritmik dönüşümlerle getiri serileri oluşturulmuştur. Yatırımlara etki eden diğer bir değişken olarak ise ticari kredi faiz oranı değeri haftalık olarak elde edilen faiz oranlarından logaritmik dönüşüm yapılarak getiri serisi elde edilmiştir ve bu şekilde analize dâhil edilmiştir.

BİRİNCİ BÖLÜM

ZAMAN SERİLERİ SÜREÇLERİ

Ekonometrik araştırmalarda çeşitli veri türleri kullanılmakta olup bunlar kesit veri, karma veri ve zaman serisi verileri olarak sınıflandırılmıştır.

1.1 ZAMAN SERİLERİ

Ekonometrik uygulamalarda çeşitli veri türleri kullanılmaktadır. Bunlar zaman içinde belli bir andaki verileri ifade eden kesit veri, hem zaman serisini, belli bir dönem uzunluğunu dikkate alan, hem de belli bir gözlem grubundan elde edilen veri grubunu ifade eden karma (panel) veri ve bir değişkenin farklı zaman süreçlerindeki verilerinden oluşan zaman serisi verileridir. Zaman serisi verileri yıllık, dönemsel, aylık, haftalık, günlük, saatlik verilerle zamanın çeşitli dönemlerinden elde edilebilir. Zaman serileri verileri ile analizler yapılırken bugünkü değerin geçmişten gelen bir şok ya da geçmişin bir etkisini taşıyıp taşımadığı üzerine gelecek değerler için tahmini çıkarımlar yapılması sağlanır. Zaman serisi verileri ile yapılan çalışmalarda en önemli özellik zaman serilerinin durağan olduğu varsayımdır. Durağanlık varsayımına bakıldığında seriye ait değerlerin ortalama ve varyansı zaman içinde belli bir değer etrafında hareket ediyorsa bu durumda serinin durağan bir süreç olduğu ifade edilir. Zaman serileri ile çalışılırken durağanlık varsayımını karşılayıp karşılamadığına bakılmalıdır (Gujarati, 2011, s.23-24).

Zaman serisi süreçlerinde bir diğer özellik seriyi oluşturan verilerin sırasının önemli olması ve verilerin düzenli aralıklarla toplanması gerekliliğidir. Bir zaman serisi verisinden beklenen bugünkü gözlem değerinin geçmiş gözlem değerleri tarafından açıklanmasıdır. Zaman serileri analizi Y_t gibi bir değişkenin kendi geçmiş gözlem değerleri olan Y_{t-1} , Y_{t-2} , ..., Y_{t-n} gibi geçmiş değerleri arasındaki ilişkiyi incelemektedir (Harvey, 1990, s.11).

1.2 STOKASTİK SÜREÇ

Bir süreç içerisinde oluşan tüm olası sonuçların bilindiği bir deneyde, deneyin bilinen sonuçlardan hangisi ile sonuçlanacağı kestirilemeyen ve aynı koşullarda tekrarlanabilen deneyler rassal deneyler olarak ifade edilir. Stokastik süreç ise bir zaman dizilimi içerisinde bu rassal olarak belirlenen değerlerin birikimi olarak tanımlanabilir. Stokastik bir süreci tanımlamanın

yöntemlerinden biri sürece ait momentleri belirlemektir. Dağılıma ait birinci moment olan ortalama μ ve ikinci moment olan varyans σ^2 ve Y_{t1} ile Y_{t2} arasındaki otokovaryans fonksiyonları tanımlanmaktadır (Maddala & Kim, 1998, s.8)

$$\text{Ortalama } \mu = E(Y_t) \quad (1)$$

$$\text{Varyans } \sigma^2 = \text{Var}(Y_t) \quad (2)$$

$$\text{Otokovaryans } \gamma_{t1,t2} = \text{Cov}(Y_{t1}, Y_{t2}) = E[(Y_{t1} - \mu_{t1})(Y_{t2} - \mu_{t2})] \quad (3)$$

Stokastik süreçler elde edilmelerine göre farklı alt kırımlara sahiptir. Eğer gözlem değerleri zamanın belirli aralıkları göz önüne bulundurularak gözlemlendiyse bu tür süreçler *kesikli-zaman stokastik süreç* olarak ifade edilirken gözlemlenen veriler zamanın akışında sürekli olarak üretiliyorsa bunlara *sürekli-zaman stokastik süreçler* olarak tarif edilirler (Çil, 2018, s.68).

1.3 DURAĞANLIK

Zaman serisi analizleri çalışmalarında serileri incelerken kullanılan ekonometrik yöntemlerin varsayımlarında serilerin durağan özellikte olduğu varsayımına dayanır (Çil, 2018, s.69). Eğer zaman serisi versinin olduğu stokastik süreç durağan yapıdaysa zaman serisi de durağan olmaktadır. Durağanlık stokastik sürece bağlı gerçekleşen bir durumdur. Eğer bir t zamanında oluşan ortak olasılık dağılım fonksiyonu ile $s > 0$ olmak üzere $t+s$ zamanında oluşan ortak olasılık dağılım fonksiyosu aynı ise durağanlık sağlanır. $f(y_{t1}, y_{t2}, \dots, y_{nt}) = f(y_{1(t+s)}, y_{2(t+s)}, \dots, y_{n(t+s)})$ eşitliğinde ifade edilen durum kesin durağanlık olarak belirtilir. Kesin durağanlıkta stokastik süreç zamandan bağımsız olarak ifade edilir ve gözlemler arasındaki ilişkiyi etkileyen durum iki gözlem arasındaki uzaklık olduğu şeklinde tanımlanmaktadır. Kesin durağanlık varsayımının özellikle finansal zaman serilerinde gerçekleşmesinin zor olması sebebiyle zayıf durağanlık varsayımı kabul edilir. Zayıf durağanlık ya da kovaryans durağanlık stokastik süreç için zaman içinde ortalama ve varyansın sabit olduğu ve otokovaryans iki zaman arasındaki uzaklığa bağlı olduğu durum olarak tanımlanır. Bütün t'ler için sabit ve $k \neq 0$ şeklinde ifade edilen zaman serileri zayıf durağan olarak adlandırılır. Ortalama, varyans ve otokovaryans zamandan bağımsızdır aralarındaki kovaryans iki zaman arasındaki uzaklığa bağlıdır (Mills & Markellos, 2008, 10-12).

$$E(Y_t) = \mu \quad \text{bütün } t\text{'ler için sabit ise} \quad (4)$$

$$Var(Y_t) = \sigma_y^2 = \gamma_0 \quad \text{bütün } t\text{'ler için sabit ise} \quad (5)$$

$$Cov[Y_t, Y_{t+k}] = \gamma_k \quad (6)$$

Durağanlığın görmezden gelindiği durumlarda yapılan analizlerde zaman serileri arasındaki ilişki incelendiğinde yüksek bir R^2 bulunmasına rağmen bulunan bu değer serilerin doğrusal bir yönelim göstermesinden dolayı değil güçlü trend özelliklerinden dolayı hatalı bir sonuç olarak yorumlanır. Bu durumda bulunan ilişki Sahte Regresyon olarak ifade edilmektedir. Zaman serilerinin durağan olma varsayımına rağmen birçok zaman serisi verisi özellikle finansal zaman serileri durağan olmama özelliği göstermektedir (Granger & Newbold, 1974, s.111-120).

1.3.1 Beyaz Gürültü Süreci (White Noise)

Durağan bir süreç için ortalaması sıfır, varyansı sabit olan ve otokorelasyonu sıfır olarak ifade edilen süreç Beyaz Gürültü (White Noise) ya da Temiz Dizi süreci olarak tanımlanır. Bu ifadenin anlamı; serinin mevsimsellikten arınmış ve bir trende sahip olmadığı, seriyi oluşturan gözlemler arasında bağımlılığın bulunmadığı anlamına gelir. Beyaz Gürültü ya da Temiz Dizi sonlu olmaları ve zamana bağlı bulunmadıkları için zayıf durağan özelliğindedir.

$$E(Y_t) = 0 \quad (7)$$

$$Var(Y_t^2) = \sigma^2 \quad t = 1, \dots, T \quad (8)$$

$$Cov(Y_t, Y_{t-j}) = E(Y_t, Y_{t-j}) = 0 \quad i \neq j \quad (9)$$

eşitliklerde ifade edildiği gibi ortalaması sıfır, varyansı sabit ve aralarındaki otokorelasyon sıfır olacak şekilde tanımlanmaktadır (Moffat & Akpan, 2019, s.992).

1.3.2 Ortalamada Durağan Süreç

Ele alınan zaman serisi belli bir ortalama etrafında düzenli olarak saçılım gösteriyorsa ortalama durağan özellik gösterir. Böyle bir zaman serisinin grafiğinde veriler ortalamadan uzaklaşsa da

genellikle ortalamaya dönme eğiliminde olduklarından ortalamayı kesen değerler alırlar (Sevüktekin & Çınar, 2017, s.240).

1.3.3 Varyansta Durağan Süreç

Bir zaman serisinin grafiğinde seriyi oluşturan değerlerin varyans saçılımında bir değişiklik yoksa seri varyans durağan bir seri olarak tanımlanır (Sevüktekin & Çınar, 2017, s.242).

1.3.4 Fark Durağan Süreç:

Zaman serisi analizlerinde stokastik trende sahip rassal yürüyüş süreci özelliğindeki seriler durağan olmayan, durağan dışı serilerdir. Böyle bir seri ortalamaya dönme eğiliminde olmayıp varyansı da sabit olmamaktadır. Stokastik trende sahip durağan dışı serilerde seriden trend etkisinin giderilerek serinin durağan bir özellik kazanması sağlanır. Klasik bir pür rassal yürüyüş süreci durağan dışı süreç olarak ifade edilmektedir.

$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Y_{t-1} stokastik trendi ifade etmektedir. Süreci durağan hale getirmek için serilere ait değerlerin farkı alınarak seri stokastik trendden arındırılıp durağan hale getirilir. (Nelson & Plosser, 1982, s.141-144).

$$Y_t - Y_{t-1} = \varepsilon_t \quad (11)$$

$$\Delta Y_t = \varepsilon_t \quad (12)$$

1.3.5 Trend Durağan Süreç

Bir zaman serisi deterministik trend içeriyorsa o zaman serisi trend durağan seri karakterine sahip olmaktadır. Deterministik trendin olduğu seriye ait ortalamanın sabit olmaması sebebiyle seri durağan dışı bir seri özelliğindedir.

$$Y_t = \mu + \beta t + \varepsilon_t \quad (13)$$

Burada Y_t zaman serisini, t ise deterministik trendi gösterir. ε_t durağan stokastik bileşeni ifade eder. Rassal hataların etkisi, fark durağan süreçlerin aksine, trend durağan süreçler için kısa dönemlidir (Hatanaka, 1996, s.17).

1.4 DURAĞAN OLMAYAN SÜREÇLER

1.4.1 Rassal Yürüyüş Süreci

Rassal süreçler sıfır ortalamaya sahip, sabit varyanslı normal dağılıma sahip bir süreçlerdir. Bir y_t zaman serisinin tesadüfi olarak belirlenen bir ε_t ile ifade edilen sıfır ortalamalı, sabit varyanslı bir sürece eşit olması şeklinde ifade edilir. Rassal süreçler tanımları gereği durağan süreçlerdir (Nicolau, 2002, s.102).

$$y_t = \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim (0, \sigma^2) \quad (14)$$

Finansal zaman serilerine ait gözlemler genellikle rassal yürüyüş sürecine uymamaktadır. Bunun yerine farklı süreçler ile ifade edilebilmektedirler. Bu süreçler rassal yürüyüş süreçleri olarak bilinen pür rassal yürüyüş süreci ve kayan rassal yürüyüş süreci ve deterministik trendli kayan rassal Yürüyüş süreci olarak isimlendirilirler. Döviz kurları, hisse senetleri, kıymetli madenlerin fiyatları gibi finansal serilerin süreçleri rassal yürüyüş sürecine uymaktadır. rassal yürüyüş süreci birim kök sürecinin ifade edilmesinde önemli rol oynamaktadır.

1.4.2 Pür Rassal Yürüyüş Süreci

Pür rassal yürüyüş süreci bir sabit terim barındırmadan ifade edilen durağan dışı süreçlerin en temel ifadesidir. y_t gibi herhangi bir zaman serisinin y_{t-1} olarak ifade edilen geçmiş dönem değeri ve ε_t ile ifade edilen sıfır ortalamalı, sabit varyansa sahip tesadüfi bir değişken olan hata teriminin toplamı şeklinde açıklanır.

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim (0, \sigma^2) \quad (15)$$

Modelde ifade edilen y_t 'nin her defasında y_{t-1} gibi kendi geçmiş değeri ile açıklanmakta ve bu sebeple süreç her zaman geçmiş dönem şoklarını içermekte ve bağımlı değişken üzerinde uzun dönemli bir etki oluşturmaktadır (Beveridge & Nelson , 1981, s.154).

1.4.3 Kayan Rassal Yürüyüş Süreci

Kayan rassal yürüyüş ya da sabitli rassal yürüyüş olarak bilinen bu süreç pür rassal süreçte ifade edilen yapıya sabit bir terim eklenerek genişletilmiştir. Sürece eklenen sabit terim μ zamanla değişim göstermekte, sürece eklenen böyle bir sabit değerin alabileceği pozitif ya da negatif işarete bağlı olarak bağımlı değişkenin aşağı ya da yukarı yönlü bir seyir izlemesine neden olmaktadır. Süreç;

$$y_t = \mu + y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim (0, \sigma^2) \quad (16)$$

$$t=1 \quad y_1 = \mu + y_0 + \varepsilon_1 \quad (17)$$

$$t=2 \quad y_2 = y_1 + \varepsilon_2 = \mu + (\mu + y_0 + \varepsilon_1) + \varepsilon_2 \quad (18)$$

$$y_t = t\mu + y_0 + \sum_{i=1}^t \varepsilon_i \quad (19)$$

Kayan rassal yürüyüş sürecinin ortalaması ve varyansı zaman içinde değişmektedir. Kayan rassal yürüyüş süreci pür rassal yürüyüş sürecine benzer şekilde geçmiş değerler modele dahil edilmektedir. Bu sebeple geçmişte meydana gelen tüm şoklar modeli etkilemektedir (Tsay, 2005, s.66-67).

1.4.4 Deterministik Trendli Kayan Rassal Yürüyüş Süreci

Kayan rassal yürüyüş sürecine trend eklenmesi ile oluşan sürece deterministik trendli kayan rassal yürüyüş süreci adı verilir. Bağımlı değişkenin bir dönem önceki değeri olan y_{t-1} ile modele eklenen zaman trendi βt beraber modele dahil olduğundan, modeldeki trend deterministik ve stokastik özelliklere sahip olmaktadır.

$$y_t = \mu + \beta t + y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim (0, \sigma^2) \quad (20)$$

$$Y_t = \mu + \beta t + \varepsilon_t \quad (21)$$

$$y_t = t\mu + y_0 + \beta t + \sum_{t=1}^T \varepsilon_t \quad (22)$$

Sürecin ortalaması ve varyansı aşağıdaki gibi ifade edilmektedir,

$$E(y_t) = t\mu + y_0 + \beta t \quad (23)$$

$$Var(y_t) = t\sigma^2 \quad (24)$$

Sürecin ortalaması ve varyansı zamana bağlı olarak değiştiğinden durağan olmayan bir süreçtir (Wang, 2009, s.47).

İKİNCİ BÖLÜM

BİRİM KÖK TESTLERİ

Zaman serileri araştırmalarında serilerin yapısının anlaşılması serilerin analizi için önem taşımaktadır. Serilerin durağanlık araştırmalarında birim kök testlerinden faydalanılmaktadır.

2.1 BİRİM KÖK TESTLERİ

Rassal yürüyüş sürecine uygun olan bir modelde eğer y_{t-1} 'in önündeki katsayı bire eşitse model birim köklü olarak ifade edilir. Katsayının bire eşit olması sürecin rassal yürüyüş süreci olduğunu yani durağan olmadığını ifade eder.

$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim (0, \sigma^2) \quad (25)$$

$$Y_t = \beta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (26)$$

Modelde görülen y_{t-1} 'in önündeki katsayı olan $\beta = 1$ ise süreç birim köklüdür. Birim kök sorununu gidermek için modelin birinci farkını alıp tekrar test edersek yeni model şu şekilde ifade edilir;

$$\Delta Y_t = (\beta - 1)Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (27)$$

$$= \Phi Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$\Phi = 0$ ise; seri durağan hale gelir,

trend ortadan kalkar ve rassal olarak kabul edilen ε_t durağan bir seri olarak belirlenir. Birinci farkı alınarak durağan hale getirilen seri birinci dereceden bütünleşik seri olarak tanımlanır. Seri eğer birinci farkında durağan olmazsa ikinci ve üçüncü fark alınarak durağan bir seri elde edilebilir (Gujarati, 2011, s.718-719).

2.1.1 Sahte Regresyon

Sahte regresyon sorunu durağan dışı değişkenlerde görülen bir problemdir. Sahte regresyon durumunda modele ait R^2 yüksek t istatistikleri anlamlı bulunduğu durumlarda bile parametre tahminlerinin sonuçları anlamsız olmaktadır. Durağan olmayan değişkenler arasındaki ilişki sahte

bir ilişki olarak ifade edilmektedir. Granger ve Newbold tarafından yapılan analizlerde durağan olmayan değişkenler arasında bir ilişki bulunsa bile bu ilişkinin anlamsız olduğunu söylemişlerdir (Granger & Newbold, 1974, s.111-117).

2.2 GELENEKSEL BİRİM KÖK TESTLERİ

2.2.1 Dickey Fuller (DF) Birim Kök Testi

Birim kök testlerine temel oluşturan Dickey Fuller birim kök testi Dickey ve Fuller (1979) tarafından geliştirilmiştir. Birinci mertebeden otoregresif bir süreci açıklayan bir model temel alınarak testin uygulaması ifade edilebilir. $\beta = 1$ ise birim köklü, $\beta < 1$ ise durağan bir süreci temsil eder. Dickey Fuller testi için üç farklı model üzerinden tahmin yapılabilmektedir (Dickey & Fuller, 1979, s.427-428).

Birinci model Y_t rassal yürüyüş süreci şeklindedir,

$$Y_t = \beta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (28)$$

İkinci model sabit terim içeren kayan rassal yürüyüş süreci;

$$Y_t = \mu + \beta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (29)$$

Üçüncü model ise deterministik trend içeren kayan rassal yürüyüş süreci;

$$Y_t = \mu + \delta t + \beta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (30)$$

Hipotezlerin kurulumu aşağıdaki gibidir;

$$H_0 : \beta = 1$$

$$H_1 : \beta < 1$$

Temel hipotez olan H_0 birim kökü alternatif hipotez ise durağanlığı göstermektedir.

$\beta = 1$ için t istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanır;

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{t=1}^T Y_{t-1} Y_t}{\sum_{t=1}^T Y_{t-1}^2} \quad (31)$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{t=1}^T (y_t - \hat{\beta} y_{t-1})^2}{T-1} \quad (32)$$

Dickey-Fuller test istatistiği şu şekilde elde edilir:

$$DF = t = \frac{\hat{\beta} - 1}{SE(\hat{\beta})} = \frac{\sum_{t=1}^T y_{t-1} \varepsilon_t}{\sigma \sqrt{\sum_{t=1}^T y_{t-1}^2}} \quad (33)$$

Eğer birim kök sonucuna ulaşırsa model en küçük kareler ile tahmin edildiğinde parametreler eğilimli olacaktır. Bu sorunu gidermek için fark alma işlemi yapılır (Çil, 2018, s.291-292).

$$y_t - y_{t-1} = (\beta - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\beta - 1) = \delta \quad (34)$$

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (35)$$

$\beta = 1$ olursa $\delta = 0$ olacaktır ve hipotezler aşağıdaki gibidir;

$$H_0 : \delta = 0$$

$$H_1 : \delta < 0$$

Temel hipotez y_t 'nin birim köklü olduğunu, alternatif hipotez ise durağanlığı göstermektedir. Seri birinci farkı alındıktan sonra durağan olduysa birinci dereceden durağandır şeklinde ifade edilir ve $I(1)$ ile gösterilir.

2.2.2 Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) Birim Kök Testi

Dickey Fuller (DF) testleri uygulanırken hata terimleri arasındaki otokorelasyon sorunu ortaya çıkmıştır. Otokorelasyonun varlığı ε_t 'nin saf hata terimi olma özelliğini bozacağından ve bu durum Dickey Fuller dağılımlarını geçersiz hale getireceğinden otokorelasyon sorununu ortadan kaldırmak için Dickey Fuller modellerinde modelin sağ tarafına modeldeki bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri eklenerek Dickey Fuller testinin genişletilmiş bir hali oluşturulmuştur. Genişletilmiş Dickey Fuller testi için aşağıdaki modeller tahmin edilebilir (Galbraith & Walsh, 1999, s.27-28):

$$\Delta Y_t = \beta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \theta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (36)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \beta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \theta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (37)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \delta t + \beta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \theta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (38)$$

Gecikmeler dahil edilerek otokorelasyonu kaldırmak amaçlandığından uygun gecikme uzunlukları belirlenir. Gecikme uzunlukları küçük alınırsa sonuçlar eğilimli bulunur, eğer gereğinden fazla büyük alınırsa tahmin edilecek olan parametre sayısı artar ve serbestlik derecesi azalır bu da testin gücünün azalmasına neden olacaktır. Gecikme uzunluklarının belirlenmesi için Akaike (AIC), Schwarz Bayesyen (BIC) gibi bilgi kriterleri kullanılır.

2.2.3 Phillips-Perron (PP) Birim Kök Testi

Phillips-Perron; Dickey Fuller testini geliştirerek modele gecikmeleri eklemeyen, hata terimlerindeki otokorelasyon sorununu gidermek için parametrik olmayan tahmin yöntemleri ile modellerin tahmin edilmesi yönünde test oluşturmuşlardır.

Yöntemi açıklayabilmek için ele alınacak model aşağıdaki gibidir;

$$y_t = \alpha_0^* + \alpha_1^* y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (39)$$

$$y_t = \tilde{\alpha}_0 + \tilde{\alpha}_1 y_{t-1} + \tilde{\alpha}_2 \left(t - \frac{T}{2} \right) + \varepsilon_t \quad (40)$$

Burada T gözlem sayısını, ε_t ise saf hata sürecini göstermektedir. Hata terimlerinin beklenen değeri sıfır $E(\varepsilon_t) = 0$ olarak kabul edilir (Phillips & Perron, 1988, s.336-343).

2.2.4 Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) Durağanlık Testi

ADF ve PP testleri temel hipotez olarak y_t zaman serisinin birim köklü olduğunu ifade ederken LM test istatistiğini kullanan KPSS testi temel hipotez olarak y_t zaman serisinin durağanlığını ifade etmektedir.

Sabit terimli model;

$$y_t = \alpha + \mu_t + \varepsilon_t \quad (41)$$

Sabit terim ve deterministik trend içeren model;

$$y_t = \alpha + \beta t + \mu_t + \varepsilon_t \quad (42) \quad \text{ile gösterilmektedir.}$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + u_t \quad u_t \sim IID(0, \sigma_u^2) \quad (43)$$

Burada u_t pür rassal yürüyüş modelini ifade etmektedir.

KPSS test istatistiğinin hesaplanması aşağıda gösterilmiştir;

$$KPSS = \frac{T^{-2} \sum_{t=1}^T \hat{S}_t^2}{\hat{\lambda}^2} \quad (44)$$

Burada $\hat{S}_t = \sum_{i=1}^t e_i$ ' olmaktadır. e_i Denklemlerden elde edilen kalıntılardır. $\hat{\lambda}^2$, e_i 'den elde edilen ε_t 'nin uzun dönem varyans değerinin tutarlı tahminidir. KPSS testi için kritik değerler Kwiatkowski-Phillips-Schmidt ve Shin tarafından tablolştırılmıştır (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, & Shin, 1992, s. 159-178).

2.3 RALS KALINTILARLA ARTIRILMIŞ BİRİM KÖK TESTİ

Geleneksel birim kök testleri kalıntıların normal dağıldığı varsayımından hareketle türetilmişlerdir fakat serilerin özellikle finansal zaman serilerinde kalıntıların normal dağılmadığı durumlarla da karşılaşmaktadır. Kalıntıların normal dağılmadığının bilindiği serilere uygulanan geleneksel birim kök testlerinde sonuçlar sapmalı olacağından parametreler için yapılacak yorumlar anlamsız olacaktır (Çiçen, 2020.s.201).

Kalıntıların normal dağılmadığı durumlarda Meng vd. (2014) ve Meng vd. (2016), birim kök araştırmalarında kullanılmak üzere kalıntılarla artırılmış birim kök testi olarak ifade edilen RALS birim kök testlerini geliştirmişlerdir.

2.3.1 Kalıntılarla Artırılmış RALS ADF Birim Kök Testi

Geleneksel birim kök testlerinden olan ADF birim kök testinde yardımcı regresyon modellerinden elde edilen kalıntıların normal dağıldığı varsayılır. Özellikle finansal zaman serilerinde elde edilen kalıntıların normal dağılmadığı dikkate alınarak kalıntıların normal dağılmama durumuna karşı testin RALS versiyonu geliştirilmiştir.

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (45)$$

$$\Delta y_t = \mu + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (46)$$

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (47)$$

Yukarıdaki test regresyonlarının ε_t ile gösterilen kalıntıları normal dağılmıyorsa elde edilen test istatistikleri sapmalı olacağından RALS versiyonları ortaya çıkarılmıştır. $\hat{w}_{1t}$ ve $\hat{w}_{2t}$ olarak gösterilen kalıntılarla artırılmış yeni değişkenler oluşturulur. Değişkenler oluşturulurken ADF modelinden elde edilen kalıntıların kendisi $\hat{\varepsilon}_t$, kalıntıların kareleri $\hat{\varepsilon}_t^2$, kalıntıların kübü $\hat{\varepsilon}_t^3$ ve m_2 ile gösterilen ikinci moment (varyans) ile m_3 ile ifade edilen üçüncü moment kullanılmaktadır. Moment hesaplanırken formülde ikinci moment hesaplanmak istenirse kalıntıların karelerinin toplamı gözlem sayısına bölünür, üçüncü moment hesaplanmak istenirse kalıntıların küplerinin toplamı gözlem sayısına bölünür. $\hat{w}_{1t}$ değeri için kalıntıların karelerinden ikinci moment için hesaplanan değer çıkarılır, $\hat{w}_{2t}$ için kalıntıların küplerinden üçüncü moment için hesaplanan değer ile ikinci moment ve kalıntının kendisinin üç ile çarpılarak elde edilen değerinden çıkarılarak kalıntılarla artırılmış değişkenler hesaplanır. Normal dağılmayan kalıntılara ait özellikleri içeren yeni değişkenler elde edilir.

$$\hat{w}_t = (\hat{\varepsilon}_t^2 - m_2, \hat{\varepsilon}_t^3 - m_3 - 3m_2\hat{\varepsilon}_t)' \quad (48)$$

$$m_j = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^j}{T} \quad (49)$$

$\hat{w}_{1t}$ ve $\hat{w}_{2t}$ olarak gösterilen kalıntılarla artırılmış yeni değişkenler bulunduktan sonra ADF test regresyonuna, kalıntılar ile artırılmış yeni değişkenler ilave edilir ve RALS versiyonlu yeni modeller çözülür. Normal dağılmadığı tespit edilen kalasik modelden elde edilen kalıntılar ile RALS versiyonu ile çözülen modele ait kalıntılar arasındaki korelasyon ρ katsayısı hesaplanır. Hesaplanan korelasyon katsayı ile klasik modelden elde edilen test istatistiği çarpılır $\rho\tau_{DF}$. Korelasyon katsayısının karesi ortalaması sıfır varyansı sabit olan bir tesadüfi değişken olarak ifade edilen Z değeri ile çarpılarak birden çıkarılıp karekökü alınır ve bulunan değer ile $\rho\tau_{DF}$ değeri toplanır. Bu şekilde RALS ADF test istatistiği elde edilmektedir (Im, Lee, & Tieslau, 2014, s.315-342).

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta y_{t-i} + \gamma_1 \hat{w}_{1t} + \gamma_2 \hat{w}_{2t} + e_t \quad (50)$$

$$\Delta y_t = \mu + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta y_{t-i} + \gamma_1 \hat{w}_{1t} + \gamma_2 \hat{w}_{2t} + e_t \quad (51)$$

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta y_{t-i} + \gamma_1 \hat{w}_{1t} + \gamma_2 \hat{w}_{2t} + e_t \quad (52)$$

$$\begin{aligned} H_0 : \delta = 0 \\ H_1 : \delta < 0 \end{aligned} \quad \rho = \text{corr}(\hat{\varepsilon}_t, \hat{e}_t) \quad \tau_{RALS-DF} \rightarrow \rho\tau_{DF} + \sqrt{1-\rho^2} Z \quad (53)$$

2.3.2 Kalıntılarla Artırılmış RALS LM Birim Kök Testi

RALS LM testi Meng vd. (2014) ve Meng vd. (2016) tarafından geliştirilmiştir. RALS LM testi; Schmidt ve Phillips (1992) tarafından geliştirilen ADF'nin LM versiyonuna dayanmaktadır. RALS LM testinin bir kırılmalı testi ise Lee ve Strazicich (2003, 2004) bir kırılmalı LM testinin RALS versiyonudur. Deterministik bileşenlerinden arındırılan bir seriden elde edilen kalıntılara ADF testi uygulanarak klasik LM testi uygulanır. Ardından RALS ADF testinde olduğu gibi $\hat{w}_{1t}$ ve $\hat{w}_{2t}$ değişkenleri bulunup klasik LM testine eklenerek kalıntılar elde edilir. Ardından elde edilen kalıntılar ile klasik modelden elde edilen kalıntılar arasındaki korelasyon bulunup RALS ADF deki gibi işlemler yapılarak RALS LM test istatistiği elde edilir. Sıfır hipotez birim kök durumunu, alternatif hipotez ise durağanlığı ifade etmektedir. Klasik modelden elde edilen

kalıntıların normal dağılmaması durumunda RALS LM test istatistiğinin elde edilir. RALS LM test istatistiğinden elde edilen değer kritik değer ile karşılaştırılır. Test istatistiğinin kritik değerden küçük olması durumunda sıfır hipotezi reddedilir ve seri durağandır sonucuna ulaşılır (Hepsağ & Akçalı, 2019,s.64-65).

$$y_t = \mu + \beta t + \tilde{y}_t \quad \Delta \tilde{y}_t = \delta' z_t + \gamma \tilde{y}_{t-1} + e_t$$

$$H_0 : \gamma = 0$$

$$H_1 : \gamma < 0$$

$$\Delta \tilde{y}_t = \delta' z_t + \beta \tilde{y}_{t-1} + \gamma_1 \hat{w}_{1t} + \gamma_2 \hat{w}_{2t} + e_t \quad (54)$$

$$H_0 : \beta = 0$$

$$H_1 : \beta < 0$$

$$\rho = \text{corr}(\hat{e}_t, \hat{e}_t) \quad \tau_{\text{RALS-LM}} \rightarrow \rho \tau_{\text{LM}} + \sqrt{1 - \rho^2} Z \quad (55)$$

RALS LM testi RALS ADF testine göre daha güçlü bir test olarak ifade edilmiştir. (Meng, Im, Lee, & Tieslau, 2014, s.344).

2.3.3 Kırılmayı Dikkate Alan RALS LM Birim Kök Testi

Kırılmayı dikkate alan RALS LM birim kök testi Meng vd. (2014 ve 2016) tarafından kırılmaları da dikkate alacak şekilde geliştirilmiştir.

2.3.3.1 Sabitte Kırılmayı Dikkate Alan Model

Sabitte tek kırılmayı dikkate alan durumda geleneksel tek kırılmalı model tahmin edilir, model kalıntılarının normal dağılmadığı belirlendiğinde kalıntılarla artırılmış modeli bulmak için $\hat{w}_{1t}$ ve $\hat{w}_{2t}$ değişkenleri bulunur. Elde edilen değişkenler modele dahil edilerek yeni modelden elde edilen kalıntılarla RALS LM test istatistiği elde edilir. Yapısal tek kırılmalı LM birim kök testlerinde sıfır hipotezi yapısal kırılmalı birim kökü, alternatif hipotez ise yapısal kırılmalı durağanlığı ifade etmektedir (Meng, Im, Lee, & Tieslau, 2014, s.344-348).

$$y_t = \delta' Z_t + \varepsilon_t \quad Z_t = [1, t, D_{1,t}]'$$

$$\Delta y_t = \delta' Z_t + \beta \tilde{S}_{t-1} + e_t \quad (56)$$

$$\Delta y_t = \delta' Z_t + \beta \tilde{S}_{t-1} + \gamma_1 \hat{w}_{1t} + \gamma_2 \hat{w}_{2t} + \varepsilon_t \quad (57)$$

$$\begin{aligned} H_0 : \beta &= 0 \\ H_1 : \beta &< 0 \end{aligned} \quad \rho = \text{corr}(\hat{e}_t, \hat{\varepsilon}_t) \quad \tau_{\text{RALS-LM}} \rightarrow \rho \tau_{\text{LM}} + \sqrt{1 - \rho^2} Z \quad (58)$$

2.3.3.2 Sabitte ve Trendde Kırılmayı Dikkate Alan Model

Geleneksel modelden kalıntılar tahmin edilip, kalıntıların normal dağılmadığının belirlenmesinin ardından $\hat{w}_{1t}$ ve $\hat{w}_{2t}$ değişkenleri elde edilerek modele ilave edilir ardından yeni modelden hesaplanan kalıntılar ile RALS LM test istatistiği elde edilmektedir. Sıfır hipotezi yapısal kırılmalı birim kökü, alternatif hipotez yapısal kırılmalı durağanlığı ifade etmektedir (Meng, Lee, & Payne, 2016, s.3-5).

$$y_t = \delta' Z_t + \varepsilon_t \quad Z_t = [1, t, D_{1,t}, DT_{1,t}]'$$

$$\Delta y_t = \delta' Z_t + \beta \tilde{S}_{t-1} + e_t \quad (59)$$

$$\Delta y_t = \delta' Z_t + \beta \tilde{S}_{t-1} + \gamma_1 \hat{w}_{1t} + \gamma_2 \hat{w}_{2t} + \varepsilon_t \quad (60)$$

$$\begin{aligned} H_0 : \beta &= 0 \\ H_1 : \beta &< 0 \end{aligned} \quad \rho = \text{corr}(\hat{e}_t, \hat{\varepsilon}_t) \quad \tau_{\text{RALS-LM}} \rightarrow \rho \tau_{\text{LM}} + \sqrt{1 - \rho^2} Z \quad (61)$$

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

VOLATİLİTE KAVRAMI VE VOLATİLİTE MODELLERİ

3.1 VOLATİLİTE

Volatilite (oynaklık) ifadesi temel olarak belirsiz değişkenlik ve değişme olarak tanımlanabilir. Sermaye hareketlerinin yoğunluğu ve küreselleşme ile beraber finansal piyasalardaki volatilite artmıştır. Piyasalar arasındaki bu etkileşimler volatilite yayılması ile bir piyasadaki şokun diğer piyasanın volatilitesi üzerinde etkili hale gelmesine sebep olmuştur (Çiçek, 2010,s.2).

Markowitz(1954)'ün Portföy Teorisi üzerine yaptığı incelemeyle ilgi gören volatilite; risk değerlendirmede önemli bir kavram olarak destek görmektedir. Mandelbrot (1963); finansal varlıklarda büyük fiyat değişimlerini büyük, küçük fiyat değişimlerini ise küçük hareketlerin takip edeceğini ifade ederek finansal zaman serilerinde fiyat hareketlerinin seyrinin bir kümelenme biçiminde olduğunu tarif etmiştir (Çil, 2018, s.414).

Finans alanında oldukça önemli bir kavram olan volatilite; risk ve belirsizliğin ortaya konulmasında önemli bir ölçü olarak değerlendirilmektedir. Bir gösterge olarak volatilite; bir serideki değerlerin belirgin bir şekilde ortalamanın üstünde artış ve azalışları olarak gösterilebilir. Volatilite; değerlerin ortalamaya göre değişmelerini ifade etmesi sebebiyle serinin standart sapması olarak da belirtilebilir. Volatilite; şokların yoğun olduğu, belirsizlik dönemlerinde yüksek seyir izlerken, şokların ortadan kalktığı, belirsizliğin azaldığı dönemlerde düşük seyir izler (Karabıyık & Anbar, 2007, s.62-65).

Çeşitli finansal varlıkların risk getiri durumunun analizinde kullanılmak üzere volatiliteleri belirlenebilir. Faiz, döviz kuru, hisse senedi gibi finansal varlıkların kendi volatiliteleri ifade edilebileceği gibi ekonometrik yöntemlerle bu finansal varlıklar arasındaki volatilite aktarımı, volatilitelerinin birbirleri üzerindeki etkileri de çeşitli modellerle ifade edilebilmektedir. Bu tip modeller bize finansal varlıkların birbirlerini etkileme gücünü göstererek ekonomik ilişkilerin analizinde ve ekonomik ilişkilerin anlaşılmasında yardımcı olur. Finansal krizler, savaş ve göç olayları, doğal afetler, salgınlar, dış ülke müdahalesi, komşu ülkelerle olan durumlar, iç politikadaki gelişmeler, iyi ve kötü haberler, maliye ve ekonomi politikaları, beklentiler, talep daralması ya da artışı, üretim kaynaklarının arzı ya da talebi ve daha birçok olay volatilite üzerinde etkili olabilmektedir. Geçmişte bu sebeplerle yaşanan volatilite değişimlerinden

hareketle finansal varlıkların hareket yapısının belirlenerek risk durumlarının tahmini ve öngörü oluşturarak politikaların belirlenmesi için finansal varlıklar için volatilité incelemeleri yapılmaktadır (Akpamuk, 2014, s.4).

Finansal varlıkların fiyat oluşumlarının birbirleri ile etkileşiminin bilinmesi fiyatların oluşumunda finansal varlıklar arasında bir bağımlılığın olduğunu göstermektedir. Bu nedenle finansal varlıkların hata terimleri sabit değildir ve normal dağılmamaktadır. Bu özelliklerinden dolayı finansal zaman serilerinde aşırı basıklık, kümelenme ve kaldıraç etkisinin varlığı görülebilmektedir. Aşırı basıklık durumunda dağılım normal dağılıma göre ucu daha sivri olarak görülmektedir, Volatilité kümelenmesi; yüksek getirili dönemlerin yüksek getirili dönemleri, düşük getirili dönemlerin ise düşük getirili dönemleri takip etmesi olarak tanımlanır. Kaldıraç etkisi; ise negatif şokların sebep olduğu düşüşlerin, pozitif şokların neden olduğu yükselişlere göre daha etkili olması şeklinde tanımlanır (Hepsağ, 2013, s.6).

3.2 VOLATİLİTE YAYILMASI

Volatilité yayılımı; piyasalar arasında bağımlılığın artmasıyla, şokların birbirlerini etkilemesi olarak tanımlanabilir. Volatilitenin ölçümü ve volatilité yayılımının finansal piyasalar için belirlenmesi yatırım yaparken riskin tespiti ve karar vermede önemli bir etkidir. Yatırım yaparken riskin belirlenerek yatırımların yapılması için volatilité analizleri önemlidir. Piyasalar arasındaki şokun yayılımını belirlenerek, risk tahmini ve getirinin tespiti volatilité modelleri ile belirlenebilmektedir (Değirmenci & Abdioğlu, 2017,s.105).

Finansal piyasalar için önemli bir bilgi noktası olan oynaklık-volatilité yayılımı analizi piyasa riskinin belirlenmesi ve yönetilmesi açısından önemli bir imkan sağlamaktadır. Finansal piyasalar birbirinden etkilenen araçlara sahip piyasalardır. Döviz, faiz, kur gibi piyasayı oluşturan araçların getirileri ve değişimlerinin birbirinden etkilendiği olduğu bilinmektedir. Finansal piyasalarda yatırım yaparken bu etkileşimlerin bilinmesi yatırım riskini yönetebilmek açısından önem arz etmektedir (Şenol, 2020,s.630).

Volatilitenin önem kazanmasında birkaç temel faktör vardır. Bunlardan ilki oynaklığa neden olan dalgalanmaların nedenlerinin ortaya çıkarılarak belirlenmesinin önemli olmasıdır. İkinci olarak bireysel yatırımcılar açısından oynaklığın belirlenmesi, yatırım yapacakları varlığa ait değerlendirmelerinde bir etken olarak yardımcı olmaktadır. Bir diğer etken; riskin belirlenerek

yatırımcıların yüksek riske karşı önlem almaları konusunda bilgi sahibi olmaları açısından volatilité analizleri etkili olmaktadır (Daly, 2008,s.2378).

Volatilitenin modellenmesinin önemi piyasalar arasındaki yayımı ve finansal piyasaların risk yapısını ortaya koyarak piyasada fiyatlandırmayı, riskten kaçınma için politika oluşturmayı, yatırımcılar ve politikacılar için piyasa üzerinde doğru karar vermeyi sağlamak için bilgi sağlamasıdır. Finansal piyasalarının yapısı reel piyasa ve piyasa beklentileri üzerinde önemli bir etkiye sahiptir. Gelişmekte olan piyasalar gelişmiş piyasa ekonomilerine göre daha yüksek volatilitéye ve bu sebeple daha yüksek riske sahiptir. Bu sebeple volatilité analizleri piyasaların yapısının anlaşılması ve riskin ölçülmesi için önemlidir (Akpamuk, 2014, s.12).

3.2.1 Otoregresif Ortalama AR(p) Süreci

Finansal zaman serileri analizlerinde sıklıkla kullanılan otoregresif süreçler tek bir değişkenin kendi geçmiş değeri ile sürece etki eden şokları ifade eden hata teriminin doğrusal olarak ifade edilmesidir. Otoregresif modellerde, bir dışsal değişkenin kendi geçmiş değeri ile şokları içsel olarak belirlenip analiz yapılmaktadır (Hamilton, 1994, s.51).

Birinci dereceden bir otoregresif süreç aşağıdaki gibi gösterilir;

$$y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (62)$$

İfade edilen AR(1) model olarak gösterilir. Model bir sabit terimi, kendisinin bir dönem önceki değeri ile ortalaması sıfır varyansı sabit olarak kabul edilen şokları gösteren parametreyi içermektedir. α bütün dönemlerde aynı olan sabit parametredir, otoregresif parametre olan β_1 mutlak değerce birden küçük $|\beta_1| < 1$ olarak varsayılmaktadır, birden küçük olması serinin durağan olduğunu şokların etkisinin giderek azalacağını ifade etmektedir (Tsay, 2005, s.46).

AR(1) sürecine ait koşulsuz ortalama için yukarıda ifade edilen modelin beklenen değeri alınarak şu şekilde ifade edilebilir;

$$\begin{aligned} E(y_t) &= E(\alpha + \beta_1 y_{t-1} + \varepsilon_t) \\ E(y_t) &= \alpha + \beta_1 E(y_{t-1}) + E(\varepsilon_t) \end{aligned} \quad (63)$$

$$E(\varepsilon_t) = 0 \text{ Durumunda,}$$

$$\begin{aligned} E(y_t) &= \alpha + \beta_1 E(y_{t-1}) \\ E(y_t) &= E(y_{t-1}) = \mu \end{aligned} \quad (64)$$

y_t 'nin koşulsuz ortalamasının ifadesi;

$$\mu = \frac{\alpha}{1 - \beta_1} \quad (65)$$

$\alpha = 0$ Olduğunda ortalama sifıra eşit olarak bulunur, $\beta_1 \neq 1$ durumunda ise ortalama sabit bir değer alır.

Tüm dönemler boyunca varyans sabit olarak ifade edilerek modelin varyansını bulmak için yukarıdaki denklemden yararlanılarak aşağıdaki gibi ifade edilir;

$$E(y_t - \mu)^2 = \sigma^2(1 + \beta_1^2 + \beta_1^4 + \dots) \quad (66)$$

σ^2 İfadesi ε_t 'nin varyansı olarak gösterilmektedir. $\beta_1^2 < 1$ Olarak gösterilen durağanlık varsayımı durumunda y_t 'nin koşulsuz varyansı ifadesi;

$$Var(y_t) = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{1 - \beta_1^2} \quad (67) \quad \text{varyans ifade edilmektedir.}$$

AR(1) serisine ait otokorelasyon tanımı gösterimi ise şu şekilde yapılmaktadır;

y_t ile y_{t-k} için kovaryansın gösterimi γ_k ile ifade edilir.

$$\gamma_k = Corr(y_t, y_{t-k}) = \beta_1^k \sigma_y^2 \quad k = 0, 1, 2, \dots \quad (68)$$

Şeklinde bulunur.

Varyans gösterimi;

$$Var(y_t) = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{1 - \beta_1^2} \quad (69)$$

y_t ile y_{t-k} arasındaki korelasyon;

$$Corr(y_t, y_{t-k}) = \frac{Cov(y_t, y_{t-k})}{\sqrt{Var(y_t)}\sqrt{Var(y_{t-k})}} \quad (70)$$

İki seri için otokorelasyon katsayısının hesaplanmasının gösterimi;

$$\rho_k = \frac{Cov(y_t, y_{t-k})}{\sqrt{Var(y_t)}\sqrt{Var(y_{t-k})}} = \frac{Cov(y_t, y_{t-k})}{\sigma_{y_t}\sigma_{y_{t-k}}} = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \quad k = 0, \pm 1, \pm 2, \dots, \quad (71)$$

denklemini ile gösterilir.

$$\frac{\gamma_k}{\gamma_0} = \frac{\beta_1^k \sigma_y^2}{\sigma_y^2} = \beta_1^k \quad k = 0, 1, 2, \dots \quad (72)$$

$|\beta_1| < 1$ olması AR(1) sürecinin durağanlığını gösterir.

Eğer y_t 'nin açıklanması, sadece kendi bir dönem önceki değerine değil de diğer gecikmeli değerlerine de bağlı ise süreç AR(p) olarak tanımlanır ve model olarak gösterimi şu şekildedir;

$$y_t = \alpha + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (73)$$

Serinin durağanlık koşulu; $\beta_1 + \beta_2 + \dots + \beta_p < 1$ şeklinde ifade edilir.

α , y_t 'nin ortalamasını gösteren bir sabit terimi ifade eder, $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p$ otoregresif parametreleri temsil eder, ε_t ortalaması sıfır varyansı sabit olan rassal değişken olarak kabul edilen parametredir (Sevüktekin & Çınar, 2017, s.149-161).

3.2.2 Hareketli Ortalama MA(q) Süreci

Hareketli ortalama süreci olarak ifade edilen bu süreci ifade edecek olursak bir finansal varlığın bir dönem önceki değeri ile bugünkü değeri arasındaki değişimin ortalaması sıfır ve sabit varyanslı ve korelasyonu bulunmayan rassal değişkenlerin bir seri yapısında davranış gösterdiği ifade edilmektedir.

$$y_t = P_t - P_{t-1} = \varepsilon_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (74)$$

ε_t ile ifade edilen hataların korelasyonsuz ve rassal hatalar olduğu ifade edilir. Hata terimi firmanın ürettiği ürünlere olan aşırı talep yükselmesi ya da alçalması, piyasaya giren yeni rakiplerden gelen rekabetin oluşturduğu yeni durumlar, teknolojik gelişmeler, politik durum gibi beklenmedik durumların finansal varlığın fiyatına olan ani etkilerini gösteren değişkendir. Bu tür etkilere piyasa etkinin yaşandığı gün yerine sonraki günlerde de tepki verebilir. Şokların oluşturduğu etkinin bir dönem sonraki fiyat üzerinde etkisi şu şekilde modellenenir.

$$y_{t+1} = \varepsilon_{t+1} + \phi_1 \varepsilon_t \quad (75)$$

ε_{t+1} ile ifade edilen durum $t+1$ 'de gerçekleşen yeni bir haberin ya da olayın finansal varlık üzerindeki etkisini ifade eder. $\phi_1 \varepsilon_t$ ise önceki gün gelen haberlerin ya da olayların süregelen etkisini ifade eder. Basit bir zaman serisi süreci olarak ifade edilen MA(1) süreci şu şekilde ifade edilebilir

$$y_t = \theta_0 + \phi_1 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \quad (76)$$

θ_0 ile ϕ_1 modele ait bilinmeyen parametreleri göstermektedir, ε_t saf hata sürecini gösterir. Model basit olarak ifade edilirse y_t 'nin alacağı değer hem cari dönemdeki hem de cari dönemden önceki şoklar tarafından açıklanır. MA(1) sürecinin ortalaması;

$$E(y_t) = E(\theta_0 + \phi_1 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t) \quad (77)$$

$$\begin{aligned} E(y_t) &= E(\theta_0 + \phi_1 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t) \\ E(y_t) &= \theta_0 + \phi_1 E(\varepsilon_{t-1}) + E(\varepsilon_t) \end{aligned} \quad E(\varepsilon_{t-1}) = E(\varepsilon_t) = 0 \quad (78)$$

$$E(y_t) = \theta_0 = \mu \quad (79)$$

MA(1) sürecine ait koşulsuz varyans denklemi

$$E(y_t - \mu)^2 = E[(\theta_0 + \phi_1 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t) - \theta_0]^2 \quad (80)$$

$$E(y_t - \mu)^2 = \phi_1^2 E(\varepsilon_{t-1}^2) + E(\varepsilon_t^2) + 2\phi_1 E(\varepsilon_{t-1} \varepsilon_t) \quad (81)$$

$$\begin{aligned} E(\varepsilon_{t-1} \varepsilon_t) &= 0 \\ E(\varepsilon_{t-1}^2) &= E(\varepsilon_t^2) = \sigma_\varepsilon^2 \end{aligned} \quad (82)$$

$$E(y_t - \mu)^2 = \sigma_\varepsilon^2 \phi_1^2 + \sigma_\varepsilon^2 + 2\phi_1 0 \quad (83)$$

$$E(y_t - \mu)^2 = \gamma_0 = \sigma_\varepsilon^2 (1 + \phi_1^2) \quad (84) \quad \text{MA(1) sürecinin varyansı elde edilir.}$$

k sayıda gecikme uzunluğu için kovaryans hesaplaması;

$$\text{Cov}(y_t, y_{t-k}) = E[(y_t - \mu)(y_{t-k} - \mu)] = E[(\varepsilon_t + \phi_1 \varepsilon_{t-1})(\varepsilon_{t-k} + \phi_1 \varepsilon_{t-k-1})] \quad (85)$$

$$\gamma_k = 0$$

$k > 1$ olduğu durumda kovaryanslar sıfır olarak bulunur. Kovaryansın sıfır olması MA(1) sürecinin bir dönemlik sınırlı belleğe sahiptir. Başka zaman serisine ait gecikmelerle korelasyon durumu yoktur.

MA(1) sürecini ilave gecikmelerle genişletilebilir. q dönem gecikme ilave edilirse süreç MA(q) olarak gösterilir. MA(q) sürecinin gösterimi şu şekildedir (Zivot & Wang, 2006, s.71)

$$y_t = \theta_0 + \varepsilon_t + \phi_1 \varepsilon_{t-1} + \phi_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \phi_q \varepsilon_{t-q} \quad (86)$$

MA(1) sürecinin ortalaması;

$$E(y_t) = \theta_0 = \mu \quad (87)$$

MA(1) sürecinin varyansı;

$$E(y_t - \mu)^2 = \gamma_0 = \sigma_\varepsilon^2 (1 + \sum_{j=1}^q \phi_j^2) \quad (88)$$

MA(1) sürecinin otokovaryansı

$$\gamma_j = \begin{cases} \sigma_\varepsilon^2 \left(\phi_j + \sum_{j=p+1}^q \phi_p \phi_{p-j} \right) & j \leq p \\ 0 & j > p \end{cases} \quad (89)$$

3.2.3 Otoregresif Hareketli Ortalama Süreci ARMA(p, q)

Zaman serisi ile yapılan analizlerde AR ve MA yapılarının kullanıldığı durumlarda fazla parametre ile tahmin yapılmasının oluşturduğu zorlukları gidermek için otoregresif hareketli ortalamalar modeli olarak ifade edilen ARMA modelinin kullanılması uygun olmaktadır. ARMA

modeli sürecinde sürece dahil olan hem otoregresif model olarak ifade edilen AR süreci hem de hareketli ortalamalar olarak ifade edilen MA süreci birlikte dahil olmaktadır. ARMA(p, q) modeli gösterimi şu şekilde ifade edilmektedir (Zivot & Wang, 2006, s.64).

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_p y_{t-p} + \varepsilon_t + \phi_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \phi_q \varepsilon_{t-q} \quad (90)$$

p ile q pozitif tam sayılar, ε_t ise ortalaması sıfır, varyansı sabit olan korelasyonsuz saf hata sürecini temsil etmektedir.

Modelin beklenen değeri alındığında;

$$E(y_t) = E(\beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_p y_{t-p} + \varepsilon_t + \phi_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \phi_q \varepsilon_{t-q}) \quad (91)$$

$$E(y_t) = E(y_{t-1}) = E(y_{t-2}) = \dots = E(y_{t-p}) = \mu \text{ model tekrar düzenlenirse;}$$

$$\mu = \beta_0 + \beta_1 \mu + \dots + \beta_p \mu + 0 + \phi_1 0 + \dots + \phi_q 0 \quad (92)$$

$$\mu = \beta_0 + \beta_1 \mu + \dots + \beta_p \mu \quad (93)$$

$$\mu = \frac{\beta_0}{1 - \beta_1 - \dots - \beta_p} \quad (94)$$

Sonucu elde edilir.

Durağanlık için $\beta_1 + \beta_2 + \dots + \beta_p < 1$ koşulu sağlanmalıdır (Hamilton, 1994, s.60-61).

3.2.4 Otoregresif Bütünleşik Hareketli Ortalama Süreci ARIMA(p,d,q)

Zaman serilerinin çoğunlukla durağan dışı olma özelliği gösterir ve özellikle finansal zaman serileri rassal yürüyüş süreci izler. Fark alınarak dönüştürülen model durağan hale getirilerek ARIMA modeline dönüşür. Düzeyde durağan ARMA modeli ARMA(p,0,q) ile gösterilebilirken birinci farkı alınarak durağanlaştırılan bir ARMA modeli ARIMA(p,d,q) olarak gösterilir. d ile ifade edilen serinin kaçınıcı dereceden fark alınarak durağanlaştığını bütünleşme derecesini göstermektedir. ARIMA modeli ARMA modelinin durağanlaştırmak için fark alınarak oluşturulmuş gösterimidir.

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (95)$$

ARIMA(1,1) modeli gösterimi;

$$\Delta^d y_t = \alpha_0 + \beta_1 \Delta^d y_{t-1} + \varepsilon_t + \phi_1 \varepsilon_{t-1} \quad (96)$$

$d=1$ olduğu için model birinci dereceden bütünleşik bir süreci gösterir (Mills & Markellos, 2008, s.14-26).

3.3 TEK DEĞİŞKENLİ VOLATİLİTE MODELLERİ

Bu kısımda tek değişkenli varyans modelleri olarak bilinen ARCH, GARCH model ile bunlardan türetilen ARCH-M, GARCH-M, EGARCH ve TARCH modelleri anlatılmıştır.

3.3.1 Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH) Modeli

Finansal zaman serilerindeki volatil hareketlerin sebep olduğu, serilerin varyansta durağan olmaması nedeniyle bu varyansta durağan olmama durumunu modelleyebilmek için ARCH model Engle(1982) makalesinde ifade edilmiştir. ARCH model de koşullu varyans modellenirken geçmiş dönem bilgilerini kullanarak otoregresif bir yapı ile modellenmektedir (Horváth & Teyssière, 2001, s.445).

Varyansta olan değişkenlikten dolayı bu serilerde kurulacak basit regresyon modellerinin kalıntıları değişen otoregresif varyansa sahip olacaktır. Bu sebeple bir getiri serisini açıklamak için varyanstaki değişkenliği de dikkate alarak getiri serisinin davranışlarını tahmin edebileceğimiz bir varyans model kurulmalıdır. ARCH modeli için kullanılan koşullu varyans geçmiş dönem bilgileri ile modellenmektedir. Birinci dereceden otoregresif süreci ile ifade edilirse, modelde y_t serisinde hata terimi ε_t varyansı sabit $V(\varepsilon_t) = \sigma^2$ ve beyaz gürültü sürecine sahiptir. y_t 'nin koşullu ortalaması γy_{t-1} olarak ifade edilirken koşulsuz ortalaması sıfır(0) dır.

Koşullu varyans σ^2 , koşulsuz varyans ise $\frac{\sigma^2}{1-\gamma^2}$ dir. Koşullu varyansın zamana bağlı olarak yer

aldığı durumlarda zamana bağlı bir otoregresif varyans modeli kurabilmek için volatilitedeki değişkenliği kapsayacak şekilde bir varyans modeli kurulur (Engle, 1982, s.987-988).

Getiri serisini açıklamak için bir AR(1) modeli kurulmuştur. Kurulan model tahmin edildiğinde kalıntıların varyansları otoregresif koşullu değişen varyans ARCH etkisi içerdiği ARCH testi ile belirlenir. Kurulan denklemin hata teriminin beklentiler doğrultusunda sıfır ortalamalı ve sabit varyanslı olduğudur fakat modelde tahmin edilen hata terimi sıfır ortalamaya sahip olsa da sabit varyans durumu olmayabilir.

$$y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (97)$$

$$\varepsilon_t = \eta_t \sqrt{h_t}$$

Koşullu varyans h_t olarak ifade edilir. Ortalama denkleminde elde edilen kalıntının otoregresif koşullu değişen varyansa sahiptir ve bu değişkenlik volatilité olarak ifade edilir. Hata terimlerinin otoregresif koşullu değişen varyans sürecine sahip olması bilgisiyle, hata terimlerini, hata terimlerinin kalıntılarının bir dönem önceki değeri ile açıklamaya çalışan ARCH volatilité modeli kurulur.

$$h_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1}^2 \quad (98)$$

ARCH(p) modeli şu şekilde ifade edilir;

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 \quad (99)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (100)$$

$$\varepsilon_t = y_t - x_t a \quad (101)$$

Yukarıdaki eşitlikte h_t ortalama modelden elde edilen bir varyans model olarak gösterilir. ARCH sürecinde sürece ilişkin bazı kısıtlar bulunmaktadır. Koşullu varyansın değerlerinin pozitif olması beklenmektedir, bu nedenle $\alpha_i > 0$ olması istenir, ε_t 'ler de negatif değer almamalıdır bunun

yanında sabit terim dışında diğer terimlerin toplamı $\sum_{i=1}^p \alpha_i < 1$ birden küçük olmalıdır. Bu olmadığı durumda süreç sonsuz bir varyansa sahip olacaktır (Hamilton, 1994, s.664).

$$y_t = \mu + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_q y_{t-q} + \varepsilon_t \quad (102)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 + v_t \quad (103)$$

$$LM = (T - p)R^2 \quad (104)$$

ARCH etkisinin tespiti için ARCH LM (Harvey,1991) testi kullanılır. En küçük kareler yöntemi ile tek değişkenli bir model tahmin edilerek hata kareleri tespit edilir. Hata terimlerinin geçmiş değerleri ile yeni bir model kurulur ve LM test istatistiği elde edilir. Boş hipotez reddedilirse ARCH etkisinin bulunduğu reddedilemezse ARCH etkisinin olmadığı söylenebilir (Engle, Hendry, & Trumble, 1985, s.66-93).

ARCH modeli değişen varyansın modellenmesinde kullanılmakla beraber bazı dezavantajlara da sahiptir. Bunlardan biri serilere gelen olumlu ve olumsuz şokların zaman serisi üzerindeki etkisinin simetrik olarak kabul etmesidir. Finansal zaman serilerinde bu etkilerin farklı tepkiye neden olduğu bilinmektedir. Bir diğer eleştiri ise davranışın sebeplerini sunmamasıdır. Son olarak ise büyük etkisi olan şoklara verilen tepkinin geç olarak ölçülmesidir. Modelin zayıf taraflarını gidermek için Bollerslev (1986) tarafından GARCH model geliştirilmiştir (Çolak & Taşpunar Altuntaş, 2016, s.213,).

3.3.2 Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) Modeli

ARCH modeline daha uzun geçmiş bilgilerin eklenmesi ile genişletilerek oluşturulmuş bir model olarak GARCH modeli Bollerslav (1986) tarafından geliştirilmiştir. ARCH modelinde negatif varyans parametrelerinden kaçınmak için sabit bir gecikme uzunluğu belirlenir esnek gecikme yapısına ve daha uzun hafızaya sahip olmak için ARCH modeli genişletilerek GARCH modeli oluşturulmuştur.

$$\varepsilon_t | \mathcal{H}_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i}^2 \quad (105)$$

$$p \geq 0 \quad q > 0 \quad \alpha_0 > 0$$

$$\alpha_i > 0 \quad i = 1, \dots, q$$

$$\beta_i \geq 0 \quad i = 1, \dots, p$$

$p = 0$ olarak bulunursa süreç ARCH(q) süreci olur. $p = q = 1$ olduğunda süreç GARCH(1,1) olarak gösterilir. GARCH(1,1) modeli;

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \quad (106)$$

Modeli oluşturan parametreler için bazı kısıtlar mevcuttur.

$\alpha_0 > 0$ $\alpha_1 \geq 0$ $\beta_1 \geq 0$ olarak kısıtlar bulunmaktadır. Parametrelerin pozitif olmasının yanında modelin geçerliliği için sabit dışındaki parametre toplamları birden küçük olmalıdır. $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ bu kısıt aynı zamanda durağanlığın sağlanması için gereklidir (Bollerslev, 1986, s.308).

GARCH modeli, ARCH modeli gibi simetrik etkiyi gösterir asimetrik etkiyi dikkate almamaktadır. Ayrıca katsayıların negatif olmam koşulu ARCH modelinde olduğu gibi ihmal edilmektedir. Kaldıraç etkisi de ölçülememektedir (Sarıkovanlık, Koy, Akkaya, Yıldırım, & Kantar, 2020, s.148-149).

3.3.3 Ortalamada Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH-M) Modeli

ARCH – M testi Engel (1987) tarafından sunulmuştur. Ortalamada ARCH modeli için kurulan ortalama modele koşullu varyansın ya da karekökü olan standart sapmanın dahil edilmesiyle kurulan modeldir (Chen & LIAN, 2005, s.1-12).

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 \quad (107)$$

$$\varepsilon_t = y_t - x_t a - \lambda \sqrt{h_t} \quad (108)$$

$$\varepsilon_t = \sqrt{h_t} Z_t \quad (109)$$

3.3.4 Ortalamada Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH-M)

Modeli

Ortalama modeline modele koşullu varyansın ya da karekökü olan standart sapmanın bir değişken olarak eklenmesiyle kurulan modellerdir.

$$\varepsilon_t = \sqrt{h_t} Z_t \quad (110)$$

$$y_t = x_t a + \lambda \sqrt{h_t} + \varepsilon_t \quad (111)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \quad (112)$$

λ parametresi ile getiriye ait risk primi ifade edilmektedir (Kıran, 2006, s.47-48).

3.3.5 Üstel GARCH (E-GARCH) Modeli

Pozitif ve negatif şokların zaman serisi üzerindeki etkisini farklı olduğu ifade edilerek bu farklılığı dikkate alan, asimetrik model olarak bilinen modeller geliştirilmiştir. Asimetrik modellerden olan E-GARCH ya da Üstel GARCH modeli Nelson (1991) tarafından önerilmiştir. Koşullu varyans olan h_t 'nin pozitif olabilmesi için konulan kısıtlar bulunmamaktadır (Nelson 1991).

$$y_t = \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (113)$$

$$\eta_t = \frac{\varepsilon_t}{\sqrt{h_t}} \quad (114)$$

η_t ortalaması sıfır varyansı sabit bir tesadüfi değişken olarak tarif edilir.

$$\ln h_t = \alpha_0 + \beta_1 \ln h \quad (115)$$

E-GARCH modeli genel ifadesi aşağıdaki gibidir;

$$\ln h_t = \alpha_0 + \beta_1 \ln h_{t-1} + \theta \frac{e_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \gamma \left| \frac{e_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| \quad (116)$$

Koşullu varyans denklemi logaritmik bir formda bulunduğu için negatif değer alamaz. Modelde yer alan θ parametresi anlamlı ise pozitif şoklar ile negatif şokların volatilité üzerinde farklı etkilerinin olduğunun ifadesi olan asimetrik etkiyi gösterir, $\gamma < 0$ ve anlamlı ise, kaldıraç etkisi yani negatif şokların pozitif şoklara göre volatilité üzerinde daha fazla etkili olduğu sonucunu

ifade eder. Modelde yer alan β_1 volatilitenin sürekliliğini ya da kalıcılığını gösterir (Brockwell & Davis, 2016, s.202-203).

3.3.6 Eşik Değerli ARCH (TARCH) Modeli

Glosten vd. (1993) tarafından geliştirilen asimetrik etkinin varlığını temel alan bir model olan Eşik Değerli ARCH (TARCH) modeli diğer modellerden ayıran durum koşullu varyans modelinin gölge değişken eklenerek modellenmesidir. γ_1 değeri eğer istatistiksel olarak anlamsızsa eşik değerin olmadığı söylenebilir.

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \gamma_1 \varepsilon_{t-1}^2 * D_{t-1} \quad (117)$$

Eşik değeri olarak ifade edilen gölge değişkenin ifadesi aşağıdaki gibidir;

$$D_{t-1} = \begin{cases} 1, & \varepsilon_{t-1} < 0 \\ 0, & \varepsilon_{t-1} \geq 0 \end{cases} \quad (118)$$

γ_1 değeri pozitif ve anlamlı olduğu durumda kaldıraç etkisinin varlığı yani negatif şokların volatiliteye olan etkisi pozitif şokların etkisinden daha fazla olduğu ifade edilir (Hwanga & Kim, 2003, s.296).

3.4 ÇOK DEĞİŞKENLİ VOLATİLİTE MODELLERİ

Tek değişkenli modellerde volatilitenin belirlenmesinde kullanılan ARCH ve GARCH modelleri iki veya daha fazla değişkenli modellerin volatilité analizinde özellikle değişkenlerin arasındaki volatilité etkileşimini göstermede zayıf kaldığı için çok değişkenli volatilité modelleri geliştirilmiştir. Finansal zaman serilerinde riskin tahmini ve varlık getirileri arasındaki ilişkinin öngörülmesi konularında çok değişkenli volatilité modellerinden faydalanılmaktadır. Çok değişkenli modellerin tek değişkenli modellerden farkı koşullu varyansların yanında kovaryansların da elde edilmesi gerekliliğidir. Çok değişkenli GARCH modeli tek değişkenli modellerin genişletilmesiyle Bollerslev, Engle ve Wooldridge (1988) tarafından “VEC parametrisasyonu” olarak isimlendirilen bir yöntemle geliştirilmiştir. Bu model VEC-GARCH olarak isimlendirilmiştir. Ardından Engle ve Kroner (1995) tarafından BEKK modeli

geliştirilmiştir. Bollerslev (1990) tarafından GARCH modeli için koşullu kovaryansları kullanarak “Sabit Koşullu Korelasyonlar” (Constant Conditional Correlations) CCC-GARCH modeli geliştirilmiş Tse ve Tsui (2002) ve Engle (2002) sabit koşullu korelasyonlar yerine “Dinamik Koşullu Korelasyonları” (Dynamic Conditional Correlations) kullanarak DCC-GARCH modeli geliştirilmiştir.

3.4.1 Sabit / Dinamik Koşullu Korelasyonlar Modeli (VEC-GARCH / DVEC-GARCH)

Modelde koşullu varyanslar ile kovaryanslar kendi gecikmeli değerleri ile hata terimlerinin gecikmeli değerleri ile açıklanmaktadır (Songül, 2010,s.22).

Modelde H_t getiriler arasındaki volatilitiyi ifade etmektedir, C_0 getiri serilerine ait sabit terim, A_j B_i parametrelere ait matrislerini göstermektedir. İki değişkenli olarak gösterilen VEC-GARCH modeli (Silvennoinen & Teräsvirta, 2008, s.3-6);

$$H_t = C_0 + \sum_{j=1}^q A_j \odot \varepsilon_{t-j} \varepsilon'_{t-j} + \sum_{i=1}^p B_i \odot H_{t-i} \quad (119)$$

VEC-GARCH modelinde tahmin edilecek olan parametre sayısı N arttıkça artmakta ve bu durum model tahmini zorlaştırmaktadır. $\frac{N(N+1)(N(N+1)+1)}{2}$ adet parametre tahminine ihtiyaç duyulmaktadır. Bu sorunu gidermek için Diagonal GARCH (DVEC-GARCH) modeli geliştirilmiştir. A_j , B_i matrislerinin köşegen matris olarak kabul edilerek $\frac{(p+q+1)(N(N+1))}{2}$ adet parametre tahmin edilir (Su & Huang, 2010, s.4-6).

$$\begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{21,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11,0} & c_{21,0} \\ c_{21,0} & c_{22,0} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11,1} & a_{21,1} \\ a_{21,1} & a_{22,1} \end{bmatrix} \odot \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11,1} & b_{21,1} \\ b_{21,1} & b_{22,1} \end{bmatrix} \odot \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & h_{21,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} \end{bmatrix} \quad (120)$$

h_{11} birinci varlığa ait volatilitiyi ifade eder, h_{22} ikinci finansal varlığa ait olan volatilitiyi gösterir, h_{21} birinci ve ikinci finansal varlıklara ait etkileşim parametresi.

c_{11} birinci finansal varlık için oluşturulan volatilité modelindeki sabit parametre, c_{22} ikinci finansal varlık için oluşturulan volatilité modelindeki sabit parametre, c_{21} birinci ve ikinci finansal varlık için oluşturulan model için sabit parametre.

a_{11} birinci finansal varlığa ait ARCH parametresini, b_{11} birinci finansal varlığa ait GARCH parametresini gösterir.

a_{22} ikinci finansal varlığa ait ARCH parametresi, b_{22} ikinci finansal varlığa ait GARCH parametresini ifade etmektedir.

a_{21} b_{21} parametreleri finansal varlıklara ait volatilité etkileşimini gösteren parametrelerdir. Birinci finansal varlığa ait olan volatilitenin ikinci finansal varlığa ait olan volatilité üzerindeki etkisini göstermektedir.

$$h_{11,t} = c_{11,0} + A_{11,1}\varepsilon_{1,t-1}^2 + B_{11,1}h_{11,t-1} \quad (121)$$

$$h_{21,t} = c_{21,0} + A_{21,1}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + B_{21,1}h_{21,t-1} \quad (122)$$

$$h_{22,t} = c_{22,0} + A_{22,1}\varepsilon_{2,t-1}^2 + B_{22,1}h_{22,t-1} \quad (123)$$

Model çözümünde çok fazla sayıda parametre tahmin edilmesi gerekmektedir, bu sebeple model çözümünün zor olması modele yönelik eleştiriye neden olmuştur, bir diğer eleştiri ise H_t 'nin pozitif tanımlı olma kısıtının her zaman sağlanamamasıdır. Bu sorunlar sebebiyle Engle ve Kroner (1995) tarafından BEKK-GARCH modeli geliştirilmiştir (Hepsağ, 2013, s.26).

3.5.2 Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans Modeli (BEKK-GARCH)

DVEC-GARCH modelindeki eleştirileri gidermek amacıyla geliştirilmiş bir model olan BEKK, H_t 'nin negatif olmasını engelleyecek şekilde Engle ve Kroner (1995) tarafından geliştirilmiştir.

C_0 , A_{kj} ve B_{ki} $N \times N$ boyutlu matris olarak tanımlanmıştır. $C_0' C_0 > 0$ olarak tanımlanır ve bu sebeple H_t de pozitif değer alır.

$$H_t = C_0' C_0 + \sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^q A_{kj}' \varepsilon_{t-j} \varepsilon_{t-j}' A_{kj} + \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^p B_{ki}' H_{t-i} B_{ki} \quad (124)$$

a_{11} ile b_{11} birinci finansal varlığın volatilitesi, a_{22} ile b_{22} ikinci finansal varlığa ait volatilitesi, a_{12} ile b_{12} ikinci finansal varlığın volatilitésinin birinci finansal varlık volatilitesi üzerindeki etkisini, a_{21} ile b_{21} birinci finansal varlığın volatilitésinin ikinci finansal varlığın volatilitesi üzerindeki etkiyi gösterir (Engle & Kroner, 1995, s. 122-150)

İki deęişkenli olarak ifade edilen BEKK modeli gösterimi;

$$\begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11,0} & c_{12,0} \\ c_{21,0} & c_{22,0} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} c_{11,0} & c_{12,0} \\ c_{21,0} & c_{22,0} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11,1} & a_{12,1} \\ a_{21,1} & a_{22,1} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11,1} & a_{12,1} \\ a_{21,1} & a_{22,1} \end{bmatrix} \quad (125)$$

$$+ \begin{bmatrix} b_{11,1} & b_{12,1} \\ b_{21,1} & b_{22,1} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11,1} & b_{12,1} \\ b_{21,1} & b_{22,1} \end{bmatrix}$$

3.6.3 Sabit Koşullu Korelasyon Modeli (CCC GARCH)

Bollerslev(1990) tarafından tahmin edilecek olan parametre sayısı azaltılarak daha az sayıda parametrenin tahmin edilmesi amacıyla sabit koşullu korelasyon modeli (CCC GARCH) önerilmiştir (Songül, 2010, s.3).

H_t zamana baęlı deęişen koşullu varyans matrisini göstermektedir.

$$y_t = E(y_t / \psi_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (126)$$

$$Var(\varepsilon_t / \psi_{t-1}) = H_t \quad (127)$$

H_t pozitif tanımlıdır. y_{it} ile y_{jt} arasındaki koşullu korelasyon;

$$\rho_{ijt} = h_{ijt} / \sqrt{h_{iit} h_{jtt}}, -1 \leq \rho_{ijt} \leq 1 \quad (128)$$

Koşullu kovaryansların zamana baęlı deęişmedięi sabit olarak kabul edildięi durumda koşullu kovaryansın tanımı şu şekilde yapılabilir;

$$h_{ijt} = \rho_{ijt} / \sqrt{h_{iit} h_{jtt}}, j = 1, \dots, N \quad i = 1, \dots, N \quad (129)$$

$\omega_i > 0$ ve $\sigma_{it}^2 > 0$ olması durumunda koşullu varyans;

$$h_{it} = \omega_i \sigma_{it}^2, \quad i = 1, \dots, N \quad (130)$$

Koşullu varyans matrisi gösterimi;

$$H_t = \sqrt{D_t} R \sqrt{D_t} \quad (131)$$

R sabit koşullu korelasyonları göstermektedir D_t , diagonal elemanları koşullu standart sapma olan $N \times N$ boyutlu matrisi temsil eder.

$N \times N$ Matris gösterimi şu şekilde ifade edilebilir (Bozkurt, 2009, s.8);

$$H_t = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{11t}} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{22t}} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \sqrt{h_{NNt}} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \rho_{12} & \dots & \rho_{1N} \\ \rho_{21} & 1 & \dots & \rho_{2N} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_{N1} & \rho_{N2} & \dots & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sqrt{h_{11t}} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{22t}} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \sqrt{h_{NNt}} \end{bmatrix} \quad (132)$$

$$= \begin{bmatrix} h_{11t} & \rho_{12} \sqrt{h_{11t} h_{22t}} & \dots & \rho_{1N} \sqrt{h_{11t} h_{NNt}} \\ \rho_{21} \sqrt{h_{22t} h_{11t}} & h_{22t} & \dots & \rho_{2N} \sqrt{h_{22t} h_{NNt}} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_{N1} \sqrt{h_{NNt} h_{11t}} & \rho_{N2} \sqrt{h_{NNt} h_{22t}} & \dots & h_{NNt} \end{bmatrix}$$

İki değişkenli bir model için matris gösterimi;

$$H_t = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{11,t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{22,t}} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \rho_{12} \\ \rho_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sqrt{h_{11,t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{22,t}} \end{bmatrix} \quad (133)$$

D_t Köşegenlerinde h_{it} koşullu varyansları içeren $N \times N$ boyutlu matris ifadesidir. R , ρ_{ij} korelasyon katsayıları bulunduran $N \times N$ boyutlu matrisi ifade eder.

CCC-GARCH model için tahmin edilen parametre sayısı $\frac{N(N+5)}{2}$ adettir. Koşullu log olabilirlik fonksiyonu şu şekilde ifade edilir;

$$L(\theta) = -\frac{TN}{2} \log 2\pi - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\log |H_t| - \varepsilon_t' H_t^{-1} \varepsilon_t) \quad (134)$$

Tahmin edilmesi gereken parametre sayısının az olması bu modelin diğerlerine göre avantajlı olmasını sağlamaktadır. Finansal varlıklar arasındaki volatilité etkileşimi belirleyebilmektedir (Bollerslev, 1990,s.499).

3.7.4 Dinamik Koşullu Korelasyon Modeli (DCC-GARCH)

Sabit koşullu korelasyon modeli olarak ifade edilen CCC-GARCH modelinin koşullu korelasyon modelini, zamana bağılı değişen dinamik bir hale getirerek DCC-GARCH modelini geliştirilmiştir. Model ifade edilirken standart sapmalar D_t ve korelasyon matrisi R_t değişken yapıda ifade edilmiştir (Christodoulakis & Satchell, 2002, s. 351-370).

DCC-GARCH modeli şu şekilde ifade edilir;

$$r_t = \mu_t + \alpha_t \quad (135)$$

$$\alpha_t = H_t^{1/2} z_t \quad (136)$$

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (137)$$

r_t ; N tane varlığa ait t döneminde $1 \times N$ boyutlu logaritmik getiriyi, α_t $1 \times N$ boyutlu düzeltilmiş getiriyi μ_t logaritmik getirinin beklenen değerini gösterir. H_t $N \times N$ koşullu varyans matrisini, $H_t^{1/2}$ Cholesky ayrıştırması ile bulunan koşullu varyans matrisini, D_t düzeltilmiş getirinin standart sapmasının diagonal matrisini, R_t koşullu korelasyonu temsil etmektedir. z_t bağımsız özdeş dağılılan hataları temsil etmektedir (Ozdurak & Karataş, 2020, s.328).

CCC Garch ile olan farkı DCC GARCH zamana bağılı dinamik korelasyonu dikkate alan yapısı, getiriler arasındaki korelasyonun zamana bağılı değişimini gösterebilmesi modele ait olumlu özelliklerdendir. θ_1 ile θ_2 tahmin edilerek dinamik korelasyon gösterilir.

$$r_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \beta r_{t-i} + y_t \quad (138) \text{ modeli bir ortalama modeli ifade etmektedir.}$$

$$\begin{aligned} y_{A,t} &= \sqrt{h_{A,t}} \varepsilon_{A,t} \\ y_{B,t} &= \sqrt{h_{B,t}} \varepsilon_{B,t} \end{aligned} \quad (139)$$

$$\rho_t = \text{COV}(\varepsilon_{A,t}, \varepsilon_{B,t}) = (1 - \theta_1 - \theta_2) \rho + \theta_1 \rho_{t-1} + \theta_2 \psi_{t-1} \quad (140)$$

$$\begin{bmatrix} h_{A,t} \\ h_{B,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{A,t-1}^2 \\ y_{B,t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{A,t-1} \\ h_{B,t-1} \end{bmatrix} \quad (141)$$

ρ_t zamana göre sabit olmayan korelasyon katsayısı olarak belirlenir. ψ_{t-1} y_t 'nin gecikmeli değerlerini fonksiyonları ile oluşturulan $N \times N$ boyutlu bir matris ifadesidir. ρ 'nun pozitif olma koşulunu sağlaması için $\theta_1 \geq 0$ $\theta_2 < 1$ ve $\theta_1 + \theta_2 \leq 1$ koşullarını sağlamalıdır. $r_t = (r_{A,t}, r_{B,t})'$ ile $y_t = (y_{A,t}, y_{B,t})'$ iki değişkenli modeli, A değişkeni için volatilitenin ifadesi $h_{A,t}$, B değişkeni için volatilitesi $h_{B,t}$ olarak gösterilmiştir. A için volatilitesi kalıcılığı a_{11} ve b_{11} ile gösterilir, B için volatilitesi kalıcılığı a_{22} ve b_{22} ile ifade edilir. Bu değerlerin anlamlı olması yanında bir (1) e ne kadar yakınsa volatilitenin kalıcılığının şiddetli olduğu söylenebilir. a_{12} , b_{12} ile a_{21} , b_{21} parametreleri volatilitesi etkileşimini göstermektedir. Bu değerlerin istatistiksel olarak anlamlı olması volatilitesi etkileşiminin ya da yayılımının olduğunu göstermektedir (Liu, Liu, Zhang, & Yu, 2020, s.427).

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

UYGULAMA

Çalışmada ekonomiye ilişkin beklentilerde gösterge olan ticari kredi faiz oranları ile ABD Doları alış kuru ve Euro alış kuru arasında volatilité aktarımının varlığı incelenmiş olup veriler haftalık olarak 04 Ocak 2002- 22 Ekim 2021 dönemini kapsayacak şekilde TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sistemi üzerinden alınmıştır. Ele alınan değişkenlerin logaritmaları alınıp getiri serileri elde edilmiştir. Getiri serilerine ait tanımsal istatistikler çıkarılmıştır. Serilere ait grafikler incelenmiştir ve geleneksel birim kök testleri olarak bilinen Genelleştirilmiş Dickey Fuller (ADF) ve Philips-Perron (PP), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) testlerinin yanında serilerin normal olmamasından hareketle geliştirilmiş olan Kalıntılarla Artırılmış Birim Kök Testleri RALS-ADF ve RALS-LM birim kök testleri de uygulanmıştır. Ardından seriler arasında volatilité aktarımı-etkileşiminin varlığını incelemek için çok değişkenli volatilité modellerinden olan sabit koşullu korelasyon (CCC-GARCH) modeli ile seriler arasındaki volatilité etkileşimi incelenmiştir.

Döviz kurları piyasaya paydaşları tarafından ekonomiye olan güven ve beklentide etkili bir değişken olarak bilinmektedir. İhracat ve ithalatta, yatırım kararlarında, harcamalarda göz önünde bulundurulanan bir etkidir. Faiz oranları ve özellikle ticari kredi faizleri yatırım kararlarında önemli bir değişken olarak karşımıza çıkmaktadır. Politika yapıcıdan döviz kurlarında oluşan bir etkiyi faiz oranları ile sönlendirmesi yönünde ekonomik bir algı gelişmiştir ve faiz oranları ile döviz kurları arasında güçlü bir ilişkinin varlığı ifade edilmektedir. Döviz kuru ile faiz oranı arasında bir etkinin olup olmadığı incelenmiştir. Analizde araştırılan konu ele alınan döviz kurlarından kredi faizlerine doğru tek ya da çift yönlü bir volatilité aktarımının olup olmadığının tespittir.

4.1 DÖVİZ KURU TANIMLARI

4.1.1 Nominal Döviz Kuru

Nominal Döviz kuru bir yabancı paranın ulusal para cinsinden değerini ifade etmektedir. 1 ABD Dolarının ya da 1 Euro'nun bugünkü TL cinsinden değeri nominal döviz kuru olarak tarif edilir. Nominal kur ulusal para ile yabancı para arasında hesaplanmaktadır. İki yabancı paranın birbirleri

karşısındaki değeri ise çapraz kur ile ifade edilir. 1 Doların 1 Euro karşısında ya da tam tersi şeklinde ki değeri çapraz kurdur (Koç & Tekin, 2020, s.93).

4.1.2 Reel Döviz Kuru

Reel döviz kuru nominal kurdan farklı olarak ulusal paranın yabancı para karşısında bire bir ifadesinden ayrı olarak iç ve dış enflasyon oranlarını da dikkate alarak hesaplanan kur olarak ifade edilir. Yurtdışındaki fiyatların ulusal para cinsinden değerinin belirlenmesi için hesaplanmaktadır. Hesaplanışı şu şekildedir;

$$R = \frac{(N \times P_f)}{P_d} \quad (142)$$

Reel Döviz Kuru R ile gösterilmektedir. Nominal döviz kuru yurt dışı fiyat endeksi ile çarpılıp yurt içi fiyat endeksine bölünerek Reel Döviz Kuru hesaplanır. N Nominal Döviz Kurunu, P_f Yurt Dışı Fiyat Endeksini P_d ise Yurt İçi Fiyat Endeksini göstermektedir(Koç & Tekin, 2020, s.94).

4.2 FAİZ TANIMI

Çeşitli iktisadi kuramlara göre faiz tanımı değişmektedir. Klasik yaklaşıma göre faiz tüketimden vazgeçmenin bir ödülü şeklinde tanımlanır. Faiz tasarrufların atıl kalmaması ve piyasaya ödünç verilmesi için bir teşviktir. Klasik ekonomistlere göre yatırımlar faiz oranından etkilenmekte ve yatırımlar elde edilen gelirin cari faiz oranına denk gelmesi beklenmektedir. Faiz oranlarındaki azalış yatırımların getirisini artıracığından yatırımlar üzerinde olumlu bir etki oluşturmaktadır. Keynesyen görüşe göre ise tasarrufların elde tutulması yerine borç olarak verilmesi karşılığında elde edilen bir değer olarak görür. Bu görüşe göre bireylerin likidite tercihi faiz oranlarını belirlemektedir. Faiz oranı para arz ve talebi arasında belirlenen bir denge fiyatı olmaktadır. Klasiklerin görüşünden ayrı olarak Keynes bireylerin spekülatif olarak para tutabileceklerini başka fiyatlardaki beklentilerin para talebini etkileyebileceğini ileri sürmüştür. Keynes para arzının finansal otorite tarafından belirlendiği görüşündedir bu nedenle faiz oranı para arz ve talebini dengeleyen bir fiyat olarak kabul eder. Faiz oranının belirlenmesinde başka bir kuram ise ödünç verilebilir fonlar kuramıdır. Bu kurama göre faiz oranları ödünç verilebilir fon arz ve

talebine göre deęişkenlik gösterir. Faiz ödünç veren için bir ödöl ödünç alan için ise katlanması gereken bir maliyet olmaktadır. Ödünç verilebilir fonlar tüketimin kısılarak tasarruflara yönlenmesi ya da bankaların finansal kurumların yarattığı fonlar olabilir. Ödünç alan taraf ise yatırım, tüketim için fon talep eden işletmeler ya da bireyler olabilmektedir. Faiz oranları fon arz ve talebine göre deęişmektedir. Özel kesim yatırımları için ihtiyaç duydukları fon talebi faiz oranlarını yükseltici bir etkiye sahip olmaktadır. Tüketicilerin tüketimlerini ötelemeyip cari dönem tüketimlerini artırmaları da faiz oranları üzerinde etkiye sahiptir. Bir dięer fon talebi de kamu kesiminin kamu açıkları için talep ettięi fonlardır. Kamu kesimini ihtiyaç duyduęu fon talebinin büyüklüęü de faiz üzerinde belirleyici olmaktadır (Demir, 1993, s.87-101).

4.2.1 Faiz Oranlarını Etkileyen Faktörler

Ekonomideki gözlenen deęişkenlerden olan faiz oranları çeşitli faktörler tarafından etkilenmektedir. Faiz oranlarını etkileyen faktörler döviz kuru, enflasyon oranı, para arzı, güven ve beklentiler, kamu iç borçlanma gibi faktörler yazılabilir. Para Arzının faiz oranı üzerinde etkisi farklı görüşler ile açıklanmıştır. Klasik ve Neo Klasik iktisatçılara göre para arzı deęişikliği faiz oranlarını kısa dönemli etkilemekte uzun dönemde faiz oranları üzerinde para arzının bir etkisinin olmayacağını ileri sürmüşlerdir. Keynesyen yaklaşımda ise para arzı deęişiklikleri faiz oranlarını etkilemektedir. Enflasyonun faiz oranlarına olan etkisi Fisher tarafından savunulmuştur. Fisher beklenen enflasyondaki deęişmelerin aynı oranda nominal faiz oranları üzerinde etkisi olacağını ileri sürmüştür. Döviz Kurunun faiz üzerindeki etkisi dışa açık ekonomilerde kendini göstermektedir. Döviz kuru deęişimleri finansal ve reel kesim üzerinde etkisi bulunmaktadır. Talep ve yatırım kararları üzerinde etkili olan döviz kurları faiz üzerine etkisi dolaylı olarak gerçekleşmektedir. Döviz kuru artışları ihracatı artırmakta ve ihracat artışı ile beraber ulusal gelirin artması ile para talebi artmaktadır. Para talebi artan bir ekonomide faizler yükselmektedir. Döviz kurundaki azalış ise tam tersi bir etki oluşturmakta faizleri düşürmektedir. Uluslararası faiz oranlarının da faizler üzerinde etkisi bulunmaktadır. Uluslararası faiz oranlarındaki bir artış küresel dışa açık bir ekonomide sermaye hareketleri üzerinde etkili olacaktır ve sermayenin ulusal ekonomiden çıkarak fon arzında oluşturacağı azalış ile ulusal faizler üzerinde artırıcı bir etkisi olacaktır. Kamu İç Borcunun etkisi kamunun iç açık verdięi durumlarda kamusal harcamaları karşılamak için devletin içerden borçlanması ile fon talebinin artması faiz oranları

üzerinde artırıcı bir etki oluşturmaktadır. Tasarrufun yetersiz olduğu ve farklı kaynakların bulunmadığı ekonomilerde kamu borçlanmaları faizler üzerinde etki oluşturur. Güven ve Beklentiler ekonomide etkisi olan ve yatırım tasarruf gibi ekonomik karar almada etkisi olan bir faktör olarak karşımıza çıkmaktadır. Ekonomideki belirsizlikler güven ve beklentileri olumsuz etkilemekte ve ekonomik çabaların maliyetini artırmakta, toplumda geleceğe yönelik belirsizlik beklentileri olumsuz etkileyerek ekonomik istikrarı etkileyerek faiz oranlarını artırmaktadır (Demirgil & Türkay, 2017, s.909-912).

4.2.2 Döviz Kuru Faiz İlişkisi

Döviz kurlarındaki değişimlerin sebebi faiz oranları, para arzı, hisse senetleri piyasası ve ekonomideki beklentiler gibi çeşitli faktörlere bağlı olabilmektedir. Faizlerin artmasına bağlı olarak ulusal finansal varlıklara yatırım artacak ve ulusal paranın değeri kazanması ile döviz kurları düşecektir. Bir diğer görüşe göre ise faiz oranlarının artmasıyla bankalardan alınacak fonların maliyetinin yükselecek firmaların bankalara olan borçları artacaktır. Artan borçlar ve fon maliyetinin artması ile geri ödeme sorunu ortaya çıkacaktır ve bu etki ekonomiye yönelik beklentileri olumsuz yönde etkileyerek döviz kurlarını etkileyecektir.(Şit & Karadağ, 2019,s.153).

Döviz kuru faiz ilişkisini Monetarist ve Keynesyen ekonomistler de incelemişler ve farklı yorumlar getirmişlerdir. Monetarist yaklaşıma göre fiyatlar genel düzeyinde yaşanan bir artış, reel para arzını azaltacak bir sonuç meydana getirecektir ve insanlar bunun sonucunda mal ve hizmet alımlarını azaltacak ve tahvil satacaklardır. Tahvil satımı ile beraber tahvil fiyatları düşecek ve faizler yükselecektir. Yurtiçi faiz oranları yükseldiğinde ülkeye yurtdışından sermaye girecek ve ödemeler bilançosunda iyileşme yaşanacaktır. Keynesyen yaklaşım ise bunu tersini savunur. Fiyatların yükselmesi ithalatı arttırıcı ihracatı azaltıcı bir etki doğurarak döviz çıkışını arttıracak ve ödemeler bilançosunda olumsuz bir etkiye sebep olacağı savunulmaktadır. Monetarist iktisatçılara göre faiz oranlarında yaşanan düşüş reel para talebi reel para arzını aşacaktır ve bu durum tüketimin azalmasına neden olacaktır. Tüketimin azalması fiyatlarda düşme meydana getirecek ve ihracat artacaktır. Döviz girdisi ile beraber ödemeler bilançosunda iyileşme yaşanacaktır. Faiz oranlarının düşmesi dışarıya sermaye çıkışına sebep olacaktır ve sermaye hesabında negatif bir etki meydana getirecektir. Keynesgil yaklaşımda ise faiz

oranlarında gerçekleşen düşüş yatırımları artıracak ve çarpan etkisi ile milli gelirde artış sağlayacaktır. Milli gelirde artışı ithalattaki artış izleyecektir. İthalattaki artış cari hesabı olumsuz etkilemekle beraber faiz oranlarının düşmesi ile dışarıya sermaye çıkışı olacağından sermaye hesabına negatif etkisi olacaktır (Parasız, 2009, s.486-487).

4.3 VOLATİLİTE YAYILMASI İLE İLGİLİ LİTERATÜR TARAMASI

Yang ve Dong (2004), G7 ülkeleri için yaptıkları döviz kuru ve hisse senetleri piyasasındaki E-GARCH modeli ile yaptıkları analizde hisse senetlerinden döviz kuru piyasasına doğru volatilitate aktarımı olduğunu ancak döviz kurlarından hisse senetleri fiyatlarına doğru daha zayıf bir volatilitate aktarım olduğu sonucu bulunmuştur.

Sever, Mızrak (2007), yaptıkları döviz kuru, faiz oranı ve enflasyon ile ilgili yaptıkları VAR analizinde döviz kurlarında meydana gelen artışların, faiz oranları ve enflasyona olan etkisinin bir yıl sürdüğü sonucu bulunmuştur. Ayrıca çalışmalarında faiz oranlarındaki artışlar ile döviz kurları ve enflasyon arasında da pozitif bir ilişkinin olduğunu fakat bu etkinin kısa dönemli olduğunu ifade etmişlerdir.

Çiçek (2010), faiz, döviz ve borsa piyasaları arasında EGARCH modelini kullanarak yaptığı çalışmasında hisse senedi piyasası ile faiz oranları arasında karşılıklı yayılma durumu tespit edilmiştir. Döviz kurlarından hisse senedi ve faiz oranlarına doğru bir etki bulunmamakla birlikte hisse senedi ve faiz oranı fiyathareketleri döviz kurundaki fiyat hareketleri üzerinde etkili olduğu ifade edilmiştir.

Akay (2010), çoklu volatilitate modeli kullanarak Alman, ABD ve İstanbul Menkul Kıymetler Borsası değerleri ile TL/Dolar TL/EURO kurları arasındaki volatilitate yayılımını araştırdığı çalışmasında TL/Dolar piyasası ile Alman Amerikan ve TL/Euro arasında volatilitate yayılımı olduğunu tespit edilmiştir. TL/Dolar piyasası ile İMKB piyasası arasında volatilitate yayılmasına rastlanmadığı TL/Euro piyasası ile diğer tüm piyasalar arasında volatilitate yayılmasının mevcut olduğu belirlenmiştir.

Tokat (2013), çalışmasında altın, döviz ve hisse senedi arasındaki volatilitate etkilişimini çoklu volatilitate modelleri ile analiz etmiştir. Dolar/TL piyasasından Altın piyasasına doğru oynaklık

yayılması tespit edilmiştir. İMKB100 volatilitésinin dolar piyasası volatilitésini üzerinde etkisi görülmemiştir. Gram Altın piyasasından Dolar piyasasına doğru dolaylı bir etki saptanmış bunun yanından Gram Altın volatilitésinin Dolar piyasasındaki volatiliteden doğrudan etkilendiği tespit edilmiştir. İMKB100 endeksine ait volatilitenin Gram Altın volatilitésini üzerinde doğrudan ya da dolaylı bir etkisi saptanmamıştır.

Damba, Bilgiç, Aksoy (2017), çalışmasında BEKK-GARCH modeli ile dünya ham petrol fiyatları ile tarımsal gıda fiyatları arasındaki volatilité etkilişimini incelenmiş ve ham petrol fiyatları ile mandıra ürünleri fiyatları dışındaki diğer gıda ürünlerine doğru bir volatilité aktarımı belirlenmiştir. Sonuca göre ham petrol fiyatları ile et, tahıl, yenlenebilir yağlar ve şeker fiyatları arasında çift yönlü etkileşim tespit edilmiştir.

Davashgil Atmaca (2018), analizinde Türkiye'nin yurtdışı ticaretinde etkin olan para birimlerinin getiri serileri arasındaki volatilité yayılmasını CCC-t-MSV modeli ile incelemiştir. Ruble, Çin Yuanı, Türk Lirası, Euro ve İngiliz Sterlini getiri serilerini ele aldığı çalışmasında döviz kurlarının kendi geçmiş şoklarından etkilendiğini Euro ve Sterlin arasında karşılıklı volatilité aktarımı olduğunu ifade etmiştir. Sterlin piyasasındaki bir şok Euro piyasasını aynı yönde etkilemektedir. Aralarındaki etkileşim pozitif olarak bulunmuştur. Ayrıca Türk Lirasından Euro ve Yuan doğru pozitif yönde düşük bir volatilité etkilişimini tespit edilmiştir. Rubleden Yuan getiri serisi üzerinde pozitif yönlü anlamlı bir volatilité aktarımı bulunmuştur.

Seçme ve Hepşen (2018), ABD Merkez Bankası FED ile Avrupa Merkez Bankası ECB kararlarının finansal piyasalar üzerindeki etkisini incelemiş oldukları BEKK-GARCH modeli ile yaptıkları çalışmada macaristan dışındaki diğer ülkelerin FED faiz oranı kararlarından kısa dönemde etkilendiği sonucu bulunmuştur. Çalışmalarında Türkiye, Almanya, İspanya, Macaristan ve Polonya'ya ait döviz, hisse senedi piyasaları ile küresel risk endeksi olarak ifade edilen VIX endeksinin FED'in faiz oranı volatilitésini ile etkilişimini ele alınmıştır. Türkiye faiz oranı ve hisse senedi piyasası FED faiz oranları kararlarından etkilenmekte ECB faiz oranı kararlarından ise kısa dönemde etkilenmediği VIX endeksinden ise büyük ölçüde etkilendiği bulunmuştur. FED faiz oranı ile Almanya ve İspanya borsalarına doğru bir volatilité yayılımı olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca Polonya finansal piyasası ABD finansal piyasası ile yüksek etkileşim içinde olduğu çalışmanın sonuçlarından biridir. Çalışmanın bir diğer sonucu ise risk

endeksi olan VIX ile Macaristan dışında kalan ülkelerin hisse senedi piyasaları arasında volatilitenin aktarımının olduğuudur.

Kuzu (2019), E-GARCH modeli ile döviz kuru, DİBS (Devlet İç Borçlanma Senedi) ile petrol fiyatlarının, BIST100 endeksi üzerindeki volatilitenin yayılmasının analiz edildiği çalışmada DİBS piyasası ile hisse senedi piyasası arasında çift yönlü anlamlı volatilitenin yayılması olduğu, döviz piyasasından DİBS ve hisse senedi piyasasına doğru yayılma olduğu tespit edilmiştir. Petrol piyasasına doğru volatilitenin yayılması gözlenmemiştir. Hisse senedi piyasasından DİBS ve döviz piyasasına doğru volatilitenin yayılması bulunmuş ama petrol piyasasına doğru bir volatilitenin yayılması bulunmamıştır.

Göktaş (2019), döviz kurları arasındaki volatilitenin aktarımını çok değişkenli stokastik volatilitenin modeli ile gerçekleştirdiği analizde Yuan ile ABD Doları, Euro ve Yen para birimlerini kullanmıştır. Analiz sonucunda Euro ile Yuan, Yen ile Yuan, ABD Doları ile Yen ve Euro ile ABD Doları arasında çift taraflı volatilitenin etkileşimi bulunmuştur. Yuan döviz kurundaki volatiliteden ABD Doları döviz kurundaki volatilitenin doğru tek yönlü bir etkileşim olduğu ifade edilmiştir. Euro döviz kurundan Yen döviz kuruna doğru tek yönlü volatilitenin aktarımı bulunmuştur.

Akardeniz, Engin (2019), çalışmasında TCMB faiz kararlarının döviz kuru volatilitesi üzerindeki etkisi GARCH, E-GARCH, FIGARCH ve BEKK-GARCH modelleri ile incelenmiş, faiz değişimlerinin döviz kurundaki volatilitenin üzerindeki etkisinin her dönem için aynı olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Yaşar Akçalı, Mollaahmetoğlu, Altay (2019), çalışmasında faiz, enflasyon ve kur şoklarının bulaşıcılığı ARMA-EGARCH modellemesi ile incelenmiş ve değişkenlerin bir birleri ile etkileşim içinde oldukları yönünde bir sonuca ulaşılmıştır.

Demirgil ve Kesekler (2019), M-GARCH modeli ile Döviz kurları arasındaki volatilitenin etkileşimini inceledikleri Türkiyenin ihracatında etkisi olan beş ülkenin para birimlerini kullanarak, ABD Doları (USD), Euro, Rus Rublesi, İngiliz Sterlini, ve Japon Yeni, yaptıkları analizde Dolar ile en güçlü ilişkisi olan para birimi Japon Yeni bulunmuş en zayıf ilişkisi olan ise Ruble olarak belirlenmiştir. Türk Lirası volatilitesi ile diğer ülke para birimleri arasında da güçlü ve anlamlı bir ilişki olduğu ifade edilmiştir.

Topaloğlu (2019). CBOE VIX endeksi ile OECD kurucusu on dokuz ülke borsaları arasındaki volatilité etkileşimini CCC-MGARCH modeli ile analiz ettiđi çalışmasında VIX (Chicago Board Options Exchange Volatility Index) endeksinden İzlanda borsası dışındaki diğér ülke borsa endekslerine dođru negatif yönlü anlamlı volatilité aktarımı olduđu sonucu bulunmuştur.

Yolođlu (2020), çalışmasında BIST100, faiz ve döviz kuru arasındaki volatilité yayılımını çoklu volatilité modelleri ile analiz edilmiş ve analiz sonucunda Dolar kuru ve faiz oranından BIST100 endeksine dođru volatilité yayılımının varlığı bulunmuştur.

Şenol (2020), borsa, döviz kuru ve petrol fiyatları arasında DCC-GARCH ile volatilité yayılmasını analiz ettiđi çalışmasında döviz kuru ile Borsa İstanbul arasında çift yönlü, petrolden Borsa İstanbul ve döviz kruna tek yönlü volatilité aktarımı olduđu bulunmuştur.

Kayral, Tandođan (2020), CCC-GARCH modeli kullanarak yaptıkları çalışmada BIST100, Döviz Kurları ve Altının deđişkenlerini kullanarak volatilité etkileşimini incelemişlerdir. Yapılan analizde Dolar kuru volatilitésinden Euro kuru volatilitésine dođru pozitif volatilité yayılması olduđu BIST100 ile altın arasında ise negatif yönlü bir volatilité yayılımı olduđu bulunmuştur.

Büberkökü, Kızıldere, Yiğenođlu (2021), Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin ve Güney Afrika ülkelerinin oluşturduđu BRICS ülkelerinin hisse senedi piyasaları ile Türkiye hisse senedi piyasası arasındaki volatilité aktarımını varlığı Diagonal BEKK modeli ile incelenmiştir. Çalışma sonucunda BRICS ülkeleri hisse senedi piyasaları ile Türkiye hisse senedi piyasası arasında volatilité aktarımının olduđu, Güney Afrika ve Rusya'nın Türkiye hisse senedi piyasasındaki volatilité üzerinde etkisini güçlü, Çin ve Hindistan hisse senedi piyasalarının volatilité üzerinde etkisinin ise zayıf olduđu sonucuna ulaşılmıştır.

4.4 ANALİZ VE BULGULAR

4.4.1 Çalışmada Ele Alınan Değişkenler

Çalışmada döviz kuru olarak haftalık değerlerden elde edilen Dolar ve Euro alış kuru ile ticari faiz oranlarına ait serilerin logaritmik dönüşümleri yapılarak getiri serileri elde edilmiştir. Hesaplamalar getiri serileri üzerinden yapılmıştır.

Tablo 4.1: Değişken Tanımları

Değişkenler	Değişkenlerin Tanımları
DOLAR	Haftalık Dolar Alış Kuru Getiri Serisi
EURO	Haftalık Euro Alış Kuru Getirisi
TİCARİ FAİZ	TL Üzerinden Açılan Ticari Kredi Faiz Oranı Getirisi

Serideki veriler bir dönem önceki veriler ile bölünüp logaritması alınarak getiri serileri oluşturulmuştur.

$$R_t = LN\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \quad (143)$$

R_t : Değişkenlere ait getiri serisi

P_t : Değişkenlere ait t günündeki değer

P_{t-1} : Değişkenlere ait bir önceki değer

4.4.2 Serilere Ait Tanımlayıcı İstatistiklerin Gösterimi

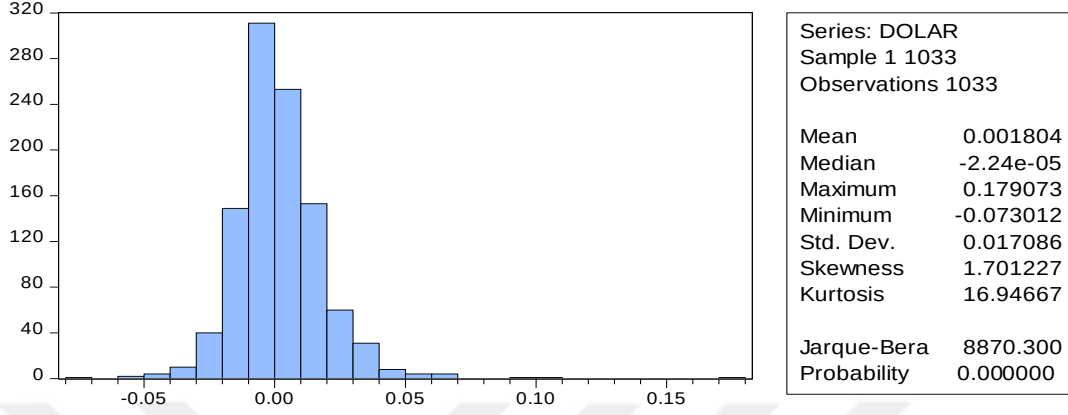
Serilere ait tanımlayıcı istatistikler aşağıda verilmiştir. 1033 adet veriden oluşan serilerin Jarque-Bera istatistik değerlerine bakıldığında normal dağılmadığı görülmektedir.

Tablo 4.2: Serilere Ait Tanımlayıcı İstatistikler

	DOLAR	EURO	TİCARİ FAİZ
Ortalama	0.001804	0.002058	-0.0011
Medyan	-0.0000224	0.000696	0.00111
Maksimum	0.179073	0.162375	0.392896
Minimum	-0.073012	-0.058132	-0.385756
Standart Sapma	0.017086	0.016656	0.073572
Çarpıklık	1.701227	1.29984	-0.207243
Basıklık	16.94667	12.5794	6.342216
Jarque-Bera	8870.3	4240.605	488.1876
Olasılık Değ.	[0.000000]**	[0.000000]**	[0.000000]**
Toplam	1.863295	2.126244	-1.136077
Sum Sq. Dev.	0.301281	0.286311	5.58601
Gözlem	1033	1033	1033

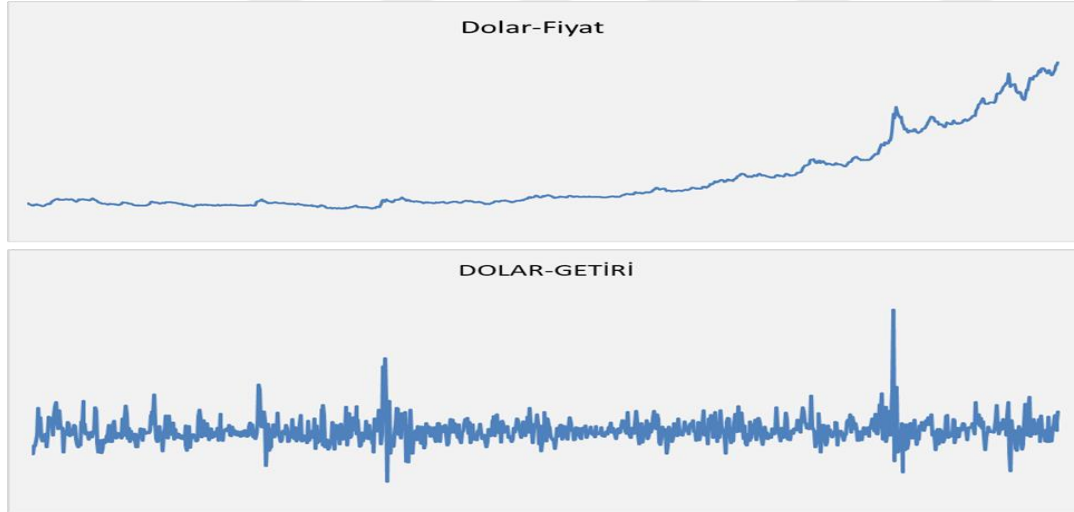
Kaynak: TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS) üzerinden elde edilen değişkenlerin tanımlayıcı istatistikleri

Şekil 4.1: Dolar Getiri Serisi Tanımlayıcı İstatistikleri



Kaynak: TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS) üzerinden elde edilen Dolar alış kuru getiri serisine ait istatistikler

Şekil 4.2: Dolar Serisine Ait Fiyat ve Getiri Serisi

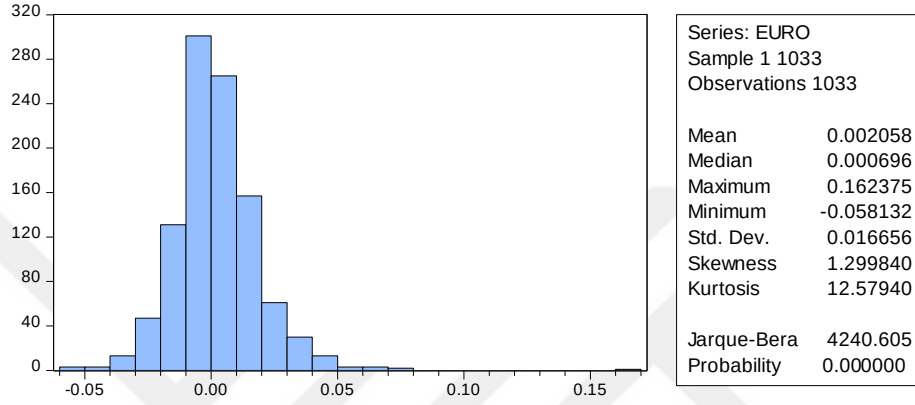


Kaynak: TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS) üzerinden elde edilen Dolar alış kuru getiri serisine ait trend

Dolar kuru getiri serisine ait tanımlayıcı istatistikler incelendiğinde ortalamasının 0.19 olduğu görülmektedir. Çarpıklık ve basıklık değerlerine bakıldığında normal dağılıma sahip olmadığı görülmektedir. Grafik gösteriminde de normal dağılıma sahip olmayan bir görünümde olduğu belirlenmektedir.

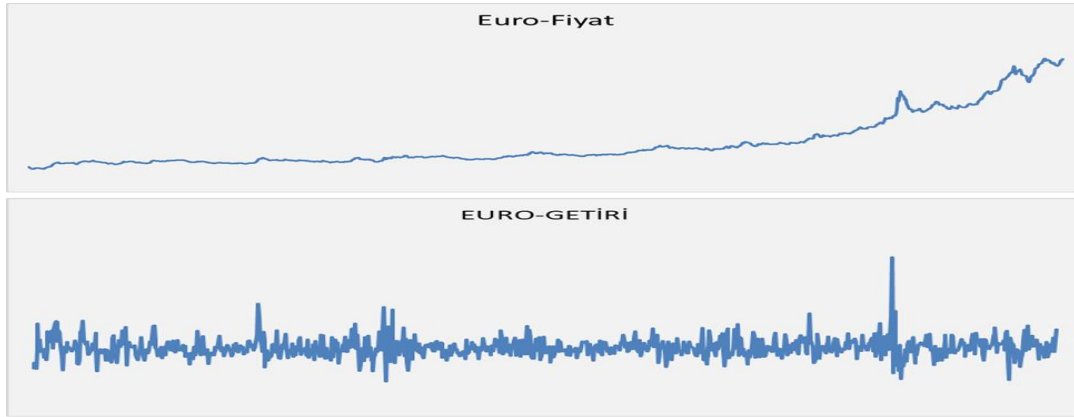
Dolar serisine ait olan üstteki grafik Dolar alış kurunun fiyatının seyrini altındaki grafik ise Dolar kurunun getiri serisini ifade etmektedir. Grafiksel incelemede Dolar kuruna ait getiri serisinin yapısının durağan olduğu görülmektedir.

Şekil 4.3: Euro Getiri Serisi Tanımlayıcı İstatistikleri



Kaynak: TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS) üzerinden elde edilen Euro alış kuru getiri serisine ait istatistikler

Şekil 4.4: Euro Serisine Ait Fiyat ve Getiri Serisi

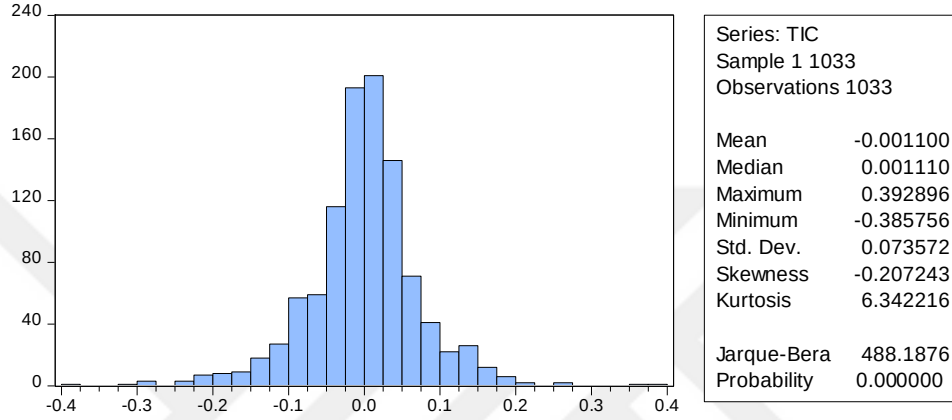


Kaynak: TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS) üzerinden elde edilen Euro alış kuru getiri serisine ait trend

Euro kuru getiri serisine ait tanımlayıcı istatistikler incelendiğinde ortalamasının 0.20 olduğu görülmektedir. Çarpıklık ve basıklık değerlerine bakıldığında normal dağılıma sahip olmadığı görülmektedir. Grafik gösteriminde de normal dağılıma sahip olmayan bir görünümde olduğu belirlenmektedir

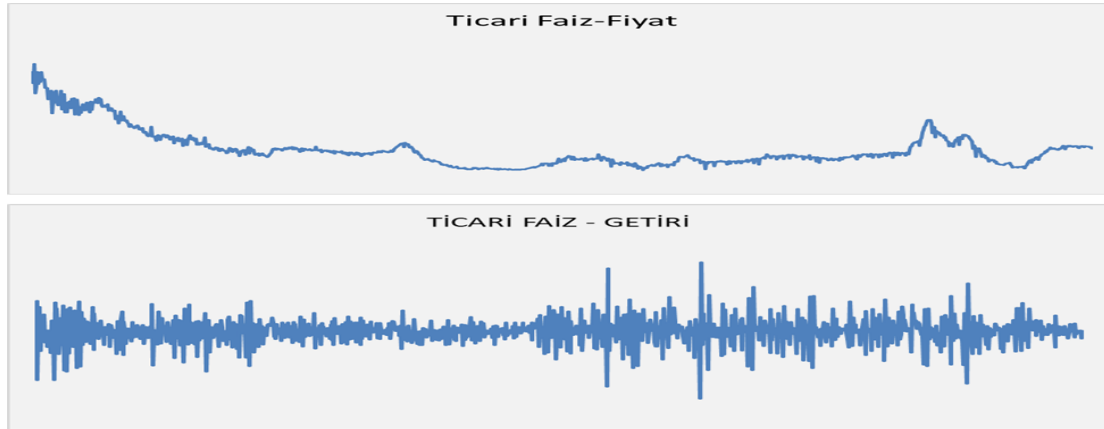
Euro serisine ait olan üstteki grafik Euro alış kurunun fiyatının seyrini altındaki grafik ise Euro kurunun getiri serisini ifade etmektedir. Grafiksel incelemede Euro kuruna ait getiri serisinin yapısının durağan olduğu görülmektedir.

Şekil 4.5: Ticari Faiz Getiri Serisi Tanımlayıcı İstatistikleri



Kaynak: TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS) üzerinden elde edilen Ticari Kredi Faiz Oranları getiri serisine ait istatistikler

Şekil 4.6: Ticari Faiz Serisine Ait Fiyat ve Getiri Serisi



Kaynak: TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS) üzerinden elde edilen Ticari Kredi Faiz Oranları getiri serisine ait trend

Ticari faiz getiri serisine ait tanımlayıcı istatistikler incelendiğinde ortalamasının -0.19 olduğu görülmektedir. Çarpıklık ve basıklık değerlerine bakıldığında normal dağılıma sahip olmadığı

görülmektedir. Grafik gösteriminde de normal dağılıma sahip olmayan sola çarpık bir görünümde olduğu belirlenmektedir

Ticari faiz serisine ait olan üstteki grafik ticari faiz fiyatının seyrini altındaki grafik ise ticari faizin getiri serisini ifade etmektedir. Grafikselle incelemede ticari faize ait getiri serisinin yapısının durağan olduğu görülmektedir.

4.5 BİRİM KÖK TESTLERİ SONUÇLARI

4.5.1 Geleneksel Birim Kök Testleri ADF-PP-KPSS Testi

Serilerimizin çoklu volatilité modelleri ile modellemeden önce durağanlık yapısını geleneksel birim kök testleri olan Genişletilmiş Dickey Fuller, Phillips Perron ve KPSS testleri ile ve serilerdeki normal olmama durumunu dikkate alan RALS tipi birim kök testleri ile serilerin birim kök süreci incelenmiştir. İlk başta geleneksel olarak ifade edilen birim kök testlerinin sonuçları paylaşılmıştır. Ardından RALS ADF ve RALS LM test sonuçları paylaşılmıştır.

H_0 = Seri Birim Köklüdür

H_1 = Seri Durağandır

Tablo 4.3: Getiri Serileri İçin Geleneksek Birim Kök Testi Sonuçları

GETİRİ SERİLERİNİN DÜZEY DEĞERLERİ İÇİN BİRİM KÖK TESTİ			%	Kritik Değer	T-İstatistiği	Olasılık Değeri
DOLAR	Sabit	ADF	1%	-3.436486	-15.03307	[0.0000]**
			5%	-2.864138		
			10%	-2.568205		
		PP	1%	-3.436486	-25.45066	[0.0000]**
			5%	-2.864138		
			10%	-2.568205		
	Trend ve Sabit	ADF	1%	-3.966991	-15.18498	[0.0000]**
			5%	-3.414186		
			10%	-3.129202		
		PP	1%	-3.966991	-25.54672	[0.0000]**
			5%	-3.414186		
			10%	-3.129202		
	None	ADF	1%	-2.567211	-14.78575	[0.0000]**

EURO	Sabit	PP	5%	-1.941131	-25.31532	[0.0000]**
			10%	-1.616492		
			1%	-2.567211		
			5%	-1.941131		
			10%	-1.616492		
			1%	-3.436486	-24.60821	[0.0000]**
		ADF	5%	-2.864138		
			10%	-2.568205		
			1%	-3.436486		
			5%	-2.864138		
			10%	-2.568205		
	Trend ve Sabit	PP	1%	-3.966991	-24.88885	[0.0000]**
			5%	-2.864138		
			10%	-2.568205		
		ADF	1%	-3.966991	-24.64114	[0.0000]**
			5%	-3.414186		
			10%	-3.129202		
	None	PP	1%	-3.966991	-24.90425	[0.0000]**
			5%	-3.414186		
			10%	-3.129202		
		ADF	1%	-2.567211	-24.27893	[0.0000]**
			5%	-1.941131		
			10%	-1.616492		
TİCARİ FAİZ	Sabit	PP	1%	-2.567211	-24.75989	[0.0000]**
			5%	-1.941131		
			10%	-1.616492		
		ADF	1%	-3.436548	-6.189673	[0.0000]**
			5%	-2.864165		
			10%	-2.56822		
	Trend ve Sabit	PP	1%	-3.436486	-53.71182	[0.0001]**
			5%	-2.864138		
			10%	-2.568205		
		ADF	1%	-3.967079	-6.302257	[0.0000]**
			5%	-3.414229		
			10%	-3.129228		
	None	PP	1%	-3.966991	-54.26497	[0.0000]**
			5%	-3.414186		
			10%	-3.129202		
		ADF	1%	-2.567233	-6.171104	[0.0000]**
			5%	-1.941134		
			10%	-1.61649		
	None	PP	1%	-2.567211	-53.63553	[0.0001]**
			5%	-1.941131		
			10%	-1.616492		

Tablo 4.4: Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin Durağanlık Testi

Test İstatistiği	KPSS Durağanlık Testi.	
	Sabit	Trend
Dolar	0.593513*	0.014575**
Euro	0.289131**	0.049493**
Ticari Faiz	0.347063**	0.040911**
Kritik Değ.	Sabit	Trend
1%*	0.739	0.216
5%**	0.463	0.146
10%***	0.347	0.119

H_0 = Seri Durağandır

H_1 = Seri Birim Köklüdür

Dolar kuru getiri serisi için yapılan ADF ve PP testlerinde tüm durumlar için test sonuçlarının kritik değerlerden küçük olduğu için H_0 reddedilir. Dolar kuruna ait getiri serisi düzeyde durağan yapıda olduğu söylenebilir.

Euro kuru getiri serisi için yapılan ADF ve PP testlerinde tüm durumlar için test sonuçlarının kritik değerlerden küçük olduğu için H_0 reddedilir. Euro kuruna ait getiri serisi düzeyde durağan yapıda olduğu söylenebilir.

Ticari faize ait getiri serisi için yapılan ADF ve PP testlerinde tüm durumlar için test sonuçlarının kritik değerlerden küçük olduğu için H_0 reddedilir. Ticari faize ait getiri serisi düzeyde durağan yapıda olduğu söylenebilir.

KPSS testinde sıfır hipotezi durağanlığı alternatif hipotez birim kökü ifade etmektedir. Test sonuçlarına göre Dolar kuru getiri serisine ait sabitli durum için test istatistiği %1 düzeyinde kritik değerden küçük olduğundan H_0 reddedilemez seri %1 anlamlılık düzeyinde sabit durum için durağandır. Diğer anlamlılık düzeyleri için test istatistiği kritik değerlerden büyük olduğu için H_0 reddedilir. Trendli durum için test istatistiği tüm kritik değerlerden küçük olarak

bulunmuş olup H_0 reddedilemez ve tüm anlamlılık düzeyleri için seri durağandır denilebilir. Euro kuru getiri serisine ait test sonuçları hem sabitli hem de trendli durum için tüm kritik değerlerden küçük olarak bulunmuş olup tüm anlamlılık düzeyleri için seri durağandır H_0 reddedilemez. Ticari faiz getiri serisi için de bulunan test sonuçları, hem sabitli hem de trendli durum için tüm kritik değerlerden küçük olarak bulunmuş olup tüm anlamlılık düzeyleri için seri durağandır H_0 reddedilemez.

Tablo 4.5: Geleneksel Birim Kök Testleri Kalıntılarının Normallik Sınaması

		DOLAR	EURO	TİCARİ FAİZ
ADF Birim KÖK Testine Ait Kalıntıların Normallik Sınaması	Gözlem	1020	1020	1020
	Örnekleme Ortalaması	0	0	0
	Standart Hata	1.295227	1.374384	5.450237
	t-İstatistiği (Ort=0)	0	0	0
	Çarpıklık	0.420645	0.307064	-0.47785
	Basıklık	0.294413	0.699118	1.883045
	Jarque-Bera	33.764015	36.801559	189.516943
	Varyans	1.677613	1.888932	29.705078
	Örnekleme Ortanın Standart Hatası	0.040555	0.043034	0.170654
	Olasılık Değeri(Ort=0)	1	1	1
	Olasılık Değeri (Çarpıklık=0)	[0.0000000]**	[0.000064]**	[0.0000000]**
	Olasılık Değeri(Basıklık=0)	0.055779	[0.000006]**	[0.0000000]**
	Olasılık Değeri (JB=0)	[0.0000000]**	[0.0000000]**	[0.0000000]**
LM Birim KÖK Testine Ait Kalıntıların Normallik Sınaması	Gözlem	1019	1016	1011
	Örnekleme Ortalaması	0	0	0
	Standart Hata	5.524455	1.40348	5.460846
	t-İstatistiği (Ort=0)	0	0	0
	Çarpıklık	-0.45551	0.094607	-0.459646
	Basıklık	1.848816	0.879975	1.840545
	Jarque-Bera	180.366309	34.296697	178.302604
	Varyans	30.519605	1.969757	29.820836
	Örnekleme Ortanın Standart Hatası	0.173062	0.044031	0.171745
	Olasılık Değeri(Ort=0)	1	1	1
	Olasılık Değeri (Çarpıklık=0)	[0.0000000]**	0.218964	[0.0000000]**
	Olasılık Değeri(Basıklık=0)	[0.0000000]**	[0.0000000]**	[0.0000000]**
	Olasılık Değeri (JB=0)	[0.0000000]**	[0.0000000]**	[0.0000000]**

%1* %5** %10***

Geleneksel birim kök testlerinden den elde edilen modellerin kalıntılarının normallik durumuna bakıldığında seriler için elde edilen Jarque-Bera testine ait olasılık değeri tüm olasılık değerlerinden küçük olarak bulunmaktadır. Bu sonuca dayanarak klasik birim kök testleri ile oluşturulan birim kök testine ait kalıntıların normal dağılmadığı ve bu sebeple birim kök testi sonucu elde edilen test istatistiklerinin güvenilir olmadığı sonucuna ulaşılır. Bu sorunu gidermek için normal olmama durumunu dikkate alan kalıntılarla artırılmış birim kök testi olarak geliştirilen RALS ADF ve RALS LM birim kök testleri serilere uygulanmıştır.

4.5.2 Kalıntılar ile Arttırılmış RALS ADF Birim Kök Testi

RALS ADF testi uygulanan serilerimize ait tau istatistikleri hesaplanmıştır. Elde edilen istatistikler, Rho Kareler dikkate alınarak tablolardan elde edilen kritik değerler ile karşılaştırılmıştır.

Tablo 4.6: RALS ADF Birim Kök Testi Sonuçları ve Kritik Değerler

RALS ADF Sonuçları		Rho Kare	tau RALS ADF	Optimal Uzunluk
Sabit	Dolar	0.36589	[-8.72072]**	11
	Euro	0.42436	[-9.59165]**	11
	Ticari Faiz	0.4753	[-6.81722]**	12
Trend	Dolar	0.36351	[-9.0972]**	11
	Euro	0.41838	[-9.72259]**	11
	Ticari Faiz	0.47546	[-6.85804]**	12

Kritik Değerler	%	0.4	0.5
SABİT	1%*	-3.177	-3.247
	5%**	-2.516	-2.596
	10%***	-2.175	-2.266
TREND	1%*	-3.523	-3.632
	5%**	-2.881	-3.005
	10%***	-2.545	-2.682

Kaynak: RALS ADF IM vd. 2014 makalesi RALS ADF için kritik değerler
Geleneksel birim kök testlerinde kurulan modellerden elde edilen kalıntıların normal dağılmaması nedeniyle tahmin sonuçları sapmalı olacağından ve güvenilir olmayacağından normal olmama durumunu dikkate alarak geliştirilmiş olan kalıntılar ile artırılmış birim kök testi olan RALS ADF birim kök testleri getiri serilerine uygulanmıştır. Dolar kuruna getiri serisi için

hesaplanan test istatistiği sabitli ve trendli durum için tüm kritik değerlerden küçük olarak bulunmuştur. Bu sonuca dayanarak sıfır hipotezi olan birim kök hipotezi reddedilir. Euro kuru getiri serisi için de sabitli ve trendli durumlar için hesaplanan test istatistikleri tüm olasılık değerlerinden küçük olarak bulunmuştur. Temel hipotez olan H_0 reddedilerek serinin birim köklü olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Ticari faiz getiri serisi için de sabitli ve trendli durum için hesaplanan test istatistiği kritik değerlerden küçük olarak bulunmuştur. Birim kökü ifade eden H_0 hipotezi reddedilerek serinin durağan olduğu birim kök içermediği bulunmuştur. RALS ADF testi sonucu ile tüm serilerin durağan olduğu tespit edilmiştir.

4.5.3 Kalıntılar ile Arttırılmış RALS-LM Birim Kök Testi

Schmidt ve Phillips (1992) tarafından geliştirilen LM birim kök testi ile getiri serilerine ait regresyondan elde edilen kalıntıların normallik sınavına bakarak normal dağılmadığı görülmüştür. Jarque-Bera test istatistiğine ait olasılık değeri tüm olasılık değerlerinden küçük olarak bulunmuştur. Klasik birim kök sınavından elde edilen kalıntılar normal dağılmamaktadır.

RALS LM Birim Kök testi hipotezleri;

$$H_0 = \text{Seri Birim Köklüdür}$$

$$H_1 = \text{Seri Durağandır}$$

Tablo 4.7: RALS LM Birim Kök Testi Sonuçları ve Kritik Değerler

RALS LM Sonucu	Gecikme Uzunluğu	RALS LM Test İstatistiği	Rho Kare
DOLAR	12	[-2.98618]**	0.79735
EURO	12	[-2.74936]***	0.85126
TİCARİ FAİZ	12	[-3.35815]**	0.83972

Kritik Değerler	0.8	0.9
1%*	-3.51	-3.538
5%**	-2.947	-2.99
10%***	-2.667	-2.715

Kaynak: Meng vd. 2014 makalesi RALS LM birim kök testi ve kritik değerler

RALS LM Birim Kök testi sonuçlarına göre Dolar getiri serisi için test istatistiği -2.98 bulunmuştur bulunan değer %5 kritik değer için elde edilen -2.94'den küçük olduğu için serinin birim köklü olduğunu söyleyen temel hipotez H_0 %5 anlamlılık düzeyinde reddedilebilir. Euro getiri serisi için bulunan test istatistiği -2.75 %10 kritik değer için geçerli olan -2.71 den küçük olduğu için Euro serisi %10 anlamlılık düzeyinde durağan bulunmuştur H_0 reddedilir. Ticari faiz getiri serisi için bulunan test istatistiği olan -3.35 %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değer için ifade edilen -2.99 değerinden küçük olduğu için serinin %5 anlamlılık düzeyinde H_0 reddedilerek serinin birim köklü olmadığı durağan olduğu söylenebilir.

Tablo 4.8: Kareli Getiri Serileri Arasında Otokorelasyon Sonuçları

	DOLAR		EURO		TİCARİ FAİZ	
	Test İstatistiği	Olasılık Değeri	Test İstatistiği	Olasılık Değeri	Test İstatistiği	Olasılık Değeri
Q(1)	34.1755	[0.0000000]**	36.5467	[0.0000000]**	158.622	[0.0000000]**
Q(2)	62.0439	[0.0000000]**	56.434	[0.0000000]**	158.733	[0.0000000]**
Q(5)	89.4985	[0.0000000]**	83.4854	[0.0000000]**	169.3	[0.0000000]**
Q(10)	97.2353	[0.0000000]**	93.1345	[0.0000000]**	181.998	[0.0000000]**
Q(20)	107.477	[0.0000000]**	99.9684	[0.0000000]**	219.232	[0.0000000]**

%1* %5**%10***

H_0 = Getiri Serileri Arasında Otokorelasyon Yoktur

H_1 = Getiri Serileri Arasında Otokorelasyon Vardır

Her bir getiri serisi için kendi geçmiş değerleri ile aralarındaki otokorelasyonun varlığı test edilmiştir. Dolar, Euro ve ticari faiz kareli getiri serileri için temel hipotez olan kareli getiri serileri arasında otokorelasyonun yokluğu tüm olasılık değerleri için reddedilmiştir. Getiri serileri için otokorelasyon vardır. Otokorelasyonun varlığı getiri serilerinde ARCH etkisinin ve volatilité kümelenmesinin olduğu anlamına gelir. Bu nedenle serilerdeki ARCH etkisinin varlığı için farklı gecikme değerleri için ARCH etkisi olup olmadığı ARCH-LM testi ile incelenmiştir.

Tablo 4.9: Getiri Serileri ARCH-LM Test Sonuçları

	DOLAR		EURO		TİCARİ FAİZ	
	Test İstatistiği	Olasılık Değeri	Test İstatistiği	Olasılık Değeri	Test İstatistiği	Olasılık Değeri
ARCH 1-1 test	35.161	[0.0000]**	37.733	[0.0000]**	186.3	[0.0000]**
ARCH 1-2 test	27.476	[0.0000]**	24.964	[0.0000]**	110.63	[0.0000]**
ARCH 1-5 test	12.925	[0.0000]**	12.224	[0.0000]**	59.768	[0.0000]**
ARCH 1-10 test	6.9789	[0.0000]**	6.651	[0.0000]**	31.293	[0.0000]**
ARCH 1-20 test	3.8309	[0.0000]**	3.4058	[0.0000]**	18.452	[0.0000]**

%1* %5**%10***

H_0 = ARCH Etkisi Yoktur

H_1 = ARCH Etkisi Vardır

Farklı gecikme değerleri için ARCH etkisine bakıldığında yirminci gecikmede bile ARCH etkisinin getiri serileri için var olduğunu. Tüm olasılık değerlerinde ARCH etkisinin olmadığı yönündeki temel hipotez reddedilmiştir. Dolayısıyla serilerimizde volatilitenin var olduğu söylenebilir. Serilerimiz GARCH modelleri ile modellenebilir.

GARCH modeli için ortalama denklemi tahmini için uygun ARMA modeli belirlenerek uygun model ile tahmin gerçekleştirilebilir.

Tablo 4.10: Getiri Serileri Uygun ARMA Yapısı Test Sonuçları

	AR / MA	0	1	2	3	4
	0	-5.299623	-5.345479	-5.338739	-5.341623	-5.339362
DOLAR	1	-5.345068	-5.338743	-5.336802	-5.339716	-5.333442
	2	-5.338356	-5.334807	-5.335659	-5.33417	-5.340288
	3	-5.345655	-5.338963	-5.332312	-5.330308	-5.347498
	4	-5.338951	-5.332232	-5.325613	-5.324108	-5.340905
	5	-5.358014	-5.412108	-5.406622	-5.40183	-5.400244
EURO	1	-5.414096	-5.407405	-5.404051	-5.399703	-5.395639
	2	-5.407379	-5.401256	-5.398466	-5.397872	-5.392543
	3	-5.405527	-5.400385	-5.410588	-5.408258	-5.389358
	4	-5.40162	-5.39492	-5.407236	-5.400916	-5.396757
	5	-5.40162	-5.39492	-5.407236	-5.400916	-5.396757
TİCARİ FAİZ	0	-2.393999	-2.64661	-2.661516	-2.659894	-2.665501

	1	-2.634229	-2.657848	-2.669164	-2.664828	-2.659672
	2	-2.655777	-2.652175	-2.664884	-2.661023	-2.655945
	3	-2.654182	-2.647589	-2.665809	-2.657907	-2.672111
	4	-2.647878	-2.657509	-2.687118	-2.677296	-2.655134

Yapılan analizde Dolar kuru getiri serisi için ARMA(3,4) bulunmuştur. Euro kuru getiri serisi için ARMA(1,0) bulunmuştur. Ticari faiz getiri serisi için ARMA(4,2) olarak bulunmuştur. Ortalama model ile elde edilen GARCH modeli tahmini sonuçlarına göre ARCH ve GARCH parametreleri anlamlı ve toplamları birden küçük olarak bulunmuştur.

Tablo 4.11: Getiri Serileri GARCH(1,1) Modeli Test Sonuçları

		Katsatı	Standart Hata	Test İstatistiği	Olasılık Değeri	Alfa+Beta
DOLAR	ARCH(Alpha1)	0.172866	0.047225	3.66	[0.0003]**	0.918373
	GARCH(Beta1)	0.745507	0.060927	12.24	[0.0000]**	
EURO	ARCH(Alpha1)	0.194733	0.059043	3.298	[0.0010]**	0.885039
	GARCH(Beta1)	0.690306	0.10035	6.879	[0.0000]**	
TİCARİ FAİZ	ARCH(Alpha1)	0.088349	0.02566	3.443	[0.0006]**	0.990037
	GARCH(Beta1)	0.901688	0.026965	33.44	[0.0000]**	

%1* %5**%10***

GARCH (1,1) modeli ile getiri serileri analiz edilmiştir. Dolar, Euro ve ticari faiz getiri serileri ile yapılan analiz sonucuna göre modelde yer alan ARCH parametresini temsil eden alfa ile GARCH parametresini temsil eden beta katsayıları pozitif ve anlamlı olduğu görülmekte ve diğer bir kısıt olan ARCH ve GARCH parametrelerinin katsayılarının toplamları birden küçük olarak bulunduğu için model için öngörülen kısıtlar sağlanmıştır.

Model tahmininden sonra modelin uygun olup olmadığı ve ARCH etkisinin varlığı kontrol edilmiş çıkan sonuçlara göre ARCH etkisinin varlığı kaybolmuş ve serilere ait otokorelasyon giderilmiş olduğu görülmüştür.

Tablo 4.12: Getiri Serileri ARCH-LM Test Sonuçları

	DOLAR		EURO		TİCARİ FAİZ	
	Test İstatistiği	Olasılık Değeri	Test İstatistiği	Olasılık Değeri	Test İstatistiği	Olasılık Değeri
ARCH 1-1 test	0.94236	[0.3319]	2.6532	[0.1036]	0.076341	[0.7824]
ARCH 1-2 test	1.0182	[0.3616]	1.353	[0.2589]	1.1043	[0.3319]
ARCH 1-5 test	1.1225	[0.3465]	0.76029	[0.5786]	1.3993	[0.2219]
ARCH 1-10 test	0.98678	[0.4530]	0.67747	[0.7461]	0.89692	[0.5354]

Farklı gecikme değerleri ile ARCH-LM tahmini sonucunda getiri serileri için ARCH etkisinin yok olduğu görülmüştür.

Tablo 4.13: Kareli Getiri Serileri Arasında Otokorelasyon Sonuçları

	DOLAR		EURO		TİCARİ FAİZ	
	Test İstatistiği	Olasılık Değeri	Test İstatistiği	Olasılık Değeri	Test İstatistiği	Olasılık Değeri
Q(5)	5.66234	[0.1292449]	3.84889	[0.2782505]	6.44549	[0.0918374]**
Q(10)	9.69482	[0.2871023]	6.55592	[0.5852124]	8.19291	[0.4148564]**
Q(20)	17.3391	[0.4999215]	13.8742	[0.7372538]	32.0533	[0.0216697]*

%1* %5**%10***

H_0 = Getiri Serileri Arasında Otokorelasyon Yoktur

H_1 = Getiri Serileri Arasında Otokorelasyon Vardır

Getiri serilerine ait tüm olasılık değerleri için temel hipotez olan kareli getiri serileri arasındaki otokorelasyon yoktur hipotezi reddedilemez, yalnız ticari faiz serisi için yirminci gecikme değerinde yüzde bir olasılık değeri ile temel hipotez reddedilememektedir. Getiri serileri için genel olarak otokorelasyonun giderildiği söylenebilir.

4.6 ÇOK DEĞİŞKENLİ VOLATİLİTE ANALİZİ

Tablo 4.14: CCC-GARCH Model Sonucu (Dolar - Ticari Faiz / Euro - Ticari Faiz)

Dolar - Ticari Faiz CCC-GARCH Modeli Sonucu		Katsayılar	Standart Hata	t-İstatistiği	Olasılık Değeri
Sabit Değer	C(1)	0.000022	0.0000078	2.83102	[0.00463992]**
Sabit Değer	C(2)	0.0000996	0.0000478	2.08463	[0.0371026]**
Dolar ARCH Etkisi	A(1,1)	0.154282	0.0355189	4.34366	[0.00001401]**
Ticari Faiz > Dolar	A(1,2)	0.0192406	0.0098025	1.96283	[0.04966552]***
Dolar > Ticari Faiz	A(2,1)	0.2166332	0.1029409	2.10444	[0.03533983]**
Ticari Faiz ARCH Etkisi	A(2,2)	0.0890483	0.0204257	4.35961	[0.00001303]**
Dolar GARCH Etkisi	B(1,1)	0.7810311	0.0452323	17.26712	[0.00000000]**
Ticari Faiz > Dolar	B(1,2)	8.2054451	11.9053118	0.68923	0.49068134
Dolar > Ticari Faiz	B(2,1)	83.2796432	113.4219786	0.73425	0.46279877
Ticari Faiz GARCH Etkisi	B(2,2)	0.8962479	0.0228106	39.29081	[0.00000000]**
Getiriler Arası Korelasyon	R(2,1)	0.0004307	0.0008211	0.52459	0.59986746
Euro - Ticari Faiz CCC-GARCH Modeli Sonucu		Katsayılar	Standart Hata	t-İstatistiği	Olasılık Değeri
Sabit Değer	C(1)	0.000030883	0.000011882	2.59919	[0.00934443]**
Sabit Değer	C(2)	0.000085786	0.000049212	1.74321	[0.08129749]***
Euro ARCH Etkisi	A(1,1)	0.184415367	0.042115441	4.37881	[0.00001193]**
Ticari Faiz > Euro	A(1,2)	0.020289524	0.010712958	1.89392	[0.05823514]***
Euro > Ticari Faiz	A(2,1)	0.16720787	0.08755268	1.9098	[0.05615932]***
Ticari Faiz ARCH Etkisi	A(2,2)	0.079038322	0.018992711	4.16151	[0.00003162]**
Euro GARCH Etkisi	B(1,1)	0.726937303	0.057539263	12.63376	[0.00000000]**
Ticari Faiz > Dolar	B(1,2)	-0.083227569	0.208443466	-0.39928	0.68968598
Euro > Ticari Faiz	B(2,1)	-0.830438937	1.433366583	-0.57936	0.56234456
Ticari Faiz GARCH Etkisi	B(2,2)	0.913309988	0.022747881	40.14923	[0.00000000]**
Getiriler Arası Korelasyon	R(2,1)	0.065671135	0.038458946	1.70756	[0.08771716]***

1%* 5%** 10%***

Dolar ARCH +Dolar GARCH	A(1,1)+B(1,1)	0.9353131
Ticari Faiz ARCH +Ticari Faiz GARCH	A(2,2)+B(2,2)	0.9852962
Euro ARCH + Euro GARCH	A(1,1)+B(1,1)	0.9113527
Ticari Faiz ARCH +Ticari Faiz GARCH	A(2,2)+B(2,2)	0.9923483

Sabit korelasyonu dikkate alan çok değişkenli volatilité modellerinden CCC-GARCH modeli Dolar getiri serisi ile ticari faiz getiri ve Euro getiri serisi ile ticari faiz getiri serileri için uygulanmıştır. Karşılıklı volatilitelerin birbirlerini etkileme durumu incelenmiştir.

Dolar kuru ile ticari faiz getiri serileri arasındaki volatilité aktarımına bakıldığında iki serinin aralarındaki volatilité aktarımının sonuçları tabloda gör÷lmektedir. Dolar kuru ticari faiz getiri serileri arasında volatilité aktarımı analizi için kullanılan CCC-GARCH modelinden elde edilen sonuçlara göre model kabulü için kriterlerin saęlandığı tespit edilmiştir. Model sonucunda elde edilen serilere ait ARCH ve GARCH parametreleri katsayıları pozitif ve anlamlı olarak bulunmuştur. Diğer bir kısıt olan ARCH ve GARCH parametreleri katsayılarının toplamının serilerimiz için birden küçük olduęu gör÷lmektedir. Birinci finansal varlık olarak seçilen Dolar getiri serisine ait ARCH ve GARCH katsayılarının toplamı 0.93 olarak bulunmuştur. Bu deęer bire yakın bir deęer olduęundan Dolar getiri serisine ait volatilité kümelenmesinin olduęunu ve Dolar getiri serisine gelen bir şokun kalıcı olduęu söylenebilir.

Ticari faiz getiri serisine ait ARCH ve GARCH parametrelerine ait katsayılar toplamı 0.98 olarak elde edilmiştir. 0.98 deęeri bir oldukça yakın olduęundan ticari faiz getiri serisine ait volatilité kümelenmesinin olduęu ve ticari faiz getiri serisine gelen bir şokun kalıcı etkilere sahip olduęu söylenebilir.

Volatilité yayılımını ifade eden etkileşim parametrelerinden ticari faiz getiri serisinden Dolar getiri serisine olan volatilité aktarımını gösteren $A(1,2)$ parametresine ait katsayı ile Dolar getiri serisinden ticari faiz getiri serisine olan volatilité aktarımını ifade eden $A(2,1)$ parametresine ait katsayı anlamlı olarak bulunduęundan yalnız bu iki deęer yorumlanabilir. Bu sonuca göre birinci finansal varlık olarak tanımladıęımız Dolar getiri serisi volatilitésine gelebilecek %1’lik bir volatilité şoku bir sonraki işlem günü ticari faiz getiri serisi volatilitésini %0.21 kadar artırmaktadır. Bu sonuçla Dolar getiri serisinden ticari faiz getiri serisine doęru anlamlı ve pozitif volatilité aktarımı mevcuttur.

İkinci finansal varlık olarak seçilen ticari faiz getiri serisinden birinci finansal varlık olan Dolar getiri serisine doęru volatilité yayılımını ifade eden $A(1,2)$ parametresine ait katsayı anlamlı bulunmuştur. Bu sonuca göre ticari faiz getiri serisi volatilitésine gelebilecek %1’lik bir volatilité şoku Dolar getiri serisi volatilitésini yaklaşık olarak %0.02 kadar arttıracaktır. Ticari faiz getiri serisinden Dolar getiri serisine doęru pozitif ve anlamlı bir volatilité aktarımı mevcuttur.

Sonuç olarak Dolar getiri serisi volatilitésinden Ticari faiz getiri serisi volatilitésine doęru daha yoğun bir volatilité aktarımı bulunmuştur. Dolar getiri serisi volatilitési ticari faiz getiri serisi

volatilitesini daha fazla etkilemektedir. Getiriler arası sabit korelasyonu gösteren $R(2,1)$ parametresi için katsayı anlamsız çıktığı için yorumlanmamıştır.

Euro kuru ile ticari faiz getiri serileri arasındaki volatilité aktarımı incelenmiş olup iki serinin aralarındaki volatilité aktarımının sonuçları tabloda görülmektedir. Euro ile ticari faiz getiri serileri arasında volatilité aktarımı analizi için kullanılan CCC-GARCH modelinden elde edilen sonuçlara göre model kabulü için kriterlerin sağlandığı tespit edilmiştir. Model sonucunda elde edilen serilere ait ARCH ve GARCH parametreleri katsayıları pozitif ve anlamlı olarak bulunmuştur. Diğer bir kısıt olan ARCH ve GARCH parametrelerine ait katsayılar toplamının serilerimiz için birden küçük olduğu görülmektedir.

Birinci finansal varlık olarak seçilen Euro getiri serisine ait ARCH ve GARCH parametreleri katsayıları toplamı 0.91 olarak bulunmuştur. Bu değer bire yakın bir değer olduğundan Euro getiri serisine ait volatilité kümelenmesinin olduğunu ve Euro getiri serisine gelen bir şokun kalıcı olduğu söylenebilir.

Ticari faiz getiri serisine ait ARCH ve GARCH parametre katsayıları toplamı 0.99 olarak elde edilmiştir. 0.99 değeri bir oldukça yakın olduğundan ticari faiz getiri serisine ait volatilité kümelenmesinin olduğu ve ticari faiz getiri serisine gelen bir şokun kalıcı etkilere sahip olduğu söylenebilir.

Volatilité yayılımını ifade eden etkileşim parametrelinden ticari faiz getiri serisinden Euro getiri serisine olan volatilité aktarımını gösteren $A(1,2)$ parametresi katsayısı ile Euro getiri serisinden Ticari faiz getiri serisine olan volatilité aktarımını ifade eden $A(2,1)$ parametresi katsayısı anlamlı olarak bulunduğundan yalnız bu iki değer yorumlanabilir. Birinci finansal varlık olarak tanımladığımız Euro getiri serisi volatilitésine gelebilecek %1’lik bir volatilité şoku bir sonraki işlem günü ticari faiz getiri serisi volatilitésini yaklaşık olarak %0.17 kadar artırmaktadır. Bu sonuçla Euro getiri serisinden ticari faiz getiri serisine doğru anlamlı ve pozitif volatilité aktarımı mevcuttur.

İkinci finansal varlık olarak seçilen ticari faiz getiri serisinden birinci finansal varlık olan Euro getiri serisine doğru volatilité yayılımını ifade eden $A(1,2)$ parametresi katsayısı anlamlı bulunmuştur. Bu sonuca göre ticari faiz getiri serisi volatilitésine gelebilecek %1’lik bir volatilité

şoku Euro getiri serisi volatilitelerini yaklaşık olarak %0.02 kadar arttıracaktır. Ticari faiz getiri serisinden Euro getiri serisine doğru pozitif ve anlamlı bir volatilitite aktarımı mevcuttur.

Sonuç olarak Euro getiri serisi volatilitelerinden ticari faiz getiri serisi volatilitelerine doğru daha yoğun bir volatilitite aktarımı bulunmuştur. Euro getiri serisi volatilitesi ticari faiz getiri serisi volatilitelerini daha fazla etkilemektedir. Getiriler arası sabit korelasyonu gösteren $R(2,1)$ parametresi %10 anlamlılık düzeyine göre anlamlı çıkmıştır. Euro ile ticari faiz getirileri arasında pozitif yönlü zayıf korelasyon ilişkisi bulunmaktadır.



SONUÇ

Volatilite analizleri finansal piyasalarda riski ölçmek ve daha iyi tahminlerde bulunmak için başvurulan bir yöntemdir. Özellikle çok değişkenli volatilite modelleri birden fazla finansal serinin getirileri arasında volatilite aktarımlarının analiz edilmesinde ve serilerin birbirlerini etkileme durumunu ölçerek finansal seriler arasındaki ilişkiyi ortaya koymada araştırmacılara ve piyasa yapıcılara yardımcı olmaktadır.

Yapılan çalışmada Dolar ile ticari faiz getirileri ve Euro ile ticari faiz getirileri arasında sabit koşullu korelasyon modeli olarak tanımlanan CCC-GARCH modeli ile serilerin getirileri arasında volatilite aktarımı incelenmiştir. Analiz sonucunda Dolar ve Euro getiri serileri ile ticari faiz getiri serisi arasında volatilite aktarımı bulunmuştur.

Dolar getiri volatilitesi ticari faiz getiri volatilitesi arasında karşılıklı olarak anlamlı ve pozitif yönlü volatilite aktarımı bulunmuştur. Dolar getiri serisinin volatilitesi ticari faiz getiri serisinin volatilitisini daha fazla etkilemektedir. Euro getiri serisi ile ticari faiz getiri serisi arasında da karşılıklı olarak pozitif ve anlamlı volatilite aktarımı olduğu analiz sonucunda görülmektedir. Euro getiri serisi volatilitesi ticari faiz getiri serisi volatilitisini daha fazla etkilemektedir.

Döviz kuru getiri serileri volatilitesi ticari faiz getiri serisi volatilitisini daha fazla etkilediği bulunmuştur. Döviz kurları arasında ise Dolar getiri serisi volatilitesi ticari faiz getiri serisi volatilitisini daha fazla etkilediği sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonucun çıkmasının sebebi üretim için gerekli hammadde ve ara maddelerin dolar ile ithalatı nedeniyle dolar volatilitesi üzerinde meydana gelen şokların, üretim kaynakları dışa bağımlı bir ekonomide faizler üzerinde daha fazla hissedilir olması piyasa ve politika yapıcılarının bu şoklara cevap verme konusundaki eylemleri olabilir. Ticari faiz getiri serisinin volatilitesi ele alınan döviz kurları olan Dolar ve Euro getiri serileri volatiliteleri üzerinde daha az etki etmektedir.

Uygulamada ayrıca kalıntılar ile arttırılmış Birim Kök testleri olan RALS ADF ve RALS LM testleri de ele alınmıştır. Serilerin birim kökleri bu yöntemler ile incelenmiş ve sonuçları paylaşılmıştır. Tezin RALS yöntemlerinin ve çok değişkenli volatilite modeli olan CCC-GARCH modeli uygulamasının yapılması ile literatüre ve döviz kuru ile faiz ilişkisi için yapılan tartışmalara ekonometrik yöntemlerin çıktıları ile bir yorum getirerek katkı sağlayacaktır.

KAYNAKÇA

Akardeniz, E., & Engin, C.

TCMB Faiz Kararlarının Döviz Kuru Volatilitesine Etkisi. Finansal Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi,11(20), 1-27.

doi: 10.14784/marufacd.599086 (2019)

Akay, A. B.

Türk Döviz Piyasasında Mikro Yapı Ve Oynaklık Yayılması. Akdeniz üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat Anabilim Dalı. Antalya: Yöktez. (2010)

Akpamuk, S. N.

Çok Değişkenli Deterministik Oynaklık Modelleri: Borsa Endeksleri Arasındaki Oynaklık Etkileşimi Üzerine Bir Uygulama. İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Ekonometri Anabilim Dalı. İstanbul (2014)

Aydın, M., & Turan, Y. E.

Türkiye’de Ekonomik Güven Büyümeyi Etkiliyor mu? RALS Birim Kök ve Eşbütünleşme Yaklaşımı. Ekoist: Journal of Econometrics and Statistics(32), 69-83. doi:10.26650/ekoist.2019.32.0022 (2020)

Beveridge , S., & Nelson , C. R.

A New Approach To Decomposition Of Economic Time Series Into Permanent And Transitory Components With Particular Attention To Measurement Of The 'Business Cycle'. Journal of Monetary Economics, 2(7), 151-174. (1981)

- Bollerslev, T. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Journal of econometrics 31(3), 307-327. (1986)
- Bollerslev, T. Modelling the coherence in short-run nominal exchange rate: a multivariate generalized ARCH Model . The Review of Economics and Statistics , 3(72), 498-505. (1990)
- Bozkurt, H. M-GARCH Modellerinin Karşılaştırmalı Analizi. Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 18(2), 126-145. (2009)
- Brockwell, P. J., & Davis, R. A. Introduction to Time Series and Forecasting (Third Edition b.). içinde New York NY, USA: Springer. doi:10.1007/978-3-319-29854-2 (2016)
- Büberkökü, Ö., & Kızıldere, C., & Yiğenoğlu, K. BRICKS Ülkeleri İle Türk Hisse Senedi Piyasaları Arasındaki Volatilite Yayılımının İncelenmesi Van Yüzüncü Yıl Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 6(11), 101-117 (2021)
- Chen, W. Y., & Lian, K. K A Comparison of Forecasting Models for ASEAN Equity Markets. Sunway Academic Journal, 2(4), 1-12. (2005)

Christodoulakis, G. A.,
& Satchell, S. E.

Correlated ARCH (CorrARCH):
Modelling the Time-Varying Conditional
Correlation Between Financial Asset
Returns. European Journal of Operational
Research, 139(2), 351-370. (2002)

Çiçek, M.

Türkiye'de Faiz, Döviz ve Borsa: Fiyat Ve
Oynaklık Yayılma Etkileri. Ankara
Üniversitesi SBF Dergisi, 65(02), 1-28.

doi:10.1501/SBFder_0000002170 (2010)

Çiçek, M.

Türkiye'de Faiz, Döviz ve Borsa Fiyat ve
Oynaklık Yayılma Etkileri Ankara
Üniversitesi SBF Dergisi 02/(65) 1-28
doi:

https://doi.org/10.1501/SBFder_0000002170 (2010)

Çiçen, Y. B.

Türkiye'de Politik Süreçlerin
Kapsayıcılığı: RALS Birim Kök ve
Eşbütünleşme Yaklaşımı. Ekonomi
Bilimleri Dergisi, 12(2), 193-209. (2020)

Çil, N.

Finansal Ekoknometri (3. bs. b., s. 68).
İstanbul: Der Yay. (2018)

Çolak, F. D., & Taşpunar Altuntaş, S.

BİST-100 Endeksinde Volatilitenin
Modellenmesi ve Öngörülmesinde ARCH
Modelleri İstanbul Üniversitesi İşletme
Fakültesi İşletme İktisadı Enstitüsü
Yönetim Dergisi, 26(76), 208-223. (2016)

- Daly, K. Financial volatility: Issues and measuring techniques. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 11(387), 2377-2393. doi:10.1016/j.physa.2008.01.009 (2008)
- Damba, O. T., & Bilgiç, A., & Aksoy, A. Dünya Ham Petrol ve Seçilmiş Gıda Ürünlerin Arasındaki Fiyat Oynaklığın Tahmini: Bir BEKK-GARCH Yaklaşımı. *Atatürk Üniversitesi Ziraat Fakültesi Dergisi*, 48(1), 41-49. doi:https://doi.org/10.17097/ataunizfd.309615 (2017)
- Davaslıgil Atmaca, V. BİST Şehir Endeksleri Oynaklığının DCCGARCH Model İle Analizi. *Yönetim Bilimleri Dergisi* , 31(16), 287-308 (2018)
- Davaslıgil Atmaca, V. Döviz Kurları Arasındaki Oynaklık Etkileşiminin Analizi: CCC-t-MSV Modeli ile Tahmin Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar (639), 109 – 132 (2018)
- Değirmenci, N., & Abdioğlu, Z. Finansal Piyasalar Arasındaki Oynaklık Yayılımı Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi(54), 104-125. (2017)
- Demir, G. Ödünç Verilebilir Fonlar Kuramı ve Faiz Oranları Anadolu Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi , 1(11), 87-108. doi:108, 30.06.1993 (1993)

Demirgil, B., & Türkay, H.

Türkiye’de Faiz Oranlarını Etkileyen Faktörler: Bir ARDL/Sınır Testi Uygulaması. Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi , 3(19), 907-928. (2017)

Demirgil, H., & Kesekler, S.

Döviz Kurlarında Oynaklık Yayılım Etkilerinin MGARCH Yöntemi İle Modellenmesi. Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi , 24(4), 1167 - 1180. (2019)

Dickey, D. A., & Fuller, W. A.

Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. Journal of the American Statistical Association, 74(366), 427-431. (1979)

Enders, W.

Applied Econometric Time Series. W. Enders içinde, Applied Econometric Time Series. (2010)

Engle, R. F.

Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. Econometrica, 4(50), 987-1008.

<http://www.jstor.org/stable/1912773>
(1982, Jul.).

Engle, R. F., & Kroner, K. F.

Multivariate Simultaneous Generalized Arch. Econometric Theory, 11, 122-150. (1995).

- Engle, R. F., Hendry, D. F., & Trumble, D. Small-Sample Properties Of ARCH Estimators And Tests. Canadian Journal of Economics, 66-93. (1985).
- Galbraith, J. W., & Walsh, V. Z. On the distributions of Augmented Dickey Fuller Statistics in Processes With Moving Average Components. Journal of Econometrics, 93(1), 25-47. (1999).
- Göktaş, Ö. Kur Savaşları Çerçevesinde Döviz Kurları Arasındaki Volatilité Etkileşimi. Gümüşhane Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, 10(3), 627 - 638. (2019).
- Granger, C. W., & Newbold, P. Spurious Regressions in Econometrics. Journal of Econometrics, 2(2), 111-120. (1974).
- Granger, D. W., & Newbold, P. Spurious Regressions in Econometrics. Journal of Econometrics, 2, 111-120. (1974).
- Gujarati, D. N. Temel Ekonometri (Ü. Şenesen, & G. G. Şenesen, Çev., Cilt 8.bs, s. 23-24). İstanbul: Literatür Yayıncılık. (2011).
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C. Temel Ekonometri. Temel Ekonometri (Ü. Şenesen, & G. G. Şenesen, Çev., 5 b., s. 744-745). Literatür Yayıncılık. (2012).

- Hamilton, J. D. Time Series Analysis. Princeton, New Jersey: Princeton University Press. (1994).
- Harvey, A. C. A. C. Harvey içinde, The Econometric Analysis of Time Series (Second Edition b., s. 11). MIT Press. (1990).
- Hatanaka, M. M. Hatanaka içinde, Time Series Based Econometrics Unit Root and Co-Integrations (s. 17). New York: Oxford University Press. (1996).
- Hepsağ, A. Çok Değişkenli Stokastik Oynaklık Modelleri: Petrol Piyasası ile Finansal Piyasalarda İşlem Gören Sanayi Sektörü Endeksi Arasındaki Oynaklık Etkileşimi Üzerine Bir Uygulama. İstanbul. (2013).
- Hepsağ, A., & Akçalı, B. Finansal Zaman Serilerinde Birim Kök Hipotezinin Test Edilmesinde Kalıntılarla Genişletilmiş En Küçük Kareler Yöntemi Yaklaşımı: Rasyonel Fiyat Köpükleri Üzerine Bir Uygulama. Tekirdağ: XIII. International Balkan and Near Eastern Congress Series on Economics, Business and Management (IBANESS). (2019).
- Hepsağ, A., & Akçalı, B. Y. Finansal Zaman Serilerinde Birim Kök Hipotezinin Test Edilmesinde Kalıntılarla Genişletilmiş En Küçük Kareler Yöntemi Yaklaşımı: Rasyonel Fiyat Köpükleri Üzerine Bir Uygulama. XIII. IBANESS İktisat, İşletme ve Yönetim Bilimleri Kongreler Serisi – Tekirdağ-Güz / Türkiye, (s. 63-68). (2019).

Hepsağ, A., & Salihoğlu, E.

Banka Faiz Oranı Geçişkenliği RALS Eşbütünleşme Yöntemiyle Normal Dağılmamayı Dikkate Alan Bir Yaklaşım. Bankacılar Dergisi, 32(117), 40-57. (2021).

Hepsağ, A., & Yaşar Akçalı, B.

Analysis of Volatility Spillovers Between the Bank Stocks Traded In Istanbul Stock Exchange and New York Stock Exchange. Eurasian Econometrics, Statistics & Empirical Economics Journal(1), 54-72. doi:10.17740/eas.stat.2016-MSEMP-6 (2016).

Horváth, L., & Teyssi re, G.

Empirical Process Of The Squared Residuals Of An ARCH Sequence. The Annals of Statistics, 29(2), 445-469. (2001).

Hwanga, S. Y., & Kim, T. Y.

Power Transformation and Threshold Modeling for ARCH Innovations With Applications to Tests for ARCH Structure. Stochastic Processes and their Applications, 110(2), 295-314. doi:10.1016/j.spa.2003.11.001 (2003).

Im, K. S., Lee, J., & Tieslau, M. A.

More Powerful Unit Root Tests With Non-Normal Errors. In Festschrift in Honor of Peter Schmidt , 315-342. (2014).

Karab yık, L., & Anbar, A.

Volatilite ve Varyans Swapları. Muhasebe ve Finansman Dergisi(no.35), 62-76. (2007).

Kayral, İ. E., & Tandoğan, N. Ş.

BİST100, Döviz Kurları ve Altının Getiri ve Volatilitesinde COVID-19 Etkisi. Gaziantep University Journal of Social Sciences, 19(COVID-19 Special Issue), 687 - 701. doi:DOI: 10.21547/jss.786384 (2020).

Kıran, B.

Sektörel Bazda Hisse Senetleri Getiri Volatilitésinin Asimetrik Koşullu Değişen Varyans Modelleri ile Tahmini. İstanbul: İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü (2006).

Koç, S., & Tekin, B. F.

Döviz Kuru, Döviz Kuru Çeşitleri ve Döviz Kurunu Açıklamaya Yönelik Yaklaşımlar. M. Gün (Dü.) içinde, Finansal Servis: Bankacılık ve Finans (s. 89-118). Livre de Lyon. (2020).

Kuzu, S.

Devlet İç Borşlanma Senetleri, Döviz, Petrol Piyasalarının Hisse Senedi Piyasası Üzerine Ortalama ve Oynaklık Yayılma Etkileri. Bingöl Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 9(17),443-462. doi:https://doi.org/10.29029/busbed.437890 (2019).

Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., & Schmidt, P. P., & Shin, Y.

Testing The Null Hypothesis of Stationarity Against The Alternative of A Unit Root. Journal of Econometrics(54), 159-178. (1992).

Liu, B., Liu, X.-t., Zhang, S.,
& Yu, X.-h.

Research on the Correlation Between Economic Policy Uncertainty, Exchange Rate, and Stock Market Empirical Analysis Based on DCC and BEKK GARCH Model. Atlantis Press, 427, 242-246. (2020, April).

Maddala, G. S., & Kim, I. M.

Unit Root Cointegration and Structural Change (s. 8). Cambridge University Press. (1998).

Meng, M., Im, K. S., Lee, J.,
& Tieslau, M. A.

More Powerful LM Unit Root Tests with Non-Normal Errors. The Festschrift in Honor of Peter Schmidt. (R. S. Horrace, Dü.) Berlin, Germany, s. 343–357. (2014).

Meng, M., Lee, J., & Payne, J. E.

RALS-LM Unit Root Test with Trend Breaks and Non-Normal Errors: Application to the Prebisch-Singer Hypothesis. In B. Mizrach . Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics, 1(21), 31-45. (2016).

Mills, T. C., & Markellos, R. N.

T. C. Mills, & R. N. Markellos içinde, The Econometric Modelling Of Financial Time Series (s. 10-12). Cambridge University Press. (2008).

Mills, T. C., & Markellos, R. N.

The Econometric Modelling of Financial Time Series. T. C. Mills, & R. N. Markellos içinde, The Econometric Modelling of Financial Time Series (Third Edidion b.). Cambridge University Press. (2008).

- Moffat, I. U., & Akpan, W. A. White Noise Analysis: A Measure of Time Series Model Adequacy Applied Mathematics (10) 989-1003. doi:10.4236/am.2019.1011069 (2019).
- Nelson, C. R., & Plosser, C. I. Trends And Random Walks In Macroeconomic Time Series. Journal of Monetary Economics(10), 139-162. (1982).
- Nicolau, J. Stationary Processes That Look Like Random Walks The Bounded Random Walk Process in Discrete and Continuous Time. Econometric Theory, 1(18), 99-118. (2002).
- Ozdurak, C., & Karataş, C. Türkiye Ekonomisi'nde Enflasyon Ataleti: Dinamik Koşullu Korelasyon-Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (DCC-GARCH) ve Dalgacık (Wavelet) Analizi. Journal of Economics Finance and Accounting 4 (7),324-337doi:10.17261/Pressacademia.2020.1306 (2020).
- Parasız, İ. Para Teorisi ve Politikası. İ. Parasız içinde, Para Teorisi ve Politikası (İkinci Baskı b., s. 486-487). Bursa: Ezgi Kitapevi Yayınları. (2009).
- Phillips, P. B., & Perron, P. Testing For Unit Roots in Time Series Regression. Biomètrika, 75(2), 335-346. (1988).

Sarıkovanlık, V., Koy, A.,
Akkaya, M., Yıldırım, H. H.,
& Kantar, L.

Finans Biliminde Ekonometri
Uygulamaları Kavram-Uygulama-Analiz.
V. Sarıkovanlık, A. Koy, M. Akkaya, H.
H. Yıldırım, & L. Kantar içinde, Finans
Biliminde Ekonometri Uygulamaları
Kavram-Uygulama-Analiz (2.Baskı b., s.
149). Ankara: Seçkin Yay. (2020).

Schmidt, P. & Phillips, P. C.

LM Tests For A Unit Root in The
Presence of Deterministic Trends. Oxford
Bulletin of Economics And Statistics, 54
(3), 257-287 (1992).

Seçme, Z. O., & Hepşen, A.

Amerikan Merkez Bankası (FED) ve
Avrupa Merkez Bankası (ECB)
Kararlarının Finansal Piyasalara Etkisi.
OPUS International Journal of Society
Researches, 9(16), 1699-1732.
doi:<https://doi.org/10.26466/opus.479223>
(2018).

Sever, E., & Mızrak, Z.

Döviz Kuru, Enflasyon ve Faiz Oranı
Arasındaki İlişkiler: Türkiye Uygulaması.
Sosyal Ekonomik Araştırmalar Dergisi,
7(13), 264-283. (2007).

Sevüktekin, M.

Teori ve Uygulamalar Ekonometriye Giriş
(1. bs. b., s. 106). Bursa: Dora Yay. (2013)

Sevüktekin, M., & Ç. M.

Ekonometrik Zaman Serileri Analizi
EViews Uygulamalı (5. bs. b., s. 60-61).
Bursa: Dora Yay. (2017)

Sevüktekin, M., & Çınar, M.

Uygulamalı, Ekonometrik Zaman Serileri
Analizi EViews (5.bs b., s. 47). Bursa:
Dora Yay. (2017).

- Sevüktekin, M., & Çınar, M. Ekonometrik Zaman Serileri Analizi EViews Uygulamalı (5. bs. b., s. 51). Bursa: Dora Yay. (2017).
- Sevüktekin, M., & Çınar, M. Ekonometrik Zaman Serileri Analizi Eviews Uygulamalı (5.bs. b., s. 48). Bursa: Dora Yay. (2017).
- Sevüktekin, M., & Nargeleçekenler, M. İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Getiri Volatilitésinin Modellenmesi ve Önráporlanması. Ankara ÜniversitesiSBF Dergisi, 4(61), 243-265. (2015).
- Silvennoinen, A., & Teräsvirta, T. Multivariate GARCH Models. Handbook of Financial Time Series. (2008).
- Songül, H. Otoregresif Koşullu Değişen Varyans Modelleri: Döviz Kurları Üzerine Uygulama. Ankara: Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Araştırma ve Para Politikası Genel Müdürlüğü. (2010).
- Su , W., & Huang, Y. Comparison of Multivariate GARCH Models with Application to Zero-Coupon Bond Volatility. Master Thesis 15 ECTS, LUND University, Department of Statistics. (2010).
- Şenol, Z. Borsa, Döviz Kuru Ve Petrol Fiyatları Arasındaki Oynaklık Yayılımı. Muhasebe Bilim Dünyası Dergisi, 22(4), 629-647. doi:<https://doi.org/10.31460/mbdd.649121> (2020).

Şit, M., & Karadağ, H.

Döviz Kurunu Belirleyen Ekonomik Faktörler: Türkiye Ekonomisi İçin ARDL Sınır Testi Uygulaması. Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi(23), 151-168. doi:10.18092/ulikidince.476930 (2019).

Tokat, H.

Altın, Döviz ve Hisse Senedi Piyasalarında Oynaklık Etkileşimi Mekanizmasının Analizi. İstanbul Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi, 0(48), 151-162. (2013).

Topaloğlu, E. E.

OE 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, 21(3), 574-595. (2019).

Tsay, R. S.

R. S. Tsay içinde, Analysis Of Financial Time Series. A John WILEY & SONS, INC., PUBLICATION. (2005).

Wang, P.

P. Wang içinde, Financial Econometrics. Routledge (2009).

Yang, Y. S.,
& Doong, C. S.

Price and volatility spillovers between stock prices and exchange rates: empirical evidence from the G-7 countries. International Journal of Business and Economics, 3(2), 139-153. (2004).

Yaşar Akçalı, B., &
Mollaahmetoğlu, E.,
& Altay, E.

Türkiye’de Faiz, Enflasyon ve Kur
Şoklarının Bulaşıcılığının ARMA-
EGARCH Yöntemiyle Analizi. İstanbul
Gelişim Üniversitesi Sosyal Bilimler
Dergisi (GELİŞİM-UWE 2019 Özel
Sayısı), 29-43.
doi:<https://doi.org/10.17336/igusbd.61592>
2 (2019).

Yılancı, V., Aydın, M.,
& Aydın, M.

Residual Augmented Fourier ADF Unit
Root Test. Sakarya: Munich Personal
RePEc Archive [https://mpa.ub.uni-
muenchen.de/id/eprint/96797](https://mpa.ub.uni-muenchen.de/id/eprint/96797) (2019).

Yoloğlu, Z.

Döviz Kuru ve Faiz Oranı ile Hisse Senedi
Arasındaki Volatilite Yayılımı: Çok
Değişkenli GARCH Modelleri İle Bir
Uygulama. T.C. Çağ Üniversitesi Sosyal
Bilimler Enstitüsü İşletme Yönetimi
Anabilim Dalı. Mersin: Yök Tez. (2020).

Zivot, E., & Wang, J.

Modeling financial time series with S-
PLUS. E. Zivot, & J. Wang içinde,
Modeling financial time series with
S-PLUS. New York: Springer. (2006).