



T.C.

**BURSA ULUDAĞ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI
YÖNEYLEM BİLİM DALI**

**REEL EFEKTİF DÖVİZ KURU İLE PETROL FİYATLARI
ARASINDAKİ İLİŞKİNİN ANALİZİ VE BİR
UYGULAMA DENEMESİ**

(YÜKSEK LİSANS TEZİ)

Gizem BOĞACI

BURSA – 2022



T.C.

**BURSA ULUDAĞ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI
YÖNEYLEM BİLİM DALI**

**REEL EFEKTİF DÖVİZ KURU İLE PETROL FİYATLARI
ARASINDAKİ İLİŞKİNİN ANALİZİ VE BİR
UYGULAMA DENEMESİ**

(YÜKSEK LİSANS TEZİ)

Gizem BOĞACI

Danışman:

Prof. Dr. Özer ARABACI

BURSA – 2022

ÖZET

Yazar adı soyadı : Gizem BOĞACI
Üniversite : Bursa Uludağ Üniversitesi
Enstitü : Sosyal Bilimler Enstitüsü
Anabilim Dalı : Ekonometri
Bilim Dalı : Yöneylem
Tezin Niteliği : Yüksek Lisans Tezi
Sayfa Sayısı : X+70
Mezuniyet Tarihi : 22/07/2022
Tez Danışmanı : Prof. Dr. Özer ARABACI

REEL EFEKTİF DÖVİZ KURU İLE PETROL FİYATLARI ARASINDAKİ İLİŞKİNİN ANALİZİ VE BİR UYGULAMA DENEMESİ

Bu çalışmanın amacı, Reel Efektif Döviz Kuru, Reel Faiz Farkı, Verimlilik Farkı ve Petrol Fiyatı (Brent Petrol) değişkenleri arasındaki uzun dönemli ilişki olup olmadığını belirlemektir. Bu tez çalışmasında 2009Q01-2021Q03 dönemini kapsayan üç aylık veriler kullanılmıştır. Bu çalışmada reel efektif döviz kurunu belirleme yaklaşımları incelenmiştir. İncelenen yaklaşımlardan Kapsanmamış Faiz Oranı ve Balassa Samuelson Etkisi yaklaşımları benimsenmiştir. Değişkenler arasındaki uzun dönem ilişki olup olmama durumunu belirlemek amacıyla Johansen Eşbütünleşme Analizi yapılmıştır. Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğu ve uzun dönemde birbirini etkiledikleri tespit edilmiştir. Etki – Tepki (Impulse – Response) Fonksiyon grafiği ile değişkenlere 1 standart sapmalılık şok verildiğinde reel efektif döviz kurunun nasıl tepki vereceği incelenmiştir. Balassa – Samuelson Etkisi anlamlı bir şekilde işlediği sonucuna varılmıştır. Reel Faiz Farkı, Verimlilik Farkı ve Petrol Fiyatı (Brent Petrol) değişkenlerinin Reel Efektif Döviz Kurunun Granger nedeni olduğunu belirlemek amacıyla Granger nedensellik analizi yapılmıştır ve üç değişkeninde Reel Efektif Kurunun Granger nedeni olduğu tespit edilmiştir.

Anahtar sözcükler: Reel Döviz Kuru, Brent Petrol Fiyatı, Koentegrasyon, Vektör Hata Düzeltme Modeli

ABSTRACT

Name and Surname : Gizem BOĞACI
University : Bursa Uludag Ünivesty
Institute : Social Science Institution
Field : Econometrics
Subfield : Operational Research
Degreeawarded : Master
Page Number : X+70
Date of Degreeawarded : 22/07/2022
Supervisor : Assoc. Prof. Dr. Özer ARABACI

ANALYSIS OF THE RELATIONSHIP BETWEEN REAL EFFECTIVE EXCHANGE RATE AND OIL PRICES AND AN APLICATION EXPERIMENT

The aim of this study is to determine whether there is a long term relationship between the varaibles of Real Effective Exchange Rate, Real Interest Spread, Efficiency Spread and Oil Price (Brent Oil). In this study, quarterly data covering the period 2009Q01-2021Q03 were used. In this study, approaches to determining the real effective exchange rate are examined. Excluded Interest Rate and Balassa Samuelson Effect approaches were adopted from the examined approaches. The order to determine whether there is a long term relationship between the variables, Johansen Cointegration Analysis was pefomed. It was determined that there was a cointegration relationship between the variables and they affected each other in the long run. Impulse- Reponse Function graph examines how the real effective exchange rate will react when a 1 standard deviation shock is given to the variables. It is concluded that the Balassa-Samuelson Effect works in a meaningful way. Granger causality analysis was conducted to determine that the Real Interest Spread, Productivity Difference and Oil Price (Brent Oil) variables were the Granger cause of the Real Effective Exchange Rate and it was determined that the Real Effective Exchange Rate was the Granger cause in all three variables.

Keywords: Real Exchange Rate, Brent Oil Price, Cointegration, Vector Error Correction Model

ÖNSÖZ

Tez süreci boyunca her zaman bana destek olan, değerli bilgilerini ve deneyimlerinin benimle paylaşarak bana çalışmamda yol gösteren danışman hocam Prof. Dr. Özer ARABACI'ya teşekkürü bir borç bilirim. Ayrıca bu zorlu süreçte öğrenim hayatımın alanında bana maddi manevi desteğiyle her zaman yanımda bulunan aileme teşekkürlerimi sunarım.

Gizem BOĞACI

BURSA, 2022

İÇİNDEKİLER

ÖZET.....	ii
ABSTRACT	iii
ÖNSÖZ.....	iv
İÇİNDEKİLER	v
TABLolar	viii
ŞEKİLLER	ix
KISALTMALAR	x
GİRİŞ	1

BİRİNCİ BÖLÜM

ZAMAN SERİLERİ ANALİZİ

1.1.Zaman Serileri Analizi	2
1.2.Zaman Serisi Bileşenleri	3
1.2.1.Trend(T).....	4
1.2.2.Mevsimsel Bileşenler(S).....	5
1.2.3.Konjonktürel Dalgalanmalar(C)	6
1.2.4.Düzensiz Bileşenler(I)	7
1.3.Box- Jenkins Modelleri	7
1.3.1.Otoregresif Modeller: AR (p)	7
1.3.2.Hareketli Ortalama Modelleri: MA (q).....	8
1.3.3.Otoregresif Hareketli Ortalama Modeli: ARMA (p,q)	9
1.3.4.Otoregresif Entegre Hareketli Ortalama Modeli: ARIMA	10
1.4.Zaman Serilerinde Durağanlık Kavramı	11
1.4.1.Durağanlık Analizi: Korelogram Testi	13
1.4.2.Durağanlık Analizi: Birim Kök Testi	14
1.4.2.1.Dickey Fuller (DF) Birim Kök Testi (1976).....	14
1.4.2.2. Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) Testi.....	17
1.4.2.3.Phillips-Perron(PP) Birim Kök Testi	18
1.4.2.4.Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, Shin (KPSS) Birim Kök Testi	19
1.4.2.5.ADF-GLS (1996) Birim Kök Testi.....	20

İKİNCİ BÖLÜM

EŞBÜTÜNLEŞME ANALİZİ

2.1.Eşbütünleşme Analizi.....	22
2.2.Eşbütünleşme Kavramı ve Nedensellik Analizi.....	23
2.2.1.Johansen Eşbütünleşme Analizi ve Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM)	24
2.3.Granger Nedensellik Analizi.....	29

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

REEL EFEKTİF DÖVİZ KURU İLE PETROL FİYATI ARASINDAKİ İLİŞKİNİN ANALİZİ VE BİR UYGULAMA DENEMESİ

3.1.Reel Efektif Döviz Kuru.....	33
3.2.Reel Döviz Kuru Yaklaşımları.....	34
3.2.1.Satın Alma Gücü Paritesi.....	34
3.2.2.Marshall – Lerner Koşulu.....	34
3.2.3.Mundell – Fleming Modeli.....	35
3.2.4.Parasalıcı Yaklaşım.....	35
3.2.5.Faiz Oranı Paritesi Yaklaşımı.....	35
3.2.5.1.Kapsanmış Faiz Oranı Paritesi (Covered Interest Rate Parity) Yaklaşımı	36
3.2.5.2.Kapsanmamış Faiz Oranı Paritesi (Uncovered Interest Rate Parity) Yaklaşımı	36
3.2.6.Balassa – Samuelson Etkisi.....	36
3.3.Literatür Araştırması.....	37
3.4.Verit Seti ve Model.....	42
3.5.Uygulama.....	43
3.5.1.Zaman Yolu Grafiği.....	44
3.5.2.Betimsel İstatistikler.....	46
3.5.3.Korelogram Testi.....	47
3.5.4.Birim Kök Testleri.....	52
3.5.4.2.Phillips-Peron Birim Kök Testi (PP).....	53
3.5.4.3.Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin Birim Kök Testi (KPSS).....	54
3.5.4.4.DF-GLS Birim Kök Testi.....	55
3.5.5.Johansen Eşbütünleşme Analizi ve Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM)	56

3.5.6.Etki – Tepki (Impulse- Response) Fonksiyonlarının Grafik İncelemesi	59
3.5.7.Granger Nedensellik Analizi	61
3.6. Sonuç ve Değerlendirme	61
KAYNAKÇA	64
Diğer Kaynaklar:	69

TABLÖLAR

Tablo 3.1: Reel Efektif Döviz Kuru, Reel Faiz Farkı, Verimlilik Farkı ve Brent Petrol Değişkenlerinin Betimsel İstatistikleri.....	46
Tablo 3. 2: ADF Düzey ve ADF Birinci Fark Birim Kök Testleri İçin Sonuçlar.....	52
Tablo 3. 3: PP Düzey ve PP Birinci Fark Birim Kök Testleri İçin Sonuçlar	53
Tablo 3. 4: KPSS Düzey ve KPSS Birinci Fark Birim Kök Testleri İçin Sonuçlar.....	55
Tablo 3. 5: DF-GLS Düzey ve DF-GLS Birinci Fark Birim Kök Testleri İçin Sonuçlar	56
Tablo 3. 6: Gecikme Uzunluğu Tespiti	57
Tablo 3. 7: Pantula İlkesi Test Sonuçları (Uygun Modelin Seçilmesi).....	58
Tablo 3. 8: Johansen (1988, 1995) Eşbütünleşme Analizi Bulguları.....	58
Tablo 3. 9: Granger Nedensellik Analizi	61

ŞEKİLLER

Şekil 1.1. Zaman Serisi Bileşenleri.....	3
Şekil 1. 2.Olası Trend Gösterimleri	5
Şekil 1.3.Mevsimsel Dalgalanmalar Grafiği.....	6
Şekil 1.4.Konjonktürel Dalgalanmalar Grafiği.....	6
Şekil 1.5.Ortalamada durağanlık.....	12
Şekil 1.6.Varyansta Durağanlık	13
Şekil 1.7.Durağan Olmayan Zaman Serisi Korelogramı	14
Şekil 1.8.Durağan Olan Zaman Serisi Korelogramı	14
Şekil 3. 1.Reel Efektif Döviz Kuru (2009Q1-2021Q3)	44
Şekil 3. 2. Reel Faiz Farkı (2009Q1-2021Q3).....	44
Şekil 3. 3.Verimlilik Farkı (2009Q1-2021Q3)	45
Şekil 3. 4.Brent Petrol (2009Q1-2021Q3)	45
Şekil 3.5. Reel Efektif Döviz Kuru Korelogram Test Sonuçları	48
Şekil 3.6. Reel Faiz Farkı Korelogram Test Sonuçları	48
Şekil 3. 7. Verimlilik Farkı Korelogram Test Sonuçları.....	49
Şekil 3. 8: Brent Petrol Korelogram Test Sonuçları	49
Şekil 3.9: Birinci Farkı Alınmış Reel Eektif Döviz Kuru Korelogram Test Sonuçları....	50
Şekil 3. 10: Birinci Farkı Alınmış Reel Faiz Farkı Korelogram Test Sonuçlar	50
Şekil 3. 11: Birinci Farkı Alınmış Verimlilik Farkı Korelogram Test Sonuçları.....	51
Şekil 3. 12: Birinci Farkı Alınmış Brent Petrol Korelogram Test Sonuçları.....	51
Şekil 3. 13: Reel Faiz Farkları'na Uygulanan Pozitif Bir Şoka Reel Efektif Döviz Kuru'nun Tepkisi	59
Şekil 3. 14: Verimlilik Farkları'na Uygulanan Pozitif Bir Şoka Reel Efektif Döviz Kuru'nun Tepkisi	60
Şekil 3. 15: Brent Petrol'e Uygulanan Pozitif Bir Şoka Reel Efektif Döviz Kuru'nun Tepkisi.....	60

KISALTMALAR

KISALTMALAR	BİBLİYOGRAFİK BİLGİLER
ADF	Geniřletilmiş Birim Kök Testi
AIC	Akaike Bilgi Kriteri
AR	Otoregresif Modeller
ARMA	Otoregresif Hareketli Ortalama
ARIMA	Otoregresif Entegre Hareketli Ortalama
BSE	Balassa Samuelson Etkisi
C	Konjonktür Dalgalanmalar
C.	Cilt
CIRP	Kapsanmamış Faiz Oranı Paritesi
DF	Dickey Fuller
ESS	Hata Kareler Toplamı
FAİZ	Reel Faiz Oranı Farkı
I	Düzensiz Bileşenler
KPSS	Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, Shin
LM	Lagrange Çarpanları
MA	Hareketli Ortalama Modelleri
OEKK	Olağan En Küçük Kareler
OİL	Brent Petrol
PP	Phillips-Peron
REEL	Reel Efektif Döviz Kuru
S	Mevsimsel Bileşenler
S.	Sayfa
SGP	Satın Alma Gücü Paritesi
SIC	Shwarz Bilgi Kriteri
T	Trend
UIRP	Kapsanmamış Faiz Oranı Paritesi
VAR	Vektör Otoregresif Model
VECM	Vektör Hata Düzeltme Modeli
VER	Verimlilik Farkı
VOL	Volume

GİRİŞ

Nominal döviz kuru yabancı paranın yurt içi fiyatlar tarafından karşılığı olarak bilinmekte ve yabancı para birim değerinin kişiye olan maliyetin ulusal para cinsinden karşılığı olarak ifade edilir. Bu kavram döviz sahibi olan kişi ve firmaların ne kadar mal ve hizmet alma kapasitesinin olduğunu göstermektedir. Bu durumda karşımıza reel döviz kuru çıkar ve reel döviz kuru ülkelerin mallarının değerini diğer ticaret ortağı ülke ve dünyanın mallarının değerleriyle karşılaştırma imkanı sağlar. Reel döviz kuru yabancı ülkede üretimi yapılan malların yurt içinde üretim yapılan malların cinsinden nispi olarak fiyatını ifade eder. Bir kişinin veya bir ülkenin ürünlerini başka bir ülkenin ürünleriyle takas edebileceği kur reel döviz kuru olarak ifade edilebilir.

Bu tez çalışmasının amacı, Reel Efektif Döviz Kuru, Reel Faiz Farkı, Verimlilik Farkı ve Petrol Fiyatı (Brent Petrol) değişkenleri arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığını belirlemek ve bağımsız değişkenlerin Reel Efektif Döviz Kurun'un nedeni olup olmadığına yorum getirmektir.

Bu tez çalışması üç bölümden oluşmaktadır. Birinci bölümde; zaman serisi bileşenleri, Box-Jenkins modelleri, zaman serilerinde durağanlık kavramına değinilmiştir. Durağanlık kavramında, korelogram testi ve birim kök testleri ele alınmıştır. İkinci bölümde; Johannes Eşbütünleşme Analizi, VECM modeli ve Granger Nedensellik Analizi anlatılmıştır. Üçüncü bölümde; Reel Efektif Döviz Kuru ve yaklaşımları açıklanmıştır. Serilerin zaman yolu grafikeri incelenmiş, durağanlık analizleri yapılmış, Johansen Eşbütünleşme Analiz sonucu değerlendirilmiş, Etki- tepki (Impulse-Response) fonksiyon grafikleri incelenmiş ve Granger Nedensellik Analizi sonucu değerlendirilmiştir. Sonuç ve değerlendirmeler bölümünde ise yapılan analize ilişkin bulgular değerlendirilmiştir.

BİRİNCİ BÖLÜM

ZAMAN SERİLERİ ANALİZİ

1.1.Zaman Serileri Analizi

Zaman serisi, deęişkenlerin belirli bir zaman dilimi içinde yapılan ölçümleri ve gözlemlerine denir. Başka bir ifadeyle düzenli zaman diliminde gözlem yapılan ard arda gelen veriler zaman serisi olarak isimlendirilir (Erdoğan, 2006:6).

Zaman serileri, bir zamandan dięer bir zamana deęişkenlerin deęerlerinin ard arda gözlem yapılan sayısal büyüklüklere denir. Gözlem yapılan verilerin ard arda olacak şekilde ortaya çıkması bir koşul olmamakla birlikte düzenli aralıklarla serinin gelişim sürecini görebilmek bakımından gerekli bir durumdur (Sevüktekin, Çınar, 2014: 47).

Zaman serileri verilerinin derlemesi; zaman aralığı olarak günlük, haftalık, aylık, üç aylık, yıllık olmak üzere derlenir. Zaman serileri ekonomi, eğitim, sağlık, mühendislik, istatistik, pazarlama, firma üretim ve satışları, firma stok takibi vb. uygulama alanlarına sahiptir (Maddala,1992: 525).

Zaman serileri deterministik zaman serileri ve stokastik zaman serileri olarak iki şekilde karşımıza çıkar. Zaman serisi matematiksel fonksiyon ile kesin bir biçimde belirleniyor ise deterministik, gözlem deęerleri olasılık dağılımı ile açıklanıyorsa bu zaman serisine stokastik zaman serisi denir (Chatfield, 1980: 6).Ele alınan bir zaman serisinin gelecek deęeri tam olarak öngörülebiliyorsa, bu seri deterministik (kesin) seri adını alır. Fakat gelecekte alabileceęi deęerler serinin geçmiş deęerinden tam olarak öngörülemiyorsa bu seri stokastik seri adını alır (Sevüktekin, Çınar, 2014: 21)

1.2.Zaman Serisi Bileşenleri

Zaman serisi verileri bazı etkenlerin etkisi altındadır. Bu etkenler zaman serisinde bazı dalgalanmaları meydana getirir (Duru,2007:1).Bu dalgalanmaların meydana gelmesine bazı nedenler etki eder. Bu etkenler; ekonomik sosyal, psikolojik vb. sayılabilir. Bu etkenler zaman serisinin bileşenlerini oluşturur (Tüzen,2012:7). Zaman serileri dört bileşenden oluşur. Bunlar :

- Trend (T)
- Mevsimsel Bileşenler (S)
- Konjonktür Dalgalanmaları (C)
- Düzensiz Bileşenler (I)

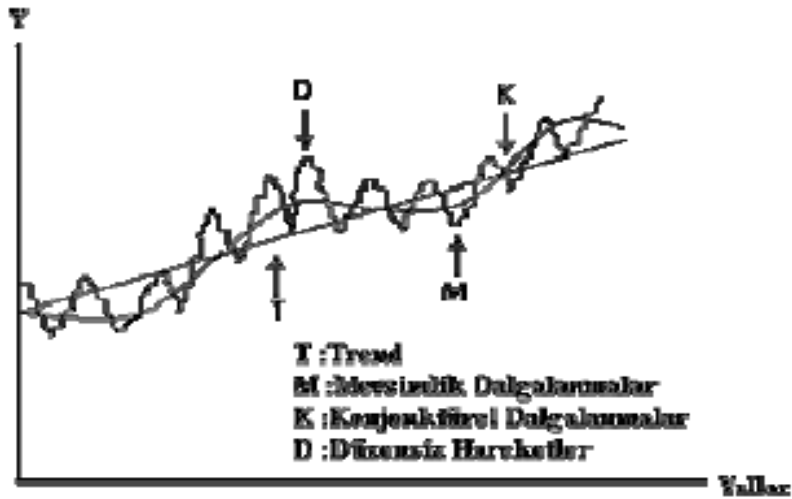
olarak sıralanabilirler. Bu bileşenler zaman serilerinde toplamsal ve çarpımsal model olarak ifade edilirler ve bu modeller;

$$\text{Toplamsal Model: } Y = T + C + S + I \quad (1.1)$$

$$\text{Çarpımsal Model: } Y = T \cdot C \cdot S \cdot I \quad (1.2)$$

olarak karşımıza çıkar (Akpınar,2014:7-8).

Şekil 1.1. Zaman Serisi Bileşenleri



Kaynak:(Serper, 1996:293)

1.2.1.Trend(T)

Zaman serisi verilerinin artış ve azalışlarını gösteren yapılara trend bileşeni adı verilir. Genelde uzun dönemi kapsayan serilerde trend yapısı gözlenir ve bir seride trend olursa seri durağan dışı olur. Deterministik ve stokastik trend olmak üzere iki çeşit trend vardır. Deterministik trend serinin uzun dönemdeki artış ve azalış eğilimlerini gösterir. Deterministik trendde olasılık dağılımından söz edilemez, birebir ilişkiden söz edilir (Dilişen, 2007: 5).

Deterministik trende içeren bir Y_t serisi,

$$Y_t = \alpha + \beta_t + \varepsilon_t \quad (1.3)$$

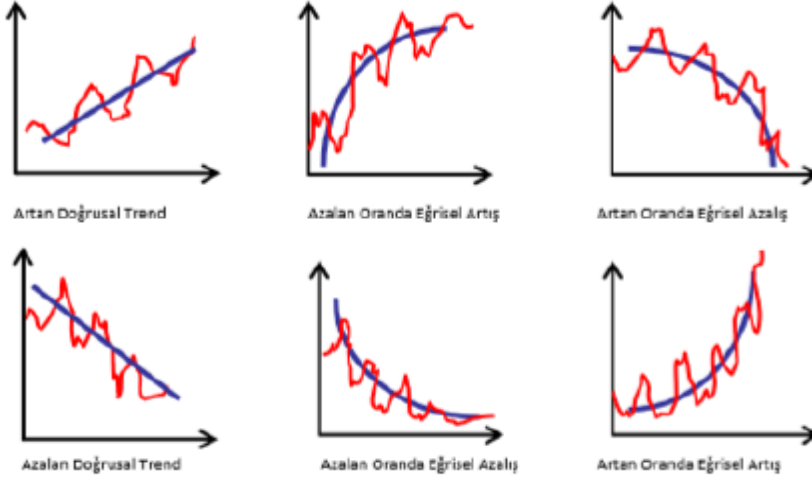
şeklinde formüle edilebilir. Stokastik trend ise rassal bir fonksiyon olup zaman içinde değişiklik gösterir. Eğilimi kestirilemediğinden dolayı olasılık dağılımından söz edilebilir. Stokastik trende sahip Y_t serisi;

$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.4)$$

şeklinde modellenir (Dilişen, 2007: 5).

Bir zaman serisinin trendli yapıya sahip olduğunu söyleyebilmemiz için bazı koşulları sağlaması gereklidir. Trend orta-uzun dönemli hareketleri gösterdiğinden yaklaşık 20 yıllık bir dönem gereklidir. Bu sürenin iki veya üç konjonktür dönemini kapsaması istenilen bir durumdur. Bir konjonktür dönemi yaklaşık 7-11 yıllık dönemleri kapsar. Serinin trend özelliği gösterebilmesi için bu konjonktür dönemlerini yaşaması gerekir (Sevüktekin,2017:71).

Şekil 1. 2.Olası Trend Gösterimleri

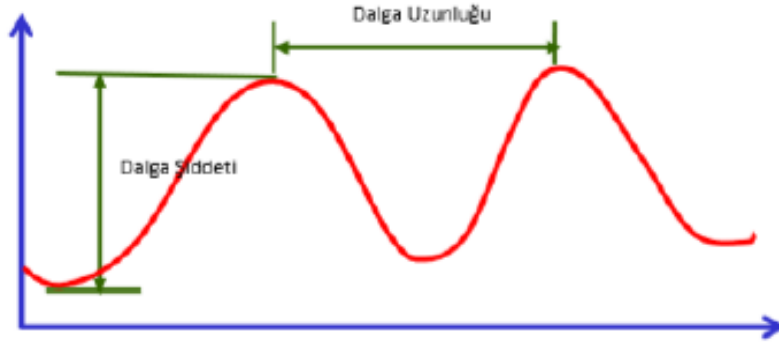


Kaynak: (Tüzen, 2012: 8)

1.2.2.Mevsimsel Bileşenler(S)

Zaman serileri belirli dönemlerde mevsimsel faktörlerin etkisindedir. Serideki tekrarlanan döngüsel hareketlere mevsimsel dalgalanma denir (Serper, 1996:294). Zaman serisinin yıl içinde belli zamanlarda meydana gelen artışlar ve azalışlar mevsimsel dalgalanma adını alır. Mevsimsel dalgalanmalar daha çok aylık, üç aylık veya altı aylık olan zaman serilerinde karşımıza çıkar. Belirli ve sistematik hareketler sergilerler (Sevüktekin, Çınar,2014: 14). Zaman serilerinde mevsimselliğin meydana gelmesinde hava koşulları, çeşitli sosyal, kültürel olaylar, doğal olaylar, resmi tatiller, dini inanışları örnek göstermek mümkündür. Mevsimsel bileşen de, trende olduğu gibi deterministik ve stokastik olarak karşımıza çıkabilir. Mevsimselliğin deterministik yapıda olması durumunda mevsimsellik etkisinden arındırma, stokastik olması halinde ise fark alma işlemi yapılır (Dilişen, 2007: 6).

Şekil 1.3.Mevsimsel Dalgalanmalar Grafiği



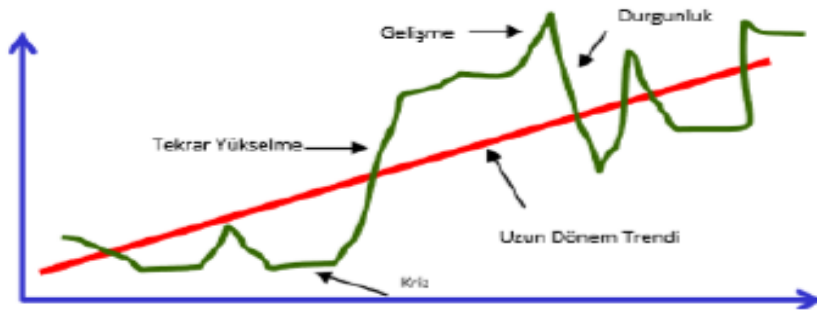
Kaynak: (Tüzen, 2012:9)

1.2.3.Konjonktürel Dalgalanmalar(C)

Ekonomilerdeki refah ve durgunluk dönemlerinin seriler üzerindeki yansımaları gösterirler. Konjonktürel dalgalanmalar mevsimsel bileşen gibi düzenli ve periyodik değildir ve daha uzun devrelidirler. Bu devre gelişmiş ekonomilerde yaklaşık 7-11 yıllık aralıklarla olurken, gelişmekte olan ülkelerde yaklaşık 5-8 yıllık aralıklarla yaşanmaktadır (Sevüktekin, 2017: 75).

Konjonktürel hareketler ile ilgili nüfus hareketleri, hava koşullarındaki uzun süreli dalgalanmalar ve astroloji alanında çalışmalar yapılmıştır (Sevüktekin, Çınar, 2017: 17).

Şekil 1.4.Konjonktürel Dalgalanmalar Grafiği



Kaynak: (Tüzen, 2012: 12)

1.2.4.Düzensiz Bileşenler(I)

Önceden tahmin edilmesi mümkün olmayan, anlık gerçekleşen olaylar sonucunda ortaya çıkmaktadır. Düzensiz hareketler bileşeni etkisini hata teriminde gösterir (Torun, 2015: 6). Doğa olayları (kuraklık, sel, deprem), savaşlar, krizler vb. olaylar düzensiz bileşene örnek verilebilir.

1.3.Box- Jenkins Modelleri

Zaman serilerinin öngörüsünde kullanılan yöntemdir ve kesikli ve doğrusal stokastik süreçlere dayanır. Otoregresif (AR) modeller, hareketli ortalama (MA) modelleri ve bunların birleşimi otoregresif hareketli ortalama (ARMA) modelleri Box Jenkins modelleridir. Bu modeller durağan süreçlere uygulanır. Otoregresif entegre hareketli ortalama (ARIMA) modeli ise durağan olmayan süreçlere uygulanır. Bu yöntemde durağanlık önem taşımaktadır (Tüzen,2012: 30).

1.3.1.Otoregresif Modeller: AR (p)

Ele alınan zaman serisi kendi gecikmeli değerlerinin bir fonksiyonu olarak gösterilebiliyorsa otoregresif model adını alır (Tüzen, 2012: 31).

P sayıda geçmişe ait veri bulunduğu düşünülürse, model derecesi p olarak alınıp AR(p) olarak seri ifade edilebilir (Horasan, 2011: 99).

Zaman serisi modellerinde Y_t değişkeninin geçmiş değerlerinde olan bilgi, bu değişkene ait gelecek dönem değerleri öngörüsü yapmada yarar sağlar. Bu şekilde gecikmiş bağımlılık gösteren istatistiksel modelin örneğine birinci derecen otoregresif model olarak adlandırılır ve bu modelin gösterimi aşağıdaki gibidir;

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad t=1, 2, 3, \dots, T \quad (1.5)$$

Gösterilen birinci dereceden otoregresif süreçte δ , kesmeyi ve stokastik sürece ait ortalama ile ilgili olan sabit olan bir terimi gösterir; ϕ ise bilinmeyen parametreyi ifade eder ve -1 ile +1 arasında değer alır. ε_t ise ortalaması sıfır sabit varyansı, σ^2 korelasyon içermeyen yani beyaz gürültü sürecini sahip olan bir hata terimini ifade eder (Tsay,

2004:32). Bu şekilde ifade edilen denklem birinci dereceden otoregresif zaman serisi modelini gösterir. Bu denklemde Y_t sadece kendinin ve bir önceki döneminde olan değerine ve bir rassal kalıntı ile bağlı olduğu anlaşılır. İfade edilen modele AR(1) süreci denilir (Pindyck, Rubinfeld, 1998: 526).

Ekonomik bir değişken için istatistiksel zaman serisi modeli ifade edildiğinde, zaman serisinin $Y_1, Y_2, Y_3, \dots, Y_t$ oluşum sürecinin niteliğini tam olarak bilmek zordur. Y_t sadece Y_{t-1} 'e bağlı olmaz, $Y_{t-1}, Y_{t-2}, Y_{t-3}$ ' de bağlı olması mümkündür. Bu sebeple p. dereceden olarak ifade edilen otoregresif sürece ait model AR(p) şeklinde ifade edilerek aşağıdaki şekilde gösterilir:

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1.6)$$

Bu denklemde δ parametresi kesmeyi ve stokastik sürece ait olan Y_t 'ye ait ortalamayı, $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$ 'ler bilinmeyen otoregresif parametreleri ifade eder. Hata terimi ε_t ortalaması sıfır olan sabit varyansla σ^2 korelasyonu olmayan rassal değişkenler olduğu varsayımı yapılır ve kabul edilir (Griffths, Hill, Judge, 1993:642).

1.3.2.Hareketli Ortalama Modelleri: MA (q)

Zaman serilerinin birçoğu kendinin geçmiş değerleri ve rassal olan hata terimiyle ifade edilebilir. Yani AR(p) modeli şeklinde ifade edilebilir. Fakat, farklı modellere de gerek duyulur. Bu modellere örnek olarak hisse senedi fiyatları verilebilir. Hisse senedi fiyatlarındaki günden güne meydana gelen değişmelerin, sıfır ortalama ve sabit olan varyansla, korelasyona sahip olmayan rassal değişkenlere ait bir dizi şeklinde davrandığı tespit edilmiştir. Bu özellikleri taşıyan şekildeki modeller, hareketli ortalama modelleri (MA(q)) adını alır.

Zaman serisinde hareketli ortalama süreci;

$$Y_t = \mu + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_p \varepsilon_{t-p} \quad (1.7)$$

şeklinde gösterilir (Box, Jenkins, Reinsel, 1994: 53).

Model Y_t zaman serisini, q adet geçmiş dönemin hata terimine doğrusal bağımlı duruma getirir. Bu şekilde, ele alınan serisinin herhangi dönemdeki gözlem değerini, cari ve geçmiş belirli bir olan sayıda hata terimi ile bağlantılı olarak ifade edilmektedir. Ma(q) modelinde; $\mu, \theta_1, \dots, \theta_q, \sigma^2_\varepsilon$ olmak üzere $q+2$ adet tahmini yapılan parametre vardır (Box ve Jenkins,1976: 10). Bu modeller barındırdıkları geçiş hata terimlerine bağlı olarak, 1, 2,... q . mertebeden modeller ismini alır.

1.3.3.Otoregresif Hareketli Ortalama Modeli: ARMA (p,q)

Çok sayıda değişken ve yüksek derecelerde model oluşturulmak istendiğinde AR ve MA modelleri yetersiz kalabilir. Bu sebeple, seriyi iyi bir şekilde göstermek için, modelde kullanılacak parametre sayısı en az olacak şekilde ifade etmek amacıyla, AR(p) ve MA(q) modellerinin özelliklerini bir araya getiren ARMA(p,q) modelleri ortaya konmuştur (Tsay, 2005: 56).

P terimli AR modeli ve q terimli MA modellerinin birleşimi olan, ARMA(p,q) modeli $p+q$ adet parametre içerir ve ARMA(p,q) şeklinde gösterilir. Ele alınan serinin t dönemi için gözlem değerini gösteren $Y_t; Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-p}$ şeklindeki p sayıda geçmiş dönemin gözlem değerini ve ε_t ile $\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots, \varepsilon_{t-p}$ şeklindeki p sayıda geçmiş dönemin hata terimini doğrusal bir birleşim şeklinde gösterilen modele (p,q)'uncu dereceden ARMA modeli denir. Bu model aşağıdaki şekilde gösterilir;

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (1.8)$$

şeklinde gösterilir ve AR ve MA süreçlerini daha iyi görebilmek için;

$$Y_t - \phi_1 Y_{t-1} - \phi_2 Y_{t-2} - \dots - \phi_p Y_{t-p} = \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (1.9)$$

şeklinde gösterim sağlanır.(Box, Jenkins, Reinsel, 1994:53) ARMA modelinin p tane otoregresif parametresi, q tane hareketli ortalama parametre, ortalama değeri μ , ve σ^2_ε olduğu üzere $p+q+2$ tane tahmini yapılacak parametre vardır (Özmen,1986: 39).

ARMA(p,q) modelinde, mertebesi $p \leq 2$ ve $q \leq 2$ yapılmasıyla modelin açıklama gücünün yeteri kadar olduğu söylenebilir ve p ve q mertebelerinin birbiri ile aynı olma zorunluluğu yoktur (Akgül, 2003: 87).

1.3.4. Otoresif Entegre Hareketli Ortalama Modeli: ARIMA

Zaman serisi uygulamalarında karşılaşılan, çoğu ekonomik seriler durağan değildirler. Zaman serilerinin durağanlığını etkileyen etmenler; trendin varlığı, mevsimsel ve konjonktürel dalgalanmaların olması ve düzensiz hareketlerin bulunması şeklinde sayılabilir (Chatfield, 1980: 50) Ele alınan serinin gözlem değerleri serinin ortalama değeri etrafında durağan halde değilse, seriye gerekli gecikme uygulanmalıdır (Johnson ve Montgomery, 1976:466). Durağanlığın kaçınıcı dereceden farkla sağlanabileceği birim kök testleri ile tespit edilebilmektedir. Mevsimsellik etkisini barındırmayan ve durağanlığa sahip olmayan serilerin genelde birinci farklarının alınması uygun olur (Chatfield, 1980: 50). Ele alınan zaman serisi durağanlaştırıldıktan sonra ARMA yani ARIMA modeli oluşturulabilir. Seri durağan hale getirildikten sonra AR(p) modelinin uygun olduğuna karar verilirse ARIMA(p, d, 0) modeli yerine ARI(p, d) modeli, MA(q) modelinin uygun olduğuna karar verilirse ARIMA(0, d, q) modeli yerine IMA(d, q) modeli şeklinde gösterimi yapılabilir (Franses, 1998: 38).

ARIMA (p, d, q) modelinde;
p değeri otoresif bileşeni,
q değeri hareketli ortalama bileşeni
d değeri ise diferansiyel olarak gösterilir

(Commandeur, Koopman, 2007: 130).

Durağan olmayan Y_t şeklindeki bir seriyi ele alalım:

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} = Y'_t \quad (1.10)$$

işlemini ele aldığımız zaman Y'_t serisi durağan hale geliyorsa birinci dereceden durağandır denir ve I(1) (birinci dereceden entegre) şeklinde gösterilebilir. Y'_t serisinin birinci derece farkı alınmasına karşın durağan yapıya dönüşmediğinde,

$$\Delta^2 Y_t = \Delta(Y'_t) = Y'_t - Y'_{t-1} = Y''_t \quad (1.11)$$

işlemi yapılarak ikinci derece fark alma işlemi yapılır. Y_t'' durağan hale geldiyse bu sürecin derecesi $d = 2$ olarak ifade edilir ve süreç $I(2)$ (ikinci dereceden entegre) şeklinde ifade edilir. Genel olarak bakılacak olursa;

$$W_t = \Delta^d Y_t = (1 - B)^d Y_t \quad (1.12)$$

W_t serisi durağan dışı seri olan Y_t 'nin d . derece farkı alınıp elde edilmiş durağan yapıya gelen zaman serisini ifade eder. ARIMA(p, d, q) modeli ifade edilecek olursa:

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p) \Delta^d Y_t = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q) \varepsilon_t \quad (1.13)$$

şeklinde ifade edilir (Box, Jenkins, Reinsel, 1994: 96).

1.4.Zaman Serilerinde Durağanlık Kavramı

Bir seriye ait ortalama, varyans ve kovaryans değerleri dönem içinde farklılık göstermiyorsa seri durağandır diyebiliriz. Durağan yapıdaki serilerde peş peşe gelen iki değer arasında olan fark zamanın kendinden kaynaklanmaz, yalnızca zaman aralığından kaynaklanır denilebilir. Yapılan çalışmalarda seriler durağan olmalıdır. Durağan olmayan serilerle çalışılması durumunda oluşacak regresyonun sonuçları gerçekçi olmaz ve regresyondaki değişkenler arasında sahte ilişkiye sebep olur (Torun, 2015: 48).

Belli bir zaman aralığı için ele alınan seriyi meydana getiren stokastik sürecin durağan yapıda sahip olmasında gerekli olan koşulları aşağıda sıralanmıştır;

$$\text{Ortalama : } E(Y_t) = \mu \quad (1.14)$$

$$\text{Varyans : } \text{Var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 \quad (1.15)$$

$$\text{Kovaryans : } Y_k = [E(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] \quad (1.16)$$

Burada Y_k , aralarında k dönem fark bulunan Y_t 'yi gösterir ve Y_{t+1} ise arasındaki kovaryansı gösterir. Ama k değeri 0'a eşit ise Y_0 bulunmalıdır ve bunun değeri Y 'nin

varyansına eşit olur. k 'nın değeri 1 olduğunda Y_1, Y_2 'nin ardışık k değeri arasındaki kovaryans değerine eşit olur (Gujarati,2009: 713).

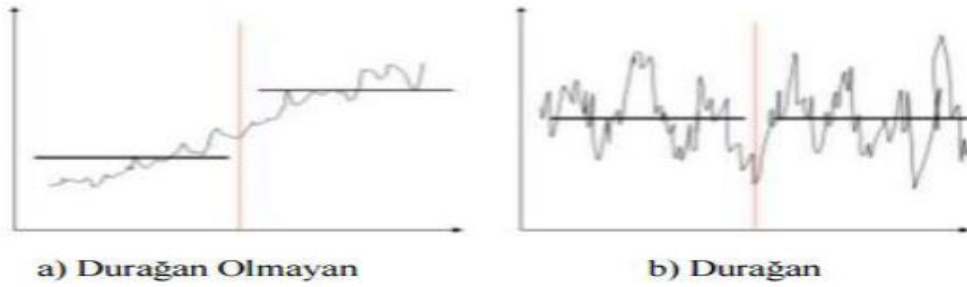
Yukarıda sayılan koşullardan herhangi biri sağlanmadığında serinin durağandıışı olduğu ifade edilir.Durağan yapı göstermeyen zaman serileri birim köke (unit root) sahiptir denir. Bir zaman serisindeki birim kök sayısı, durağan yapıda olma şartını sağlaması için gereken fark alma işlemi sayısına eşittir. Y_t serisinin birinci farkı alındığında durağan olma koşulunu sağlıyorsa bu zaman serisine birinci dereceden durağan yapıya sahip olduğu söylenir ve $I(1)$ şeklinde ifade edilir (Gujarati,2004: 805).

Bir zaman serisinin durağan olup olmadığını analiz etmenin 2 yöntemi bulunur (Johnston, Dinardo, 1997: 215).

- 1) Zaman serinin korelogram testinin yapılması
- 2) Birim kök testinin yapılması

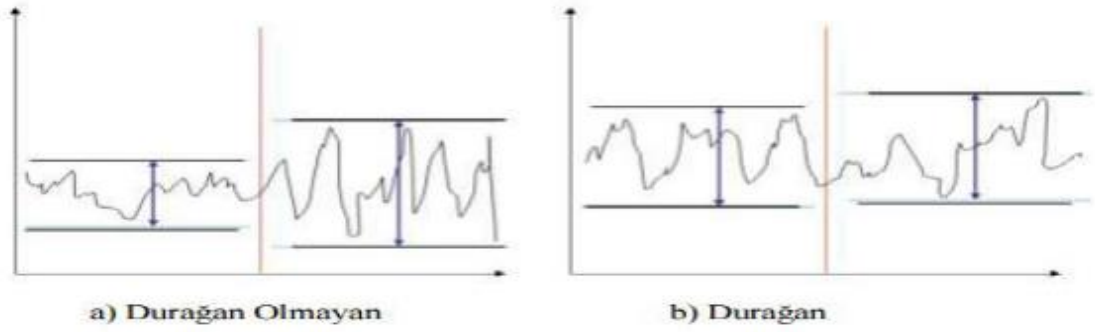
Bunların dışında bir zaman serisine ait zaman yolu grafiği incelendiğinde serinin durağan olup olmadığı hakkında bilgi sahibi olunabilir.Bu duruma örnek aşağıda grafiklerle gösterilmiştir.

Şekil 1.5.Ortalamada durağanlık



Kaynak: (Uğurlu, 2009: 4)

Şekil 1.6.Varyansta Durağanlık



Kaynak: (Uğurlu, 2009: 4)

1.4.1.Durağanlık Analizi: Korelogram Testi

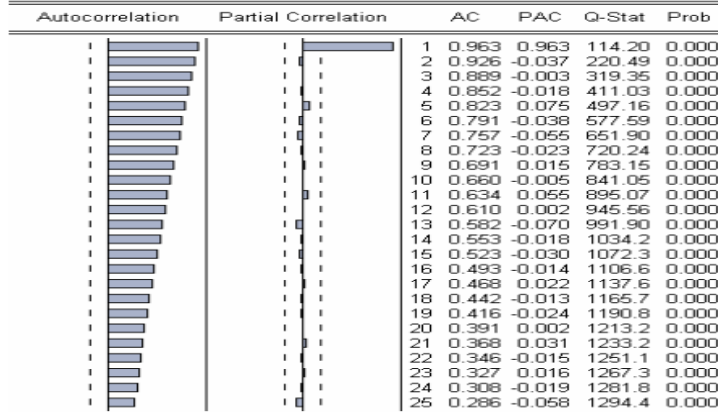
Örneklem otokorelasyonları, kısmi otokorelasyon, Q istatistikleriyle ilgilenilen zaman serisinin özelliklerine göre yaklaşık seçim yapılan k gecikme sayısına göre grafiğin elde edilmesine korelogram adı verilir (Sevüktekin, Çınar, 2014: 281).

Korelogram grafiğinde AC ile ifade edilen sütunda seçilen gecikmede hesaplanan otokorelasyon fonksiyonunun değerini gösterir. Eğer zaman serisi belirli bir ortalamanın etrafında dalgalanma göstermiyorsa, yukarı ya da aşağı doğru eğilim gösteriyorsa otokorelasyon fonksiyonuna ait korelogram yüksek olan değerden başlayıp yavaş yavaş düşüyorsa zaman serisinin durağan yapıda olduğu ifade edilerek yorumlanır.AC'nin sütunu sıfır değerine ne kadar yakınsa bu zaman serisinin durağan olma özelliği daha fazla olur (Torun,2015: 52-53).

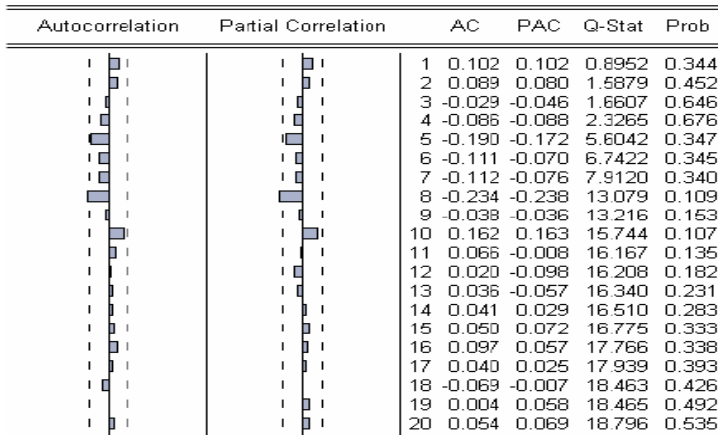
Korelogram grafiğinde otokorelasyon ve kısmi otokorelasyonun kesikli çizgi ile gösterimi yapılan alt ve üst sınırları sırasıyla $\pm[t_c \cdot Sh_{ACF(k)}]$ ve $\pm[t_c \cdot Sh_{PACF(k)}]$ güven sınırlarını ifade eder (Sevüktekin, Çınar,2014:282). Burada t_c 0,05 anlamlılık seviyesinde kritik tablo değeri $t=(1,96)$, $Sh_{ACF(k)}$ otokorelasyon katsayısının standart hatası, $Sh_{PACF(k)}$ kısmi otokorelasyon katsayısının standart hatasını göstermektedir.

Aşağıda durağan ve durağan olmayan zaman serisi korelogramlarına grafik örnekleri verilmiştir.

Şekil 1.7.Durağan Olmayan Zaman Serisi Korelogramı



Şekil 1.8.Durağan Olan Zaman Serisi Korelogramı



1.4.2.Durağanlık Analizi: Birim Kök Testi

Değişkenlerin durağan yapıda olup olmadığının tespitinde ve durağan yapıda olma derecesinin ne olduğunu belirlemede kullanılan yöntem birim kök testi denir (Gujarati, 2004:802). Birim kök testleri finans alanında yaygın bir şekilde kullanılmaktadır. Kullanılacak testler aşağıda incelenmiştir.

1.4.2.1.Dickey Fuller (DF) Birim Kök Testi (1976)

Dickey Fuller Birim Kök (DF) testi ; zaman serisinin birim köke sahip olduğu (durağan dışı olduğu) H_0 hipotezinin, birim köke sahip olmadığı (durağan yapı sergilediği) alternatif hipoteze göre test edilerek sınanma şeklidir (Harris, 1995: 28).

Bir zaman serisinin nasıl bir süreçten geldiğini analiz etmek, serinin bir önceki dönemde aldığı değerin bu dönemdeki etkisini görmek için, serinin aldığı değerin daha önceki dönemlerle regresyonunun irdelenmesi gerekir. Bunun için birim kök testleri uygulanır ve serinin durağan olup olmadığı belirlenir (Torun, 2015: 55).

Y_t değişkeninin bir önceki dönemde aldığı değeri Y_{t-1} ile olan ilişkisi,

$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t$ şeklinde ifade edilebilir ve u_t kalıntı terimini gösterir.

İfade edilen bu model birinci dereceden otoregresif AR(1) modelini ifade eder. Burada ρ katsayı değeri 1'e eşit olduğunda birim kök problemi (durağan dışı olma sorunu) ortaya çıkar ve model; $\rho = 1$ olduğunda $Y_t = Y_{t-1} + u_t$ şeklinde ifade edilir. Bu bir önceki dönemde maruz kaldığı şokun kalıcı olması ve zaman serisinin durağan olmadığı ve trendin stokastik olduğu anlamını taşır.

Burada ρ katsayısının değeri eğer birden küçük çıkarsa önceki dönemdeki şoklar etkilerini bir süre daha sürdürsede giderek etkileri zayıflayacak ve kısa bir dönem sonra etkileri kaybolacaktır (Tarı, 2005: 393-934).

$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t$ denklemi başka bir ifade ile aşağıdaki gibi yazılabilir;

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= (\rho - 1) Y_{t-1} + u_t \\ &= \phi Y_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (1.17)$$

$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ dir. Buna göre $H_0: \phi=0$ şeklinde ifade edilir.

$\rho=1$ değerine sahip olduğunda $\phi=0$ değerine sahip olacaktır ve $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} = u_t$ olacağından Y_t serisinin birinci farkı durağan olacaktır (Gujarati, 2004: 814).

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad \text{göre} \quad H_0: \rho=1 \quad (1.18)$$

$$\Delta Y_t = (\rho - 1) Y_{t-1} + u_t = \phi Y_{t-1} + u_t \quad \text{göre} \quad H_0: \phi=0 \quad (1.19)$$

şeklinde olur. İlgili hipotezler durağan yapıda olma halini ifade ederler. Bu sebeple uygulama yapılan birim kök testine Dickey-Fuller (DF) testi denir. Bu testteki t istatistiği, τ (tau) istatistiği (DF- test istatistiği) adını alır ve τ istatistikleri değerlendirilmesi yapılırken bildiğimiz t testi uygulanmaz. Bunun sebebi hesaplanan t değerinin büyük örneklerde bile t dağılımına uymamasıdır (Enders, 2003: 122).

Bu nedenle τ istatistiğinin değerleri MacKinnon kritik değerleri ile karşılaştırma yapılır. τ (tau) istatistikliğinin kritik değerlerini Dickey ve Fuller Monte Karlo benzetimiyle tablo haline getirmiştir (Dickey, Fuller, 1979: 427-431).

Eğer τ istatistikleri mutlak değerce ($|\tau|$) MacKinnon kritik değerlerinin mutlak değerlerinden daha küçük olursa, Boş hipotez (H_0 hipotezi) red edilemez. Bu sonuç serinin durağan yapıda olmadığı (birim köke sahip olduğu) şeklinde yorumlanır (Ertek, 1996: 38).

Dickey-Fuller birim kök testinde kullanılan temel regresyon şekilleri aşağıda gösterilmiştir:

$$\text{Sabit terimsiz model: } \Delta Y_t = \phi Y_{t-1} + u_t \quad (1.20)$$

$$\text{Sabit terimli model: } \Delta Y_t = \beta_0 + \phi Y_{t-1} + u_t \quad (1.21)$$

$$\text{Sabit terimli ve trendli model: } \Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \phi Y_{t-1} + u_t \quad (1.22)$$

Burada t zaman veya eğilim değişkeni olarak adlandırılır. Fakat hata terimi olan u_t ardışık bağımlı olduğunda kullanılması gereken regresyon modeli denklem (1.23) gibi olur:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \phi Y_{t-1} + u_t + \sum_{j=1}^m \Delta Y_{t-j} + u_t \quad (1.23)$$

İfade edilen modele DF testi uygulandığında, bu model Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) adını alır (Enders, 2004: 182).

DF testinde hata teriminde otokorelasyonlu olduğunda seri AR(1) olarak ifade edilemez ve böyle olması halinde birim kök testi olarak Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) Testi kullanılır (Göktaş, 2005: 35).

1.4.2.2. Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) Testi

Dickey Fuller birim kök testini uygularken hata terimini ifade eden ε_t 'nin otokorelasyon içermediği, Y_t serisinin AR(1) modeli ile uygun olduğu varsayılır. Fakat seriler AR(1) modelinin dışında başka dereceden otoregresif olan süreçlere uygun olabilir. Gerçekte AR(p) sürecini izleyen Y_t zaman serisi, AR(1) modeli ile tabir edilirse, hata terimi otokorelasyon barındıracaktır ve otokorelasyon barındıran hata terimi, ε_t 'nin saf hata terimi olduğu varsayımı ile kurulan DF dağılımını geçersiz hale getirecektir (ÇİL, 2018: 293).

AR(p) modeli aşağıdaki gibi gösterildiğinde;

$Y_t = \mu + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$ verileri üreten süreç olmasına rağmen AR(1) modeli $Y_t = \mu + \phi_1 Y_{t-1} + v_t$ kullanılmış olursa o halde

$$v_t = \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1.24)$$

olur, v_t ve v_{t-1} 'in $k > 1$ olması durumunda otokorelasyonları, gecikmeye sahip Y_t değerlerinin var olması sebebiyle, sıfırdan farklı olmaktadır. Bundan dolayı Ar(1) modelinin uygun model olduğuna, modelin kalıntılarının otokorelasyonu inceleme yapılarak karar verilebilir. Otokorelasyonlar sıfırdan farklı olduğunda AR modelinin derecesini arttırabiliriz (Patterson, 2000: 238-239). Alternatif olarak modelde bulunan gecikmelerin istatistiksel olarak anlamlılık durumlarına dayanan genelden özele yaklaşımı kullanılması uygun olabilir. Bu yaklaşıma göre gecikmenin derecesi belirlenir. Kalıntılarda sıfırdan farklı otokorelasyon bulunmayınca kadar gecikmenin derecesi azaltılır ve uygun olan model oluşturulur (Sevüktekin, Nargeleçekenler, 2005: 290-291). Yapılan çalışmalarda gecikme uzunluğunun tespitinde çeşitli bazı ölçütler kullanıldığı görülür. Bu ölçütlerden en çok kullanıma sahip olanları, AIC (Akaike Bilgi Kriteri) ve SIC (Schwarz Bilgi Kriteri) olarak karşımıza çıkar. Bu bilgi kriterleri otoregresif gecikmenin derecesini belirler ve fonksiyonel yapıda olan gecikmelerin sayısı oldukça minimuma indirilmeye çalışılır. Uygun gecikme sayısı denklem 1.25 ile gösterilir;

$$IC(p) = T \ln \hat{\sigma}^2(p) + p [f(T)] \quad p = 1, \dots, p^* \quad (1.25)$$

$\hat{\sigma}^2(p)$, p gecikme için hesaplanan varyansı gösterir. p [f(T)] ise modelin arttırılan gecikme sayılarının ceza fonksiyonunu gösterir. f(T)'nin farklı seçimleri farklı bilgi kriterlerini göstermektedir. f(T) = 2 Akaike Bilgi Kriteri (AIC) için , f(T) = ln(T) Schwarz Bilgi Kriteri (SIC) için alınır. SIC bilgi kriteri Asimptotik olarak (T→∞), AIC bilgi kriterineden doğru sonuçları verdiği görülür fakat AIC bilgi kriteri sonlu örneklerde daha fazla başvurulan yöntem olduğu görülür (Akıncı, 2008: 56).

p > 1 olması durumunda AR(2) modeli ;

$Y_t = \mu + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \varepsilon_t$ ile $Y_t = \mu + (\phi_1 + \phi_2) Y_{t-1} + \phi_2 (Y_{t-1} - Y_{t-2}) + \varepsilon_t$ aynıdır. Her iki taraftanda Y_{t-1} çıkarıldığında $\Delta Y_t = \mu + \phi Y_{t-1} + \alpha_1 \Delta Y_{t-2} + \varepsilon_t$ ifadesine ulaşırız ve $\phi = \phi_1 + \phi_2 - 1$ ve $\alpha_1 = -\phi_2$ olur (Patterson, 2000: 240). Buradan AR sürecinin derecesi iki olduğunda regresyon modeline ΔY_{t-1} 'nin eklenmesinin gerekli olduğu görülür. Standart DF modeli α_1 katsayılı Y_{t-1} ile genişletilir (Gujarati, 2004: 817)

Genel olarak ADF (p) modeli aşağıdaki şekilde ifade edilir;

$$\Delta Y_t = \mu + \phi Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta Y_{t-j} + \beta t + \varepsilon_t \quad (1.26)$$

olur ve tüm prosüdürleri aynı şekilde uygulanır (Patterson, 2000: 240).

1.4.2.3. Phillips-Perron (PP) Birim Kök Testi

Phillips Peron (PP, 1988) testi hata teriminin zayıf derecede bağımlı olmasının yanında dağılımın heterojen olmasına izin verir. PP parametrik olmayan testin sürecinin hata teriminin otokorelasyon içermemesine göre ele almakta olduğu görülür (Kaya, 2019: 27).

Trend içeren zaman serilerinde Dickey Fuller testine göre Phillips-Peron testi daha güçlü yapıya sahiptir ve PP testinde kullanılan denklemler aşağıda gösterilmiştir :

$$\text{Sabit terimsiz model: } \Delta Y_t = \beta(t - \frac{1}{2} T) + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.27)$$

$$\text{Sabit terimli model: } \Delta Y_t = \beta_0 + \beta(t - \frac{1}{2} T) + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.28)$$

$$\text{Sabit terimli ve trendli model: } \Delta Y_t = \beta_0 + \beta_t + \beta(t - \frac{1}{2} T) + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.29)$$

İfade edilen denklemlerde T ifadesi bize gözlem sayısını gösterir. Hata terimlerinin beklenen değeri sıfır değerine eşit olmakla beraber hipotezleri aşağıdaki gibidir:

$$H_0: \rho = 1 \text{ ise seri durağan yapıya sahip değildir.} \quad (1.30)$$

$$H_1: \rho < 1 \text{ seri durağan yapıya sahiptir.} \quad (1.31)$$

DF ve ADF birim kök estlerinin test istatistiği için kullanılan MacKinnon krtitik tablo değerleri, Phillips-Peron test istatistiği içinde kullanılarak, tablo değerleri ile karşılaştırma yapılarak sıfır hipotezi kabul yada reddedilerek serinin durağan olup olmadığına karar verilir (Sevüktekin, Nargeleçekenler, 2007: 363-364; Gujarati: 2012: 758; Torun, 2015: 61).

1.4.2.4. Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, Shin (KPSS) Birim Kök Testi

KPSS birim kök testinde ulaşılmak istenen üzerinde çalışılan seriden deterministik trendi arındırarak seriyi durağan hale getirmektir (Kwiatkowski, 1992: I-III, 159-78). KPSS testinde oluşturulan birim kök testi hipotezinin ADF birim kök testinde kurulandan farklıdır. H_0 hipotezi zaman serisinin durağan yapıda sahip olduğunu ve birim köke sahip olmadığını, alternatif hipotezin zaman serisinde birim kökün varlığını ve serinin durağandıışı olduğunu ifade eder eder. Seriler trendden arındırıldığı için, boş hipotezdeki durağanlık durumu trend durağanlığı ifade eder. Bu yüzden seride birim kök yoksa du durağanlık, trend durağanlığı ifade eder. KPSS birim kök testinin en önemli özelliği bir veya daha büyük bir MA yapısını içeren zaman serilerinde ADF testinin tersine gücünün azalmama durumudur. (Schwert, 1989:7, 147-159).

KPSS testi LM (Lagrange Çarpanı Testi) ile benzer şekilde belirlenir (Patterson, 2000: 269). Boş hipotez LM testinde rassal yürüyüşün sıfır varyansa sahip olma durumunu, ayrıca zaman serisinin deterministik trendden, rassal yürüyüş sürecinden ve durağan kalıntılar toplamından oluştuğunu belirtir .

$$Y_t = \beta_t + w_t + e_t \quad (1.32)$$

$$w_t = w_{t-1} + u_t \quad (1.33)$$

Yukarıda gösterilen denklemlerde w_t modelin rassal yürüyüşünü, t deterministik trendi, e_t durağan kalıntılarını ($e_t \sim \text{IIDN}(0, \sigma_e^2)$) ve $u_t \sim \text{IID}(0, \sigma_u^2)$) gösterir. Durağan yapıda olma durumunu gösteren hipotezde u_t 'nin varyansını sıfır ($\sigma_u^2 = 0$) kabul eder.

KPSS test istatistiği hesaplanabilmesi için, seri regresyon yöntemi ile deterministik trend ve kesme teriminden arındırma yapılarak bu denklemden elde edilen kalıntıların varyansının sıfıra eşit olma durumunu sınavan aşağıdaki test istatistiği hesaplaması yapılır:

$$\hat{\eta} = T^{-2} \sum_{t=1}^T S_t^2 / s^2 \quad (1) \quad (1.34)$$

Burada S_t kalıntıların kümülatif toplamını gösterir. s^2 (1) kalıntıların birbiriyle korelasyonlu olabilme ihtimalleri olduğundan için tutarlı uzun dönemli varyans tahmincisi olurlar. Bu durum aşağıdaki gibi gösterilir :

$$S_t = \sum_{t=1}^T e_t \quad t=1,2,\dots,T \quad (1.35)$$

$$s^2(1) = T^{-1} \sum_{t=1}^T e_t^2 + 2 T^{-1} \sum_{s=1}^l w(s, 1) \sum_{t=s+1}^T e_t e_{t-s} \quad (1.36)$$

Burada $w(s,1)$, Bartlet penceresi olup aşağıdaki şekilde tanımlanabilir :

$$w(s, 1) = 1 - s / (1+1) \quad (1.37)$$

1.4.2.5.ADF-GLS (1996) Birim Kök Testi

ADF-GLS (Nokta Optimal) birim kök testi zaman serisini sabitten ve trendden arındırılması amacıyla geliştirilmiş birim kök testinden biridir. Bu testini uygulanabilmek amacıyla serilerde deterministik trend ve ayrıca kesmenin olma koşulu

aranır (Elliott, Rothenberg, Stock, 1996: 64, 813-836). ADF-GLS için kullanılan model kalıbı aşağıda gösterilmiştir:

$$Y_t = d_t + \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.38)$$

Burada d_t deterministik olan kısmını ve ε_t gözlenemeyen fakat ortalamasının sıfır olduğu varsayılan hata sürecini gösterir. ADF-GLS birim kök testi için kurulan hipotezler;

$$\begin{aligned} H_0: \alpha &= 1 \\ H_1: \alpha &= \tilde{\alpha} < 1 \end{aligned} \quad (1.39)$$

şeklinde olur. Burada $\tilde{\alpha} = 1 + \bar{c} / T$ şeklinde hesaplanır. Zaman serinde kesme ve trend varsa $\bar{c} = -13,5$ alınmalıdır ve yalnızca kesme olduğunda $\bar{c} = -0,7$ alınır. Seriyeye ADF-GLS birim kök testi uygulayabilmek amacıyla seriyeye kesme ve trendden arındırma işlemi yapılmalıdır. Bu arındırma işlemi için $Y_t^d = Y_t - \beta' z_t$ ve $z_t = (1, t)'$ olarak işlem yapılır (burada z_t ve 1 'ler deterministik trendden oluşan vektörü ifade eder). Seride trend yok ve sadece kesme varsa vektör $z_t = (1)'$ olur.

$$\tilde{Y}_t = Y_t - \beta' z_t \quad (1.40)$$

modeli OEKK (Olağan En Küçük Kareler) kullanılarak analiz yapılır.(Akıncı, 2008: 60).

Nokta Optimal testi aşağıdaki şekilde hesaplanır :

$$P_t = [S(\bar{\alpha}) - \bar{\alpha}S(1)]/S_{AR}^2 \quad (1.41)$$

şeklinde hesaplama yapılır. $S(\bar{\alpha})$ kalıntı karelerin toplamını, $S(1)$, $\alpha = 1$ H_0 hipotezi tahmini yapıldıktan sonra bulunan kalıntı karelerin toplamını ifade eder. β 'ye ulaşabilmek için \tilde{Y}_t üzerine \tilde{z}_t regrese edilerek ulaşılır (Akıncı, 2008: 60).

İKİNCİ BÖLÜM

EŞBÜTÜNLEŞME ANALİZİ

2.1.Eşbütünleşme Analizi

Kavram olarak eşbütünleşme (cointegration) 1980'li yılların başlarından itibaren karşımıza çıkmaya başlamıştır. Eşbütünleşme analizi durağan yapıda olmayan zaman serileri arasındaki ilişkinin modellenmesi ve tahmin edilmesinde kullanılır. Başka bir şekilde ifade edilirse denge ilişkinin olup olmadığını araştırmada da kullanıldığı karşımıza çıkmaktadır. Seriler arasında eşbütünleşme olduğu şeklinde bir yorum yapılırsa bu bize serinin iyi modellenmiş olduğu hakkında bilgi verir. Eğer iki ve ikiden fazla olan zaman serileri kendileri durağan yapıya sahip olmasa da bu serilerin doğrusal bileşimleri durağan yapıda ise bu zaman serilerinin eşbütünleşik (koentegre) seriler oldukları ifade edilebilir. Eşbütünleşme analizi yönteminin Granger (1986) tarafından geliştirildiği bilinir. 1980 yılından önce gerçekte durağan olmasa da bu serilerle işlem yapılmıştır. Clive Granger ve Robert Engle tarafından bu tür analizlerin sahte regresyon ile sonuçlandırıldığı ispat edilmiştir. Bu seriler stokastik bir eğilim etkisi içerdiğinden daha önceden yapılan çalışmaların tekrar gözden geçirilmesi sonucunu doğurmuştur. Bu stokastik eğilim dikkate alınmadan regresyon analizi yapılırsa iki değişken arasında varmış gibi gözükten ilişki aslında sadece rastlantısal gelişen bir eğilimden olduğu anlaşılabilir. Bu sebepten ötürüde sahte regresyon problemi karşımıza çıkabilir. Genel olarak uzun dönem denge modeli ile bir kısa dönem hata düzeltme modeli (error-correction) eşbütünleşme yöntemlerinde öneriliği görülür. Bu şekildeki modeller değişkenler arandaki uzun dönem ilişkileri ve kısa dönem dengesizliğini bir bütün haline getirme imkanı verir. Bu alanda en çok kullanılan Engle ve Granger (1987) yöntemidir. Bu yöntemle eşbütünleşme analizi iki değişken arasında aynı eşit derecede bütünleşme olduğundaki ilişki analiz edilir. Değişkenler aynı derecede bütünleşme ilişkisine sahip olduğunda bunlara sıradan en küçük kareler yöntemi (Ordinary Least Squares (OLS)) uygulamak mümkündür (Şahbaz, 2007: 27-28).

Eşbütünleşme analizi serilerin durağan olması şeklinde bir zorunluluk içermez. Önemli olan değişkenlerin aynı düzeyde bütünleşik (entegre) olmasıdır. Çünkü seriler durarağan

olana kadar yapılan fark alma işlemi bilgi kaybına sebep olabilir. Bu nedenden dolayı serilerin düzeylerinin belirlenmesi yapılması gerektirir (Balaylar, 2004: 4-3, 16).

Eşbütünleşmenin uygulama alanlarına örnekler verilebilir. Bunlara; para talebi fonksiyonları, satın alma gücü paritesi(döviz kuru ve fiyat düzeyi), ve piyasa etkinliği hipotezinin testi örnek verilebilir (Sevüktekin, Çınar, 2014: 559).

2.2.Eşbütünleşme Kavramı ve Nedensellik Analizi

Eşbütünleşme analizini, durağan yapıda olmayan iki zaman serisi arasında korelasyon incelemesi için geliştirilmiştir. İki veya ikiden fazla olan zaman serileri, durağan olmayıp fakat bu serilerin doğrusal birleşimi olan regresyonun artık terimleri durağan olursa bu seriler eşbütünleşik serilerdir denir (Granger,1987:55,251-276). Bütünselleşmiş olan değişkenlerin uzun dönemde arasında doğrusal olmayan bir ilişki görülebilir (Gül, Ekinci, 2006: 6, 96). Eşbütünleşmede temel olan değişkenlerin aynı dereceden bütünleşik yapıya sahip olmalarıdır ve değişkenlerin doğrusal bileşiminden elde edilen hata terimleri durağan ise değişkenler eşbütünleşiktir. Zaman serisi verileri kullanılarak iki değişken arasında anlamlı regresyon elde edilebilir. Fakat bu oluşturulan regresyonun gerçekmi yoksa sahte bir ilişkiyi yansıttığı eşbütünleşme ile açıklanır (Özer, 1992: 74-75).

Eşbütünleşmede iki önemli kavram dikkati çeker. Bunlar durağanlık kavramı ve durağan olma durumunun belirlenmesinde kullanılan birim kök testleridir. İlgilenilen değişkenlerin arasındaki ilişki eğilime bağlı olabilir. İlgilenilen iki değişkenin aynı seviyeden durağan iseler aralarında eşbütünleşme vardır denir. Bu durum bize regresyonun sahte regresyon olmadığını gösterir. İki zaman serisini arasında gerçek bir ilişkinin olup olmadığını anlamak için birim kök testi ile kaçınıcı dereceden durağan oldukları belirlenmelidir. Eğer iki zaman serisinde aynı dereceden durağan (eşbütünleşik) olduğu sonucuna varılırsa bu ilişkiye gerçek ilişki denir ve bu zaman serilerine de eşbütünleşmiş seriler denir (Şahbaz, 2007: 29).

Eşbütünlük analizi; zaman serileri arasında uzun dönem ilişkilerini tespit etmek için kullanılır. Diğer bir şekilde ifade edilirse; eşbütünlük kavramı uzun dönem denge ilişkisinin tespit edilmesinde ve test edilmesinde kullanılır. İktisat teorisi tarafından aralarında uzun dönem denge ilişkisi olduğu varsayılan değişkenler eşbütünlük analizi yöntemi ile test edilir (Göktaş, 2005: 113).

Seriler arasındaki eşbütünlük ilişkisini belirlemede kullanılan testler vardır. Bu testlerden en çok kullanılanları Engle ve Granger, Johansen ve Juselius testleridir. Eşbütünlük yöntemlerinden Engle ve Granger yöntemine göre X_t ve Y_t zaman serileri durağan değildir fakat bu serilerin doğrusal birleşimi durağan ise bütünlük denir. X_t ve Y_t I(1), yani birinci farkları alındığında durağan fakat bu değişkenlerin doğrusal bileşimi durağan veya sıfırıncı dereceden bütünlük (I(0)) olursalar bu zaman serileri için eşbütünlük denilebilir. Eşbütünlüğün olmaması seriler arasında uzun dönem ilişkisinin olmadığını gösterir. (Gül, Ekinci, 2006: 6, 96).

2.2.1. Johansen Eşbütünlük Analizi ve Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM)

Eşbütünlük analizi zaman serilerinin, bütünlük olan serileri arasındaki uzun dönemli bir ilişkinin varlığını araştırır. Düzey değerlerinde durağan yapıda olmayan, fakat aynı seviyeden farkları alınarak durağanlaşan serilerin, düzey değerlerinin yapılan analizde kullanılmasını sağlayan analiz türüdür. Durağan dışı seriler arasında olan uzun dönem ilişkisini tanımlamak için eşbütünlük kullanılır (Işık, Acar, Işık, 2004: 332).

Eşbütünlükü kısa bir şekilde ifade etmek gerekirse, iki ya da daha fazla durağan olmayan değişkenler arasında bir ilişkinin bulunması olarak ifade edilebilir. Durağan dışı değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki ve denge durumunun olmaması, tahmini yapılacak regresyonun modelinin sahte regresyon modeli olmasına neden olur (Asteriou, Hall, 2011:356).

Sahte regresyon probleminden kaçılması sebebiyle serilerin durağan yapıda kullanılması gerekir. Genellikle makroekonomik zaman serileri durağan olmaması

nedeniyle, zaman serilerinin çeşitli derecelerden fark alınarak durağan hale getirilen zaman serileri kullanılmalıdır. Ama durağan hale getirilmiş zaman serileri uzun dönem ilişkilerin yok olmasına sebep olduğundan, uzun dönemli ilişki incelemesi yapılıyorsa, zaman serileri arasında eşbütünleşme analizi yapılması doğru olur (Sevüktekin, Çınar, 2017: 560).

Ele alınan zaman serileri durağan yapıda olmayıp fakat aynı dereceden bütünleşik olmaları halinde, aralarında eşbütünleşme ilişkisi araştırılabilir ve bu serilerin düzey değerlerinin arasında oluşurulacak ilişki de sahte olmaz (Tarı, 2015: 414).

Johansen(1988, 1995) yaklaşımı temelinde, modelde yer alan bütün değişkenleri içsel (endojen) olarak kabul eder ve bu durumda normalleştirme için değişken seçimine gerek duymaz. (Eryiğit, 2008: 70).

Johansen (1988, 1995) yaklaşımını açıklama yaparken tek denkleme sahip hata düzeltme modelinden çok denkleme sahip olan hata düzeltme modeline geçiş yapmak gereklidir. Bu yaklaşımı açıklama yapmak için Y_t, X_t, W_t gibi üç tane endojen değişken ele alınır. Bu değişkenler $Z_t = (Y_t, X_t, W_t)'$ şeklinde matris rotasyonu ile aşağıdaki şekilde gösterilir;

$$Z_t = A_1 Z_{t-1} + A_2 Z_{t-2} + \dots + A_p Z_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

Bu durumda vektör hata düzeltme modeli (VECM) aşağıdaki gibi gösterilir;

$$\Delta Z_t = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Z_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Z_{t-p+1} + \Pi Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.2)$$

2.2 numaralı denklemde $i=1, 2, 3, \dots, p-1$ için $\Gamma_i = -(I - A_1 - A_2 - \dots - A_i)$ ve $\Pi = -(I - A_1 - A_2 - \dots - A_p)$. Π parametresi uzun dönemli ilişkiyi gösterir. Çoğunlukla eşbütünleşik olan değişkenlerin arasındaki eşbütünleştirici ilişkinin sayısı bilinmemektedir. Eşbütünleştirici

ilişkinin sayısı Rank(Π)'a bağlı olmaktadır. Alt sınırı 0 ve üst sınırı ise m'dir. Johansen (1988, 1995)'ın metodunda eştümleştirici ilişkinin sayısını belirlerken maksimum özdeğer istatistiği ve iz istatistiği kullanılmaktadır. Yani Π matrisinin (m-1) tane özdeğeri hesaplanır ve bu köklerinin kaç adetinin anlamlı olduğunu belirlemek için maksimum özdeğer ve iz istatistikleri kullanılır (Sevüktekin, Çınar, 2014: 581-583).

Johansen yaklaşımı bir başka şekilde ifade edilirse , $X_t = (Y_t, Z_t, W_t)'$ ile, üç içsel değişkeni kapsayan vektörü, μ VAR modelinin deterministik elemanını ve ε_t deterministik hata vektörünü ifade ederek gösterimi aşağıda verilmiştir (Johansen, Juselius, 1990: 170):

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k} + \mu + \varepsilon_t \quad (t=1, \dots, T) \quad (2.3)$$

Ekonomik zaman serileri genelde durağan değildirler ve bu sebeple (2.3) VAR sistemi birinci derece farkı alınarak ifade etmek gerekir. Δ fark alma işlemi ifade eder ve $\Delta = L-1$ olup, L gecikme operatörünü ifade eder. Model durağan olma koşulu ile yazılırsa;

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-k} + \mu + \varepsilon_t \quad (2.4)$$

Burada;

$$\Gamma_i = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_i), \quad (i=1, \dots, k-1) \text{ ve}$$

$$\Pi = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k).$$

Model (2.3) ΠX_{t-k} terimi dışında birinci farkı alınış VAR modelini gösterir. Burada amaç katsayı matrisi Π 'nin X_t veri vektöründeki değişkenler arasındaki uzun dönemdeki ilişkileri hakkında bilgi içerip içermediğini araştırma yapmaktır (Johansen, Juselius, 1990: 170).

$$\text{Katsayı matrisi: } \Pi = \alpha \beta' \quad (2.5)$$

şeklinde gösterilir. Burada, α ve β (p x r) boyutuna sahip iki matris olmak üzere; β , X_t kendisi durağan olmamasına rağmen $\beta' X_t$ birleşiminin durağan olması özelliğine sahip

eşbütünleşme vektörünü ifade edip bu durağan birleşime ($\beta'X_t$) eşbütünleşik ilişki denir (Johansen, Juselius, 1990: 171).

Johansen eşbütünleşme analizinde durağan dışı zaman serilerindeki eşbütünleşme vektörünün (Π) varlığı ve sayısı ($\text{Rank}(\Pi)=p$) araştırılarak, kurulan VAR modelindeki durağan olmayan değişkenler arasında uzun dönemli ilişki varlığı araştırılır.

Burada üç durum vardır:

- 1- $\text{Rank}(\Pi)=p$, Π matrisi tam ranka sahip olmakla beraber, X_t vektör sürecinin durağan olduğunu gösterir.
- 2- $\text{Rank}(\Pi)=0$, Π matrisi sıfır matrisidir ve (2.3) eşliği geleneksel zaman serisi fark vektörüne karşılık gelmekte olduğu görülür
- 3- $0 < \text{rank}(\Pi) = r < p$, $\Pi = \alpha\beta'$ olack şekilde ($p \times r$) boyutunda α ve β matris olduğunu gösterir. Yani uzun dönemli bir ilişkinin, eşbütünleşmenin olduğunu ifade eder (Johansen, Juselius, 1990: 170).

Johansen(1988, 1995) yaklaşımını açıklamak gerekirse; eşbütünleşme analizinde kullanılacak m sayıda olan değişkenlerin eşbütünleşme derecesi saptanır. Değişkenlerin eşbütünleşme derecelerini bulmak için birim kök testlerinden yararlanılır. Ekonomik değişkenlerin çoğu durağan dışı yapıda olduklarından , birim kök sınaması yapmak sahte regresyon sorunundan kaçınılmasını sağlamaktadır (Sevüktekin, Çınar, 2014: 583).

Model için uygun gecikme sayısına ulaşılır. Uygun gecikme sayısının bulunması hata teriminin Gaussian temiz-dizi olmasını sağlamada önemlidir. Dışlanmış olan değişkenlerin hata teriminin bir parçası olarak modele dahil edilir. Uygun gecikme sayısına ulaşmak için öncelikle VAR modelinin tahmini yapılır. VAR modelinde olan değişkenler birden fazla gecikme içerir ve değişkenlerin gecikme değerleri sıfır olana dek bir bir azatılarak uygun model tahmini yapılır. Uygun olan modeli belirlemede AIC, SIC bilgi kriterleri ve LM testi ile beraber otokorelasyon , değişen varyans, kalıntıların normalliği, ARCH etkileri gibi farklı kriterler de kullanılır (Sevüktekin, Çınar, 2014: 583-584).

Tahmini yapılan VAR modeli kullanılarak uygun gecikme sayısına karar verilir ve belirlenir. Sonrasında eşbütünleşme analizini yapmak için kullanılacak olan uygun model seçilir. Dinamik modelin oluşturulmasındaki önemli olan husus, uzun ve/veya kısa dönem modelinde kesme ve/veya kısa dönem modelinde kesme ve/veya trend bileşenlerinin olup olmaması olabilir. Vektör hata düzeltme modelinde (VECM) tüm alternatif durumları göz önüne almak mümkün olur.(Sevüktekin, Çınar, 2014: 584).

Π matrisinin değeri ve eştümleştirici vektör sayısı tespit edilir. Johansen yöntemine göre, eştümleştirici vektör sayısını tespit etmede iki yöntem vardır ve bu iki yöntem ile Π matrisi tahmini elde edilir. Π matrisi, r sayıda aşamaya sahip $m \times m$ boyutuna sahip bir matristir denir (Sevüktekin, Çınar, 2014: 586).

Yöntemlerden birincisi maksimum özdeğer istatistiği (λ_{max}), ikincisi ise iz (λ_{iz}) istatistiği istatistikleridir.

T gözlem sayısını ve $\hat{\lambda}_{r+1}$ özdeğer tahminlerini gösterir ve maksimum özdeğeri (λ_{max}) istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır (Asteriou, Hall, 2011: 374).

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (2.6)$$

Maksimum özdeğer (λ_{max}) istatistiğinin hipotezleri aşağıdaki gibi oluşturulur:

$$H_0 : r = 0, \quad H_1 : r = 1 \quad (2.7)$$

$$H_0 : r \leq 1, \quad H_1 : r = 2 \quad (2.8)$$

...

$$H_0 : r \leq n - 1 \quad H_1 : r = n \quad (2.9)$$

Olabilirlik (LR) testini temel alan ve $\hat{\lambda}_i$, Π matrisinin tahmini yapılan karakteristik köklerini gösterir ve iz ($\hat{\lambda}_{iz}$) istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$\hat{\lambda}_{iz}(r) = -T \sum_{t=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (2.10)$$

İz istatistiği için (λ_{iz}) için temel ve alternaif hipotezler aşağıdaki gibi oluşturulur:

$$H_0 : r = 0, \quad H_1 : r \geq 1, \quad (2.11)$$

$$H_0 : r \leq 1, \quad H_1 : r \geq 2, \quad (2.12)$$

...

$$H_0 : r \leq n-1, \quad H_1 : r \geq n, \quad (2.13)$$

Bu yöntemler için maksimum özdeğeri ve iz test istatistiklerinin krtitik değerden daha büyük olası durumunda H_0 hipotezi red edilir ve değişkenler eşbütünleşiktir yorumu yapılır (Sevüktekin, Çınar, 2014:589).

Eştümleştirici vektörde test yaparken doğrusal kısıtlar analiz edilir. Johansen yaklaşımının sağladığı fayda α ve β matrislerinin parametre tahminine ulaşarak, matrisle ilgili doğrusal kısıtlar kullanma imkanı sağlamasıdır. Burada bilhassa β parametresi uzun dönem parametreleri kapsadığından, iktisadi olarak teorilerin test edilmesini sağlamak bakımından ele alınan matrisin parametrelerine kısıtlamalar koymak önemli bir durumdur (Sevüktekin, Çınar, 2014: 591).

2.3.Granger Nedensellik Analizi

Değişkenlerin arasındaki birbirine bağımlılık ilişkisini tespit etmek için regresyon analizi yapılır. Aralarındaki bu bağımlılık ilişkisi nedensellik ilişkisini ifade etmeyebilir. İstatistiksel olarak bu değişkenler arasında güçlü olan bir ilişkiyi ifade edebilir. Değişkenler arasında sebep sonuç ilişkisini analiz etmek için Granger(1969)'ın ortaya attığı nedensellik testi kullanılır (Tarı, 2015: 437).

Nedensellik analizi, iki değişken arasında sebep-sonuç ilişkisinin olup olmadığını, bu iki değişken arasında sebep-sonuç bulunuyor ise bu ilişkinin yönünün tespit etmek için kullanılan testtir. Uygulamada seriler arasındaki nedensellik ilişkisinin varlığının analizinde karşımıza çıkan yöntem Granger(1969)'un ortaya çıkardığı Granger nedensellik sınavıdır (Akçay, 2013: 37).

Granger nedensellik testinde oluşturulan model yapısal olmaz. Oluşturulan model ile amaç geleceğin tahmin edilmesi değildir, serilerin nedeni olup olmadığının tespitidir. Bu sebeple modeldeki değişkenlere önceden durağanlaştırma yapılmalıdır. Granger nedensellik testinde seriler durağan olmalıdır, fakat serilerin aynı dereceden durağan olma şartı yoktur (Akçay, 2013: 37).

Nedensellik analizinde bağımlı ve bağımsız değişken ayrımı yapılmaksızın oluşturulan VAR modelleri ile uygulanmaktadır (Işık, 2018: 96).

Modelde yer alan içsel değişkenlerin kendi ve sistemde yer alan diğer değişkenlerin gecikmeli değerlerinin bulunduğu eşitlikler sistemine VAR (Vektör Otoregresif) modelleri adı verilir (Sevüktekin, Çınar, 2014: 495).

Granger nedensellik analiz yönteminde değişkenlere içsel ve dışsal ayrımı yapılmamakla beraber tüm değişkenlerde içsel kabul edilir ya da içsel gibi davranılır. Y_{1t} serisi, Y_{1t} ve Y_{2t} 'nin geçmiş değerleri tarafından etkilenen ve aynı zamanda da Y_{2t} ve Y_{1t} 'nin geçmiş değerleri tarafından etkilenen Y_{2t} zaman serisi dikkate alınarak simetrik olarak kurulan iki değişkenli sisteme VAR model denilir (Asteriou, Hall, 2011: 321).

Y_{1t} ve Y_{2t} serilerini barındıran, $t=1, 2, 3, \dots, T$ için $m=2$ değişken barındıran, VAR (p) (p'inci dereceden vektör otoregresif) model aşağıdaki gibi gösterilir:

$$Y_{1t} = \delta_{1t} + \sum_{t=1}^p \beta_{1t} Y_{2t-1} + \sum_{t=1}^p \beta_{1t} Y_{2t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (2.14)$$

$$Y_{2t} = \delta_{2t} + \sum_{t=1}^p \beta_{2t} Y_{1t-1} + \sum_{t=1}^p \beta_{2t} Y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (2.15)$$

Granger nedensellik; zaman serilerinde genel olarak kabul görmüş ve iki terimli k gecikme katsayısı içeren bir VAR modeli olarak tanımlanabilir. VAR modelleri

nedenselliği analiz imkanı verir ve iki durağan değişken olan Y_t ve X_t Granger (1969) tarafından geliştirilen nedensellik modeli aşağıda gösterilmiştir:

$$Y_t = \alpha_1 + \sum_{t=1}^k \beta_t X_{t-1} + \sum_{t=1}^k \gamma_t Y_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (2.16)$$

$$X_t = \alpha_2 + \sum_{t=1}^k \theta_t X_{t-1} + \sum_{t=1}^k \delta_t Y_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (2.17)$$

Burada ε_{1t} ve ε_{2t} korelasyonsuz beyaz gürültü hata terimlerini gösterir ve mevcut serilerin uzunluğunun sınırlı olması sebebi ile k sonlu olur (Granger, 1969:431).

Yukarıda verilen modellerden hareket ederek X_t ve Y_t arasında olan nedenselliği ifade ederken aşağıda verilen durumlar ortaya çıkar:

- 1- β_i değerinin belli bir anlamlılık seviyesi ile istatistiksel olarak sıfırdan farklı olması durumu X_t 'nin Y_t 'ye sebep olduğunu gösterir ve X_t , Y_t 'nin Granger nedenidir yorumu yapılır. X_t 'den Y_t 'ye tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğu söylenir.
- 2- δ_i değerinin belli bir anlamlılık seviyesi ile istatistiksel olarak sıfırdan farklı olması durumu Y_t 'nin X_t 'ye neden olduğunu gösterir ve Y_t , X_t 'nin Granger nedenidir denir. Y_t 'den X_t 'ye tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğu yorumu yapılır.
- 3- Yukarıdaki iki koşulun geçerli olması durumunda, yani β_i ve δ_i değerleri belli bir anlamlılık seviyesi ile istatistiksel olarak sıfırdan farklı değer almaları halinde, hem X_t 'den Y_t 'ye doğru nedensellik olur hem de Y_t 'ten X_t 'ye doğru nedensellik olur ve bu iki yönlü nedensellik (feedback) adını alır. X_t , Y_t 'nin Y_t , X_t 'nin Granger nedenidir denir.
- 4- Yukarıdaki iki koşulun ikisinde geçersiz olması durumunda, yani β_i ve δ_i değerlerinin sıfırdan farklı olmama durumları söz konusu olduğunda X_t ve Y_t birbirinin nedeni olmaz ve birbirinden bağımsızdır şeklinde yorumlanır (Asteriou, Hall, 2011: 323).

2.16 ve 2.17 numaralı eşitlikler durağan serilerdir, ve bütünleşme derecesinin $I(0)$ olması durumundaki seriler için uygun olur. Nedensellik analizi yapılırken zaman

serileri durağan dışı ise bu serilerin farkı alınır ve durağan hale dönüştürülür. Granger nedensellik analizi durağan hale geldikten sonra uygulanır:

$$\Delta Y_t = \alpha_1 + \sum_{t=1}^k \beta_t \Delta X_{t-1} + \sum_{t=1}^k \gamma_t \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (2.18)$$

$$\Delta X_t = \alpha_2 + \sum_{t=1}^k \theta_t \Delta X_{t-1} + \sum_{t=1}^k \delta_t \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (2.19)$$

Eşbütünleşik olan zaman serileri için nedensellik analizi yapılırken farklı yaklaşımlar uygulanabilir. Demetriates ve Hussein (1996), Sims, Stock ve Watson (1990) çalışmalarının sonucuna dayanarak analizde kullanılacak değişkenlerin I(0) ya da I(1) olması ve serilerin eşbütünleşme olmadığı sürece düzeyde VAR modelinen türetilen test istatistiklerinin geçerli olmayacağını savunmuşlar ve bu konuda çalışmalar yapmışlardır. Bu sebeple, eşbütünleşik serilerle Granger nedenselliği test edilebilmesi için 2.18 ve 2.19 nolu eşitliklerinin kullanılması gerektiği anlaşılır (Sander, Kleimeier, 2002: 178).

Granger nedensellik testinde sıfır hipotezi ve alternatif hipotez aşağıdaki gibi gösterilir (Aktürk, 2003:42):

$$H_0 : \text{Granger nedeni değildir.} \quad (2.20)$$

$$H_1 : \text{Granger nedenidir.} \quad (2.21)$$

Yukarıda verilen hipotez testleri F istatistiği yardımıyla sınanabilir.

$$F_{(m,n-2m)} = \frac{(ESSr - ESSur)/r}{ESSur/(n-2m)} \quad (2.22)$$

ESS : Hata kareler toplamını,

ur : Sınırlandırılmamış olan modeli,

r : Sınırlandırılmış olan modeli ifade etmektedir.

Hesaplanan F istatistiği (m;n-2m) serbestlik derecesindeki α anlamlılık düzeyindeki tablo değerinden büyük olduğunda sıfır hipotezi reddedilmektedir (Granger, 1969: 431)

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

REEL EFEKTİF DÖVİZ KURU İLE PETROL FİYATI ARASINDAKİ İLİŞKİNİN ANALİZİ VE BİR UYGULAMA DENEMESİ

3.1.Reel Efektif Döviz Kuru

Nominal döviz kuru, yabancı paranın yurt içi fiyatlar tarafından karşılığı olarak bilinmekte ve yabancı para birim değerinin kişiye olan maliyetin ulusal para cinsinden karşılığı olarak ifade edilir. Bu kavram döviz sahibi olan kişi ve firmaların ne kadar mal ve hizmet alma kapasitesinin olduğunu göstermektedir. Bu durumda karşımıza reel döviz kuru çıkar ve reel döviz kuru ülkelerin mallarının değerini diğer ticaret ortağı ülke ve dünyanın mallarının değerleriyle karşılaştırma imkanı sağlar (Catao, 2007:46). Reel döviz kuru yabancı ülkede üretilen malların yurt içinde üretilen mallar cinsinden nispi fiyatını ifade eder (Güney, 2015:7). Reel döviz kuru bir kişinin veya bir ülkenin ürünlerini başka bir ülkenin ürünleriyle takas edebileceği kur olarak ifade edilebilir.

Efektif elde bulunan ve hemen kullanılabilir durumda olan para ve nakit anlamına gelir. Efektif döviz, yabancı ülkelerin nakit şeklinde olan paralarını ifade etmektedir. Nominal efektif döviz kuru, belirli ölçütlere göre belirlenerek seçilmiş çift taraflı nominal kurların uygun ağırlıklandırma yöntemi seçilerek elde edilen ortalamasıdır şeklinde ifade edilir. Reel efektif döviz kuru ise nominal efektif döviz kurundaki nispi fiyat etkileri ortadan kaldırılarak elde edilir ve nominal efektif döviz kurunun ülkeler arasındaki göreceli fiyat ve maliyet farklarıyla düzeltilmiş hali olarak tanımlanabilir (www.mahfiegilmez.com).

Reel döviz kurunu açıklamada bazı yaklaşımlar kullanılmıştır. Bu yaklaşımlar;

- Satın Alma Gücü Paritesi
- Marshall – Lerner Koşulu
- Faiz Oranı Paritesi
- Balassa- Samuelson Etkisi
- Mundell – Fleming Modeli

- Parasalcı Yaklaşım

şeklinde sıralanabilir.

3.2.Reel Döviz Kuru Yaklaşımları

3.2.1.Satın Alma Gücü Paritesi

Satın Alma Gücü Paritesi yaklaşımı (SGP) ilk olarak Cassel tarafından 1918 yılında geliştirilmiş ve ortaya konmuştur. Cassel, I. Dünya Savaşı'nın sonunda altın standardı sistemine geçilmesi ve yeni kurları ortaya çıkarmak amacıyla, SGP teorisini geliştirmiştir. Sonraki dönemlerde merkez bankaları tarafından sabit sisteminin dengesi bozulunca bu teorinin kullanılması, yeni kurların geliştirilmesinde önemli bir yere sahiptir (Bilgin, 2018: 18).

SGP yaklaşımı fiyat farklılaşmasının ülkeler arasında olmadığını varsayar. Bu yaklaşımda aynı türden bir malın dünyanın her yerinde benzer fiyattan satışa sunulması görüşü vardır. Bu yaklaşımın temelinde tek fiyat kanunu vardır. SGP'de bir malın fiyatı aynı para birimi ile belirlendiğinde farklı ülkelerin mal fiyatlarında para biriminin aynı olacağı belirtilir. Özetlemek gerekirse bu yaklaşım tek fiyat kanunun döviz piyasasının analizine dönüştürülüş biçimidir (Akçay, Erataş, 2015: 83).

3.2.2.Marshall – Lerner Koşulu

İç ve dış fiyatların sabit olduğu varsayımında bulunur. Reel döviz kurunun ($R=eP^*/P$) yükselmesine sebep olan devaülasyonun net dış satımı hangi koşul durumunda artmasına sebep olduğu ve enflasyonun net dış satımı farklı yollardan etkilemesi durumunu göz önüne alarak tespit edilir (Uğurlu, 2006: 6).

Ekonomide, devaülasyonun dış ticaret dengesini iyileştirmesi şeklinde bir durum söz konusu olmasının sebebi Marshall – Lerner koşulundan dolayıdır. Arz esnekliği sonsuz varsayılır ve Marshall – Lerner koşulu ithal mallarının yurtiçi talep esnekliği (e_m) ile ihraç malları dış talep esnekliği (e_x) toplamının 1'e eşit olması veya 1'den büyük olması şeklinde tanımlanabilir. Bu durum $e_m + e_x \geq 1$ şeklinde gösterilir. Bu ifadenin geçerli

olabilmesi ve anlamlı olması için söz konusu esneklikler toplamı 1'den büyük olmalıdır (Hepaktan, 2009: 42).

3.2.3.Mundell – Fleming Modeli

Döviz kurları teorileri açıklanırken, geleneksel döviz kuru teorileri, sermaye hareketliliğini döviz kurunu açıklamada kullanmamıştır. R. Mundell ve J.M. Fleming tam sermaye hareketliliğini temel alan yaklaşımına dayanarak döviz kurlarını ortaya koymuşlardır. IS-LM modeline Mundell- Fleming Modeli ödemeler dengesini ilave etmiştir. Açık ekonomi koşuluna uyarlama yaparak ortaya konan kısa dönem ödemeler dengesi akımı niteliğini taşımaktadır. Bu yaklaşıma göre denge döviz kuru, ödemeler bilançosu dengede olduğunda, döviz arz ve talebi dengelendiği koşulda meydana gelir (Öztürk, Bayraktar, 2010: 166; Tunca 2005: 349-357).

3.2.4.Parasalıcı Yaklaşım

Robert Mundell, Harry Johnson ve Jacop A. Frenkel 1970'li yıllarda, Parasalıcı yaklaşımı (monetarist approach) ortaya konmuştur. Parasalıcı yaklaşımın esnek kur sistemine oturtulmasında ve o tarihlerde sabit kur sistemine göre daha üstün olmasının anlaşılmasında özellikle Frenkel, önemli bir yere sahiptir (Öztürk, Bayraktar, 2010: 168).

1970'li yıllara bakıldığında parasal teorinin kabul görmesine eşdeğer olarak döviz kurları da para ve bono gibi yerli ve yabancı parasal kaynakların bugün ve gelecekte beklenen arz ve talepleri ile ortaya çıkacak fiyat olarak ifade edilmeye başlanmıştır. Parasal modellere bakıldığında paranın ulusal ve yabancı piyasalardaki arz ve talep miktarındaki değişimlerin kurları ne şekilde etkilediğini direkt ve indirekt şekilde ortaya koymaya çalışmışlardır (Ağcaer, 2003: 16-17).

3.2.5.Faiz Oranı Paritesi Yaklaşımı

Bu yaklaşım ikiye ayrılır. Bunlardan ilki Kapsanmış Faiz Oranı Paritesi (Covered Interest Rate Parity) Yaklaşımı, ikincisi Kapsanmamış Faiz Oranı Paritesi Yaklaşımı (Uncovered Interest Rate Parity)'dır.

3.2.5.1.Kapsanmış Faiz Oranı Paritesi (Covered Interest Rate Parity) Yaklaşımı

Kapsanmış (Kapalı – Garantili – Güvenceli) (CIRP) faiz oranı paritesi; aynı vade yapısına sahip olan, farklı ülkelerde aynı risk düzeyine sahip olan alım satım konu olan finansal varlıkları, işlem ve bilgi maliyetlerin olmadığı ve sermayesinin uluslararası hareketliliği üzerinde herhangi bir kısıtlamanın bulunmadığı durumlarda her iki ülkeye ait finansal varlığın aynı getiriye sahip olma durumunu benimseyen yaklaşımdır. Bu yaklaşım ilk olarak Keynes (1932) ve Eizing (1937)' nin benimsediği döviz kuru davranışı, para piyasası ve arbitraj fırsatlarının oluşumu üzerine yaptıkları çalışmalarla ortaya konduğu görülür. Bu yıllardan itibaren yapılan bir çok çalışma ile CIRP ampirik ve teoriye dayalı çalışmalarda önemli ölçüde yer almaktadır (Güney, 2010: 43-44).

3.2.5.2.Kapsanmamış Faiz Oranı Paritesi (Uncovered Interest Rate Parity) Yaklaşımı

Kapsanmamış (Açık, Garantisiz, Güvencesiz) faiz oranı paritesi (UIRP) uluslararası iktisat alanında sık kullanılan iktisat teorilerinden biri olup döviz kuru belirleme modellerinde kullanılan bir yaklaşımdır. Bu yaklaşıma Dornbush (1976), Overshooting modeli ve Krugman (1991) hedef bölge (target zone) örnek verilebilir (Güney, 2010: 47). Bu yaklaşıma göre , iki ülke arasındaki faiz farkı döviz kurunda beklenen değer değişimini gösterir (Rowland, 2002: 3). Başka bir şekilde ifade edilirse kapsanmamış faiz oranı paritesi koşulunda; i_t yurt içi faiz oranını, i_t^* yabancı faiz oranını ve beklenen $E_t(\Delta_{st+k})$ döviz kuru değişimini gösterir ve bunların toplamına eşittir. Yüksek faiz oranına sahip olan ülkenin parasının faiz farkı oranında değer kaybetmesi ve buna karşın düşük faizli ülkenin parası ise bu faiz farkı ölçüsünde değer kazanması ise bu yaklaşımın bir sonucu olarak gösterilir (Ray, 2012: 236).

3.2.6.Balassa – Samuelson Etkisi

Ballassa – Samuelson Etkisi (BSE), sektörlerin ayrımını dış ticarete konu olan ve dış ticarete konu olmayan sektörler olmak üzere iki şekilde yaparak, ülkelerin sektörler arasındaki verimlilik farklarının satın alma gücü paritesinden sapmaları meydana getirdiğini, bu durumdan dolayı sektörler arasındaki verimlilik farklarının döviz kurlarını belirlediğini ifade eder (Balassa, 1964: 586). Bu varsayım hipotezi Balassa'nın 1964 yılında ve Samuelson'nın da 1964 yılında olmasına rağmen birbirlerinden bağımsız şekilde yaptıkları çalışmaları ile ortaya çıkmıştır.

Matematiksel olarak ilk kez Rogoff tarafından modellenmiştir ve modellemesini neoklasik bakış açısıyla yapmıştır. Ticarete konu olan ve ticarete olmayan sektörlerin göreceli fiyat ve verimlilikleri arasındaki ilişkileri aşağıdaki şekilde formülize etmiştir:

$$p^{NT} = \frac{\delta}{\gamma} \alpha^T - \alpha^{NT} \quad (3.1)$$

3.1 nolu denklem BSE'nin içsel aktarım şeklinin mekanizmasını gösterir. Buna göre denklem ticarete konu olmayan malların fiyatlarına (p^{NT}) olan etki eden faktörlerin, ticarete konu olan (α^T) ve ticarete konu olmayan (α^{NT}) sektörle arasındaki göreceli verimlilik farkının olduğunu göstermektedir. 3.1 numaralı denklemde bulunan (δ), ticarete konu olmayan sektörde emeğin göreceli payını, (γ) ise ticarete konu olan sektördeki emeğin göreceli payını ifade eder. BSE'ne göre ticarete konu olmayan sektörlerde, ticarete konu olan sektörlerle göre emeğin göreceli payının daha fazla olduğu yani sermaye/emek oranının daha düşük olduğu varsayımı yapılır. Bu varsayıma göre 3.1 numaralı denklemde $\frac{\delta}{\gamma}$ oranının 1'den büyük olduğu sonucuna ulaşılır ve ticarete konu olan ve olmayan sektörlerde verimlilik düzeyi aynı oranda artmış olsa bile ($\alpha^T = \alpha^{NT}$) ticarete konu olmayan malların fiyatları (p^{NT}) arttırıcı etki yapacaktır. 3.2 nolu denklem ise BHE'nin dışsal aktarım mekanizmasını gösterir (Froot, Rogoff, 1994: 30).

$$r = (1 - \alpha)[(\alpha^T - \alpha^{T*}) + (\alpha^{NT*} - \alpha^{NT})] \quad (3.2)$$

3.2 numaralı denklemde reel döviz kurunu (r), ulusal ve yabancı ülkenin ticarete konu olan malların fiyat düzeyindeki ağırlığı ise (α) gösterir. BSE'de, yurtdışında ticarete konu olan sektördeki verimlilik artışı yurtdışındakine göre daha büyük olması durumunda ($\alpha^T > \alpha^{T*}$), dışsal aktarım mekanizmasına göre ulusal paranın değeri artar ve reel döviz kurunda artış olur. 3.2 nolu denklemdeki $(1-\alpha)$ katsayısının pozitif olması durumunda BHE'nin geçerli olduğu sonucuna varılır.

3.3.Literatür Araştırması

Literatürde reel döviz kurları belirlemeye, yorumlamaya yönelik pek çok analiz ve çalışmalar yapılmıştır. Bunları etkileyen ekonomik ve finansal faktörleri konu alan çalışmalar inceleyecektir;

Gantman ve Dabos (2018: 333), 55 gelişen, 26 gelişmiş ülke için reel efektif kuruna etki gösteren etkenleri incelemeye yönelik çalışma yapmıştır. Her iki grup içinde anlamlı olan değişkenin ticari açıklık olduğunu tespit etmiştir. Reel efektif döviz kuru ve ticari açıklığın güçlü bir ilişki içinde olduğunu analizlerinle ortaya koymuştur. Ticari açıklığın artması durumunda (ithalat/ GSYİH ve ihracat/ GSYİH) ulusal paranın değeri reel olarak kayba uğrar. Toplam faktör verimliliği ve ticaret haddinin (ihracat endeksi/ ithalat endeksi) de artış göstermesi, reel efektif döviz kurunun değerini arttırdığı sonucuna ulaşmıştır.

Adznan ve Masih (2018: 23), Malezya ekonomisi için, ticaret dengesi ve döviz kuru arasında olan ilişkiyi tespit etmek için ARDL ve NARDL yöntemlerini kullanmışlardır. Ticaret dengesi incelendiğinde kısa dönemde J eğrisi teorisi ile uyumlu olarak kötüleştiği sonucuna varılmıştır. Malezya ekonomisi ihracata bağlıdır. Bu sebeple ulusal paraları Ringit'in değerinin düşmesi ticaret dengesini pozitif yönde etki gösterir. Malezya'da ticaret dengesi reel döviz kurundan büyük etkilenir. Para birimlerindeki düşük bir değer kaybı bile ihracatlarında daha fazla artışa sebep olduğu görülür.

Kaplan ve Yapraklı (2014: 111), FED'in verilerinden olan ekonomik kırılma endeksi verilerinden gelişmekte olan 12 ülke için bir takım ekonomiyi ilgilendiren konulardaki değişkenlerin reel efektif döviz kuru endeksi üzerinde olan etkisini incelemek için çalışma yapmışlardır. Bu ülkeler; Brezilya, Kolombiya, Arjantin, Çin, Endonezya, Hindistan, Malezya, Meksika, Filipinler, Güney Afrika, Taylan, Türkiye'dir. Elde ettikleri analiz sonuçlarına göre Cari Açık/GSYİH oranı, Brüt Kamu Borcu/GSYİH oranı, Özel Sektör Yurtiçi Kredi Borcu/GSYİH oranı ve enflasyon oranının döviz kuru üzerindeki etkisinin negatif olduğunu, bununla beraber Döviz Rezervi/GSYİH oranlarının, Dış Borç/İhracat oranlarının döviz kuru üzerindeki etkisinin pozitif olduğu sonucunu elde etmişlerdir.

Kaltenbrunner benimsediđi teoride produktivite farklılıklarının dikkate alınarak parasal deđişkenler ve kısa dönemdeki faktörlerin reel döviz kurunun uzun dönem dengesine etki ettiđini kabul etmişlerdir. Bu bağlamda Barbosa, Jayme Jr., Missio (2018: 62), Kaltenbrunner'in benimsediđi teoriyi örnek alarak, 1990-2008 yılları esas alarak 48 gelişen ülke içine giren yabancı portföy girişi, dış kırılabilirlik ölçüsü, faiz oranı farklılıkları ve likiditeye ait veriler kullanılarak analizde panel veri analizi çalışması yapmışlardır. Sonuç ele alındığında reel döviz kurunun belirleyicisinin finansal faktörler olduđu sonucuna ulaşmışlardır.

Dursun (2015: 99), Türkiye'nin 1988-2013 yıllarını kapsayan dönemde toplam sabit sermaye yatırımlarının GSYİH içindeki payını ve reel döviz kurlarıyla arasındaki ilişkiyi test etmek için Engle Granger Eşbütünleşme analizi ve vekör hata düzeltme modelini kullanarak değerlendirmiş. Bu analizler sonucunda; deđişkenler arasında istatistiki olarak anlamlı olan ve negatif yönlü ilişki bulunmuştur. Bu durum reel döviz kurlarının belirsiz olmasından sebeple yatırımcıları endişelendirmekte ve sabit sermaye yatırımlarının büyümesinde engel oluşturmaktadır.

Hernandez (2015: 30), Meksika ülkesinde reel döviz kurunun uzun dönemdeki hareketini açıklamaya yönelik olan faktörleri inceleyen çalışma yapmıştır. 1983-2011 yıllarını kapsayan araştırmasında reel efektif döviz kuru, reel net sermaye girişi, kamunun tüketim harcamaları ve reel emek maliyeti (imalat sektörü) arasında yapısal bir ilişkinin varlığını ortaya koymuştur. Nispi reel emek maliyetinin, reel efektif döviz kurunu açıklamada en önemli deđişken olduğunu belirtmiştir. Kıyaslama yapıldığında ABD'ye göre Meksika'da sermayenin imalat sektörüne ait verimlilik oranının düşük olma durumu, geçmiş 20 yılda Meksika'nın döviz kurundaki yükselmeye neden olmuştur. Reel net sermaye girişindeki yükselme ve kamu harcamaları, reel döviz kurlarının deđerinin uzun vadede yüksek olmasını sağlamaktadır.

Vural (2018: 1), TL'in (Türk Lirası) uzun dönem denge incelemesini gerçekleştirmiştir. Kişi başı reel gelirin, kamu harcamaları, petrol fiyatları ve dışa açıklık seviyesinin reel efektif döviz kuruna etki gösterdiğini yaptığı çalışmayla tespit etmiştir. Ama net yabancı varlıklar ile reel döviz kurunun arasında uzun dönemde ilişkinin varlığının olmadığı sonucuna ulaşmıştır. Elde edilen sonuçlar değerlendirildiğinde ticari partnerlere göre kişi başı reel gelirin artması, reel petrol fiyatlarında meydana gelen artış ve kamu harcamalarında olan artış reel döviz kurunun değerini arttırmakta, tersine dışa açıklık durumundaki artış reel döviz kuru değerini azaltmaktadır (Vural, 2018: 6).

Amano ve Norden (1992: 299), çalışmasında döviz kurundaki hareketleri açıklamada petrol fiyatları değişkenini kullanmıştır. Bretton Woods döneminin sonrası ABD reel döviz kurunun ve petrol fiyatları arasındaki ilişkinin varlığını bulmuştur ve nedensellik testi uygulamıştır. Bu test ile petrol fiyatlarından, reel döviz kurlarına doğru olan tek yönlü bir nedenselliğin olduğu sonucuna ulaşmıştır. Kalıcı reel döviz kuru şoklarının en geçerli sebebinin petrol fiyatı olabileceğini savunmuştur.

Chen ve Chen (2007: 390), çalışmasında 1975-2005 yıllarını kapsayan G7 ülkeleri için, analiz yöntemi olarak panel veri analizini kullanarak, reel petrol fiyatı ve reel döviz kuru arasında olan ilişkileri analiz ederek incelemiştir. Bulduğu sonuçlara göre petrol fiyatı ve reel döviz kuru arasında eşbütünleşme olduğu ve reel döviz kurunda olan hareketlerin önemli sebebinin petrol fiyatı olduğu görüşünü savunmuştur. Reel döviz kuru getirileri üzerinde, reel petrol fiyatının güçlü bir tahmin etkisinin olabildiğini panel regresyon hesaplamaları göstermiştir.

Rautava (2004: 326), çalışmasında VAR model kullanmıştır ve bu model ile uluslar arası petrol fiyatlarının Rusya ekonomisi üzerinde olan etkisini incelemiştir. Analizinde uzun ve kısa dönem hareketlerini incelemiştir ve Rusya ekonomisinin petrol fiyatlarındaki dalgalanmalardan önemli ölçüde etkilendiğini tespit etmiştir. Analiz

bulguları sonucunda, uluslar arası petrol fiyatının uzun dönemde %10 kalıcı artış yaşandığı, Rusya için; GSYİH oranını %2.2 büyütme de olduğu tespit edilmiştir.

Tsen (2011: 800), çalışmasında Asya ekonomilerini incelemiştir. Bunun için reel döviz kurunun uzun dönemde belirleyicilerinin ne olduğunu araştırmış ve ülkeler arasında reel petrol fiyatlarının, ticaret hadleri, verimlilik farkları, rezerv farklılıklarının büyük etken oluşturduğunu belirtmiştir.

Doğan, Ustaoglu ve Demez (2012: 1299), Türkiye ekonomisinde reel petrol fiyatı ile reel döviz kuru arasında olan ilişkileri 2001-2011 dönemini kapsayan araştırma yapmıştır. Gelişmekte olan ve petrol ihracı olmayan ülkelerin reel petrol fiyatı değişkeninin reel döviz kurundan etkilemekte olduğu, petrol fiyatında olan yükselişin reel döviz kurunun üzerinde negatif etkisi olduğu tespit edilmiştir.

Kalu, Ugwu, Ndubuaku ve Ifeanyi (2019: 7), Nijerya ekonomisi için reel döviz kuru ve yabancı rezerv arasında olan ilişkileri ARLD modeli ile test etmişlerdir ve ulaştıkları analiz sonuçlarına göre reel döviz kuru ve yabancı rezervler istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur ve aralarında pozitif yönde ilişkili olduğunu çalışmalarında tespit etmişlerdir.

Baghestani, Toledo (2019: 263), Petrol fiyatı ve reel döviz kurları arasında olan ilişkileri, 2008 krizi önce ve sonrası olan dönemi kapsayan şekilde araştırmışlardır. 1994-2008 yılları arasında krizden önceki dönemin, reel döviz kurunun tahminleri yapılırken bu tahminlerin petrol fiyatları kullanılarak yapılamamakta olduğu görülür. Çalışmada petrol fiyatlarının reel döviz kuru üzerinde etkisinin varlığını 2008-2016 yıllarının arasındaki dönem için tespit edilmiştir.

Alam, Uddin, Jamil (2020: 123), çalışmalarını 2001-2020 dönemi için Hindistan'da ham petrol ve reel döviz kuru arasındaki ilişkiyi açıklamak için yapmışlardır. Çalışmalarında eşbütünleşme ve vektör hata düzeltme analiz yöntemi kullanılmıştır. Petrol fiyatları ve döviz kuru arasında kısa ve uzun vadeli nedensellik tespit edilmiştir. Petrol fiyatlarının döviz kuru ile uzun dönemde negatif ilişkili olduğu ve kısa vadede ise pozitif ilişki olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Wald testi ile kısa vadeli faiz oranından ve ham petrol fiyatlarından döviz kuruna doğru kısa vadeli nedensellik tespit edilmiştir. Bu çalışma ile petrol fiyatlarının, kısa vadeli faiz oranları ve döviz kurlarını kısa ve uzun vadeli arttırıcı ilişkilerin olduğunu tespit etmişlerdir.

3.4. Veri Seti ve Model

Çalışmada, Türkiye İstatistik Kurumu , T.C. Merkez Bankası, Federal Rezerv Bankası veri dağıtım sisteminden derlenerek oluşturulan 2009Q1 ve 2021Q3 arası çeyrek yıllık dönemi kapsayan, 51 adet gözlemden oluşan logaritmik veriler kullanılmıştır. Veriler mevsimsellikten arındırılmıştır. Bu verilerden hareketle reel efektif döviz kuru ve petrol fiyatı arasında olan uzun dönem ilişkisi incelenecektir. Modelde yer alan, Reel Efektif Döviz Kuru bağımlı değişkendir. Reel Faiz Oranı Farkı, Verimlilik Farkları ve Brent Petrol Fiyatı ise bağımsız değişkendirler. Reel Faiz Farkı, Verimlilik Farkı, Brent Petrol fiyatları değişkenlerinin Reel Efektif Döviz Kuru değişkeni üzerinde olan etkisi 3.3 numaralı model çerçevesinde analiz edilecektir.

Literatürde reel döviz kuru hareketlerinin en önemli iki belirleyicisi vardır. Bunlar reel faiz oranı farklılıkları ve verimlilik farklarıdır. Buna karşılık araştırmada kullanılacak modelimizde yukarıda sayılan reel döviz kuru yaklaşımlarından Kapsanmamış Faiz Oranı Paritesi Yaklaşımı ve Balassa- Samuelsen Etkisi benimsenmiştir. Araştırmada aşağıdaki regresyon modeli ele alınacaktır:

$$q_{it} = \alpha_i + \beta_1(r_{it} - r_{it}^*) + \beta_2(p_{it} - p_{it}^*) + \beta_3(oil_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (3.3)$$

Burada q_{it} logaritmik reel efektif döviz kurunu ifade eder.

r_{it} realize edilmiş Türkiye uzun dönem faiz oranı, r_{it}^* realize edilmiş libor faizi ifade eder. Realize edilme işlemi Türkiye uzun dönem faiz oranı ve libor faizi için;

$(1+\text{Nominal faiz oranı})/(1+\text{Enflasyon Oranı})-1$ formülü kullanılarak yapılmıştır ve $r_{it} - r_{it}^*$ reel faiz oranı farkını gösterir.

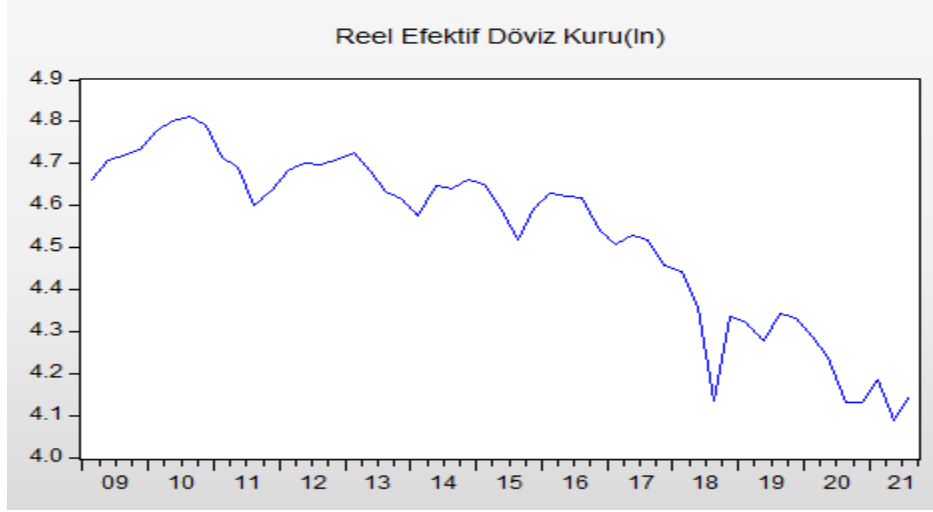
p_{it} Türkiye verimliliğini, p_{it}^* dünya ortalama verimliliğini ifade eder. Türkiye verimliliği (p_{it}); logaritmik Türkiye istihdam sayısından logaritmik GSYH oranı çıkarılarak elde edilmiştir. Dünya verimliliği (p_{it}^*); Amerika logaritmik istihdam sayısından Amerika logaritmik GSYH oranı çıkarılarak elde edilmiştir ve $(p_{it} - p_{it}^*)$ verimlilik farkını gösterir. Model denklemindeki oil_{it} logaritmik Brent petrol fiyatını göstermektedir.

$r_{it} - r_{it}^*$ değerindeki artış (yurtiçi faiz oranının, dünya faiz oranından daha yüksek olması durumu) durumunda yerel para biriminin değer kazanması beklenir. $p_{it} - p_{it}^*$ değerindeki artış (yurtiçi verimliliğin dış dünya verimliliğinden daha yüksek olması durumu) durumunda Balassa- Samuelson yaklaşımında ifade edildiği gibi yerel para biriminin değer kazanması beklenir. Bu sebeple $\beta_1 < 0$ ve $\beta_2 < 0$ olmaktadır (Chen, Chen, 2007: 402)

3.5.Uygulama

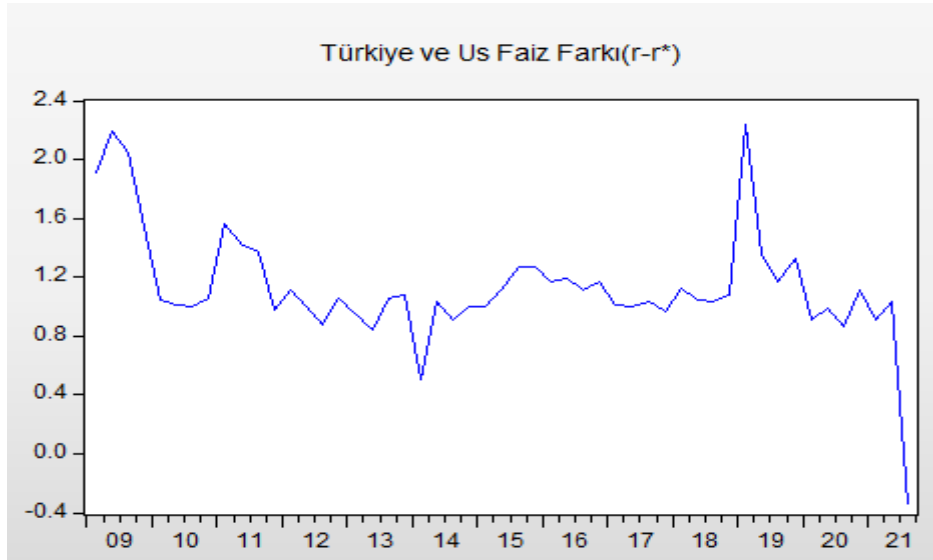
Bu çalışmada zaman serilerinden yararlanılmıştır ve analizler Eviews 10 paket programında yapılmıştır. Öncelikle değişkenlerin zaman yolu grafiği incelenmiş, betimsel istatistiklerine bakılmış ve korelogram grafiği incelenmiştir. Ekonometrik modelin anlamlı bir şekilde çalışması için modeldeki serilerin durağan yapıda olması gerekmektedir. Değişkenlerin durağanlığı araştırılırken ADF, PP ve KPSS ve DF-GLS birim kök testleri uygulanmıştır. Serilerin birinci dereceden durağan olduğu tespit edildikten sonra, uzun dönem ilişkisini araştırmak için Johannes Eşbütünleşme Analizi yapılmış, VECM modeline ulaşılmış, Etki-tepki fonksiyon grafikleri yorumları yapılmıştır ve Granger Nedensellik Analizi uygulaması yapılmıştır.

3.5.1.Zaman Yolu Grafiđi



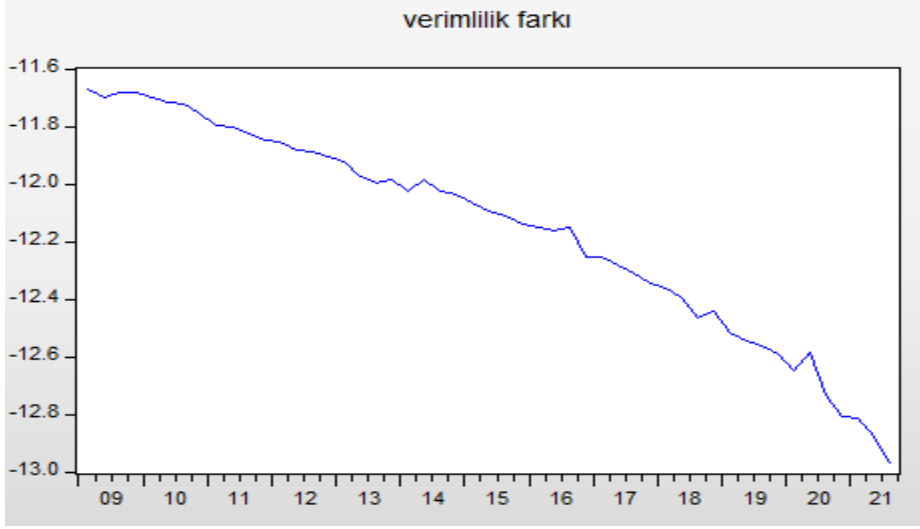
Şekil 3. 1.Reel Efektif Döviz Kuru (2009Q1-2021Q3)

Zaman yolu grafiđine bakıldığında bağımlı deđişken olan reel efektif döviz kurunun azalan trend yapıya sahip olduđu görölmektedir.



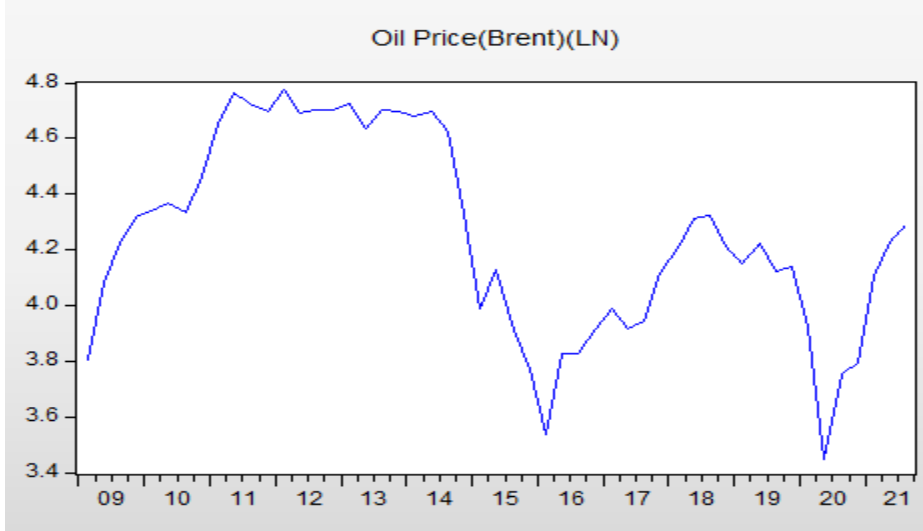
Şekil 3. 2. Reel Faiz Farkı (2009Q1-2021Q3)

Şekil 3.2 nolu zaman yolu grafiđine bakıldığında Reel Faiz Farkının konjonktürel bir yapıya sahip olduđu görüřür.



Şekil 3. 3. Verimlilik Farkı (2009Q1-2021Q3)

Şekil 3.3. nolu Verimlilik Farkı bağımlı değişkeninin zaman yolu grafiğine bakıldığında serinin azalan trend yapısına sahip olduğu görülmektedir.



Şekil 3. 4.Brent Petrol (2009Q1-2021Q3)

Şekil 3. 4. nolu Brent Petrol zaman yolu grafiğin bakıldığında konjonktürel bir yapıya sahip olduğu görülür.

3.5.2. Betimsel İstatistikler

Tablo 3.1: Reel Efektif Döviz Kuru, Reel Faiz Farkı, Verimlilik Farkı ve Brent Petrol Değişkenlerinin Betimsel İstatistikleri

İstatistik/Seri	Reel Efektif Döviz Kuru	Reel Faiz Farkı	Verimlilik Farkı	Brent Petrol
Ortalama	4.532178	1.131659	-12.15810	4.251737
Medyan	4.614031	1.051005	-12.09437	4.224895
Standart Sapma	0.205489	0.391821	0.359299	0.355529
Çarpıklık(Skewness)	-0.763939	0.131817	-0.509045	-0.139444
Basıklık(Kurtosis)	2.365502	7.671532	2.248330	2.093150
Jarque-Bera İstatistiği	5.816128	46.52202	3.403222	1.912829
Jarque-Bera Olasılığı	0.054581	0.000000	0.182389	0.384268

Tablo 3.1’de değişkenlerin betimleyici istatistikleri incelendiğinde ortalama değişken değerleri; Reel Efektif Döviz Kuru (4.532178), Reel Faiz Farkı (1.131659), Verimlilik Farkı (-12.15810), Brent Petrol (4.251737) dir. Standart sapma değerlerine bakıldığında; Reel Efektif Döviz Kuru (0.205489) , Reel Faiz Farkı (0.391821), Verimlilik Farkı (0.359299), Brent Petrol (0.355529) olduğu görülür.

Serilerin normal dağılım gösterip göstermediği Çarpıklık (Skewnes) ve Basıklık (Kurtosis) istatistiklerine bakılarak anlaşılabilir. Basıklık değerinin 3 olması istenir. Basıklık değeri 3’ten büyükse serinin sivri olduğu, 3’ten küçükse basık olduğu yorumu yapılır. Çarpıklık değerinin 0 olması serinin normal dağıldığını gösterir. 0’dan küçük olursa negatif yönde çarpık yani sola eğik, 0’dan büyükse pozitif yönde çarpık yani sağa eğik olduğu söylenir. Bu doğrultuda değişkenler incelendiğinde; Reel Efektif Döviz Kuru’nun Basıklık değeri (2.365502) , Çarpıklık değeri (-0.763939) dur. Seri basık ve negatif yönde çarpıktır. Reel Faiz Farkı’nın Basıklık değeri (7.671532) , Çarpıklık değeri (0.131817) dir. Seri sivri ve pozitif yönde çarpıktır. Verimlilik Farkı’nın Basıklık değeri (2.248330), Çarpıklık değeri (-0.509045) dir. Seri basık ve negatif yönde

çarpıktır. Brent Petrol'ün Basıklık değeri (2.093150), Çarpıklık değeri (-0.139444) tür. Seri basık ve negatif yönde çarpıktır denir.

Jarque-Bera istatistiğinin olasılık değerini yorumladığında da serinin normal dağılıp dağılmadığı anlaşılır. Bunun için hipotezler aşağıdaki gibidir:

H_0 : Seri normal dağılımlıdır.

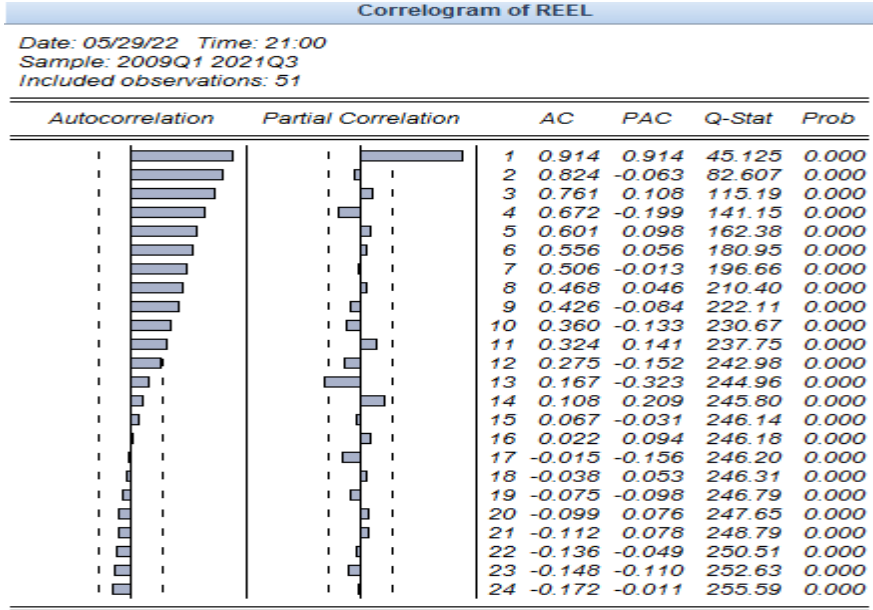
H_1 : Seri normal dağılımlı değildir.

Jarque-Bera olasılık değeri %5 'ten büyük olması durumunda boş hipotez reddedilemez. Bu serinin normal dağıldığı anlamına gelir.

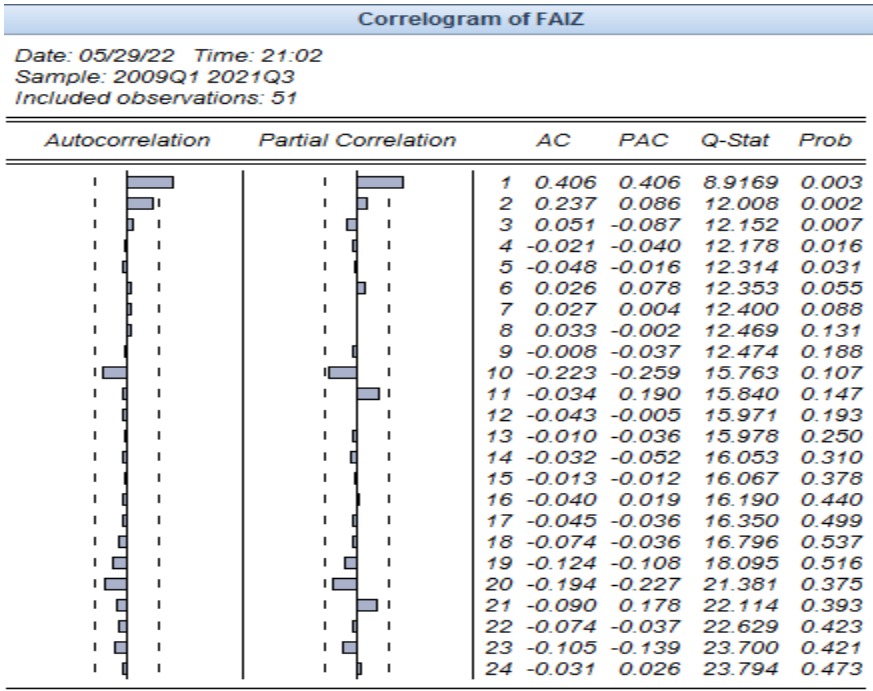
Reel Efektif Döviz Kuru'nun Jarque-Bera Olasılığı (0.054581) %5'ten büyük olduğu için H_0 reddedilemez. Seri normal dağılımlıdır. Reel Faiz Farkı'nın Jarque-Bera Olasılığı (0.000000) %5'ten küçük olduğu için H_0 red. Seri normal dağılımlı değildir. Verimlilik Farkı Jarque-Bera Olasılığı (0.182389) %5'ten büyük olduğu için H_0 reddedilemez. Seri normal dağılımlıdır. Brent Petrol'ün Jarque-Bera Olasılığı (0.384268) %5'ten büyük olduğu için H_0 reddedilemez. Seri normal dağılımlıdır.

3.5.3.Korelogram Testi

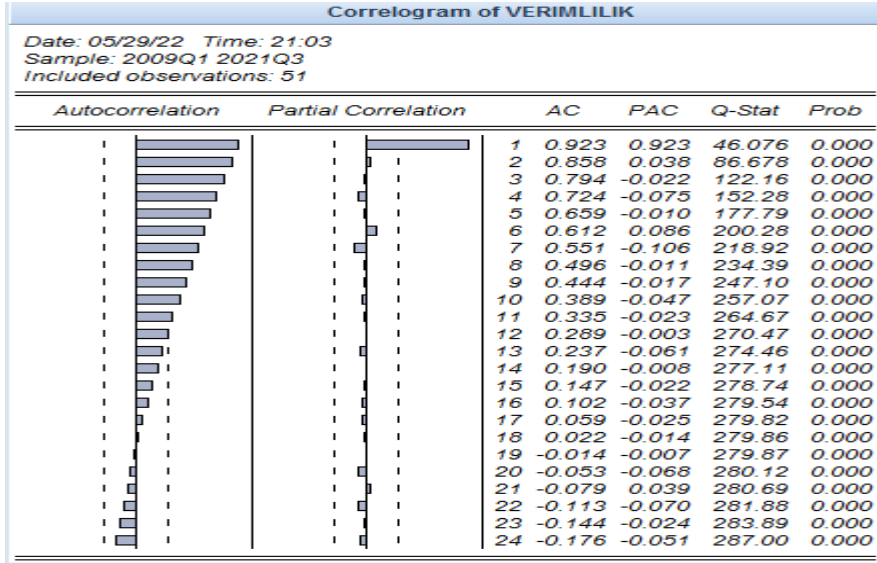
Tez kapsamında ele alınan dört değişken arasında olan ilişkinin varlığını ve aralarındaki nedensellik yapısını araştırmadan önce, verilerde otokorelasyon bulunup bulunmadığına korelogram grafiği ile bakılacaktır. Otokorelasyona sahip seri var ise bu seri durağan hale getirilecektir. Bu sebeple değişkenlere ait serilere korelogram testi gerçekleştirilmiştir ve aşağıda verilmiştir.



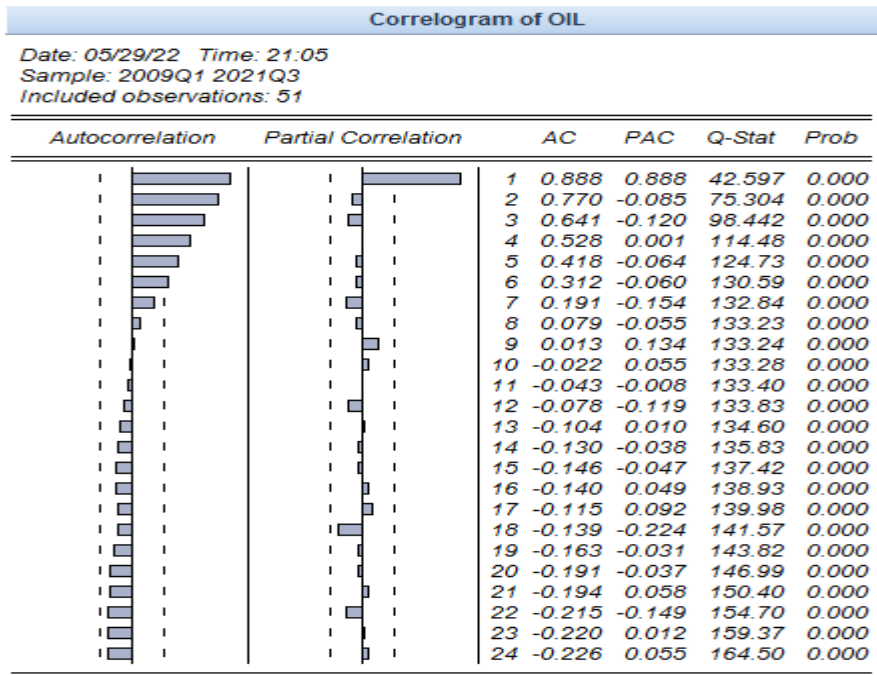
Şekil 3.5. Reel Etkif Döviz Kuru Korelogram Test Sonuçları



Şekil 3.6. Reel Faiz Farkı Korelogram Test Sonuçları



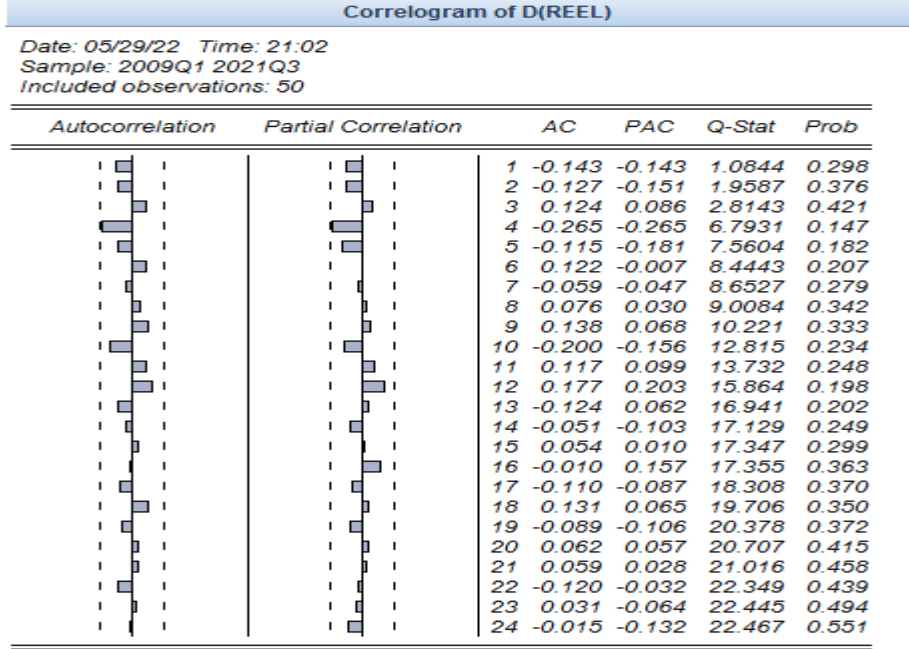
Şekil 3. 7. Verimlilik Farkı Korelogram Test Sonuçları



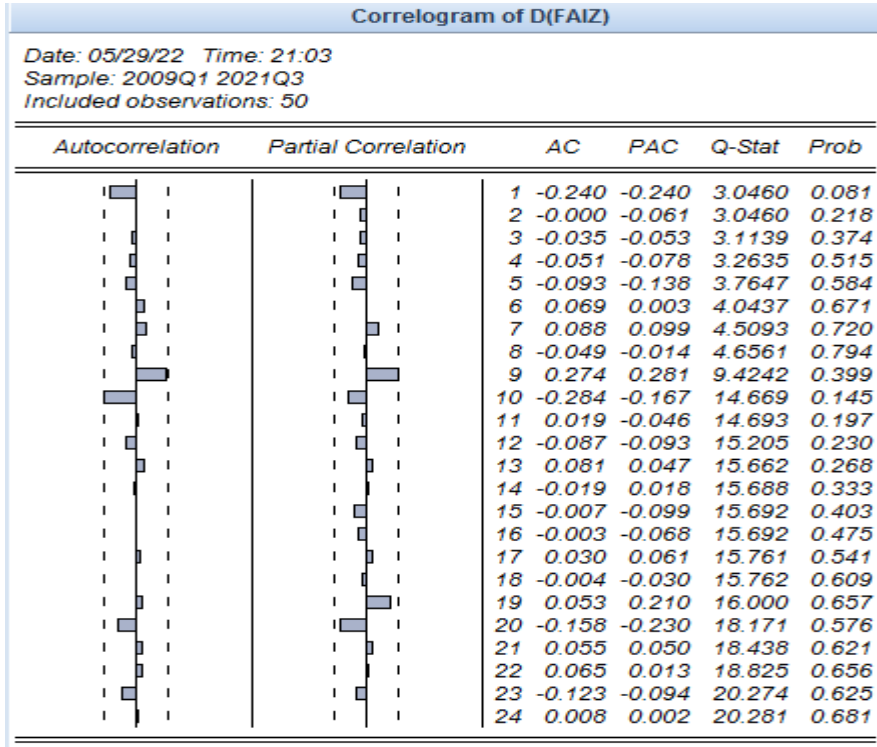
Şekil 3. 8: Brent Petrol Korelogram Test Sonuçları

Şekil 3.5, Şekil 3.6, Şekil 3.7, Şekil 3.8' de görüldüğü gibi değişkenlerin AC değeri güven sınırını aşmış olduğundan seriler otokorelasyona sahiptir denir. Otokorelasyon (AC) değerleri yüksek noktadan başlayıp yavaş yavaş azalmaktadır. Otokorelasyonun olması serilerin durağan olmadığını gösterir. Değişkenlerin içerdiği otokorelasyonu yok etmek ve zaman serilerin aynı zamanda durağan yapıya dönüşmesini sağlamak için,

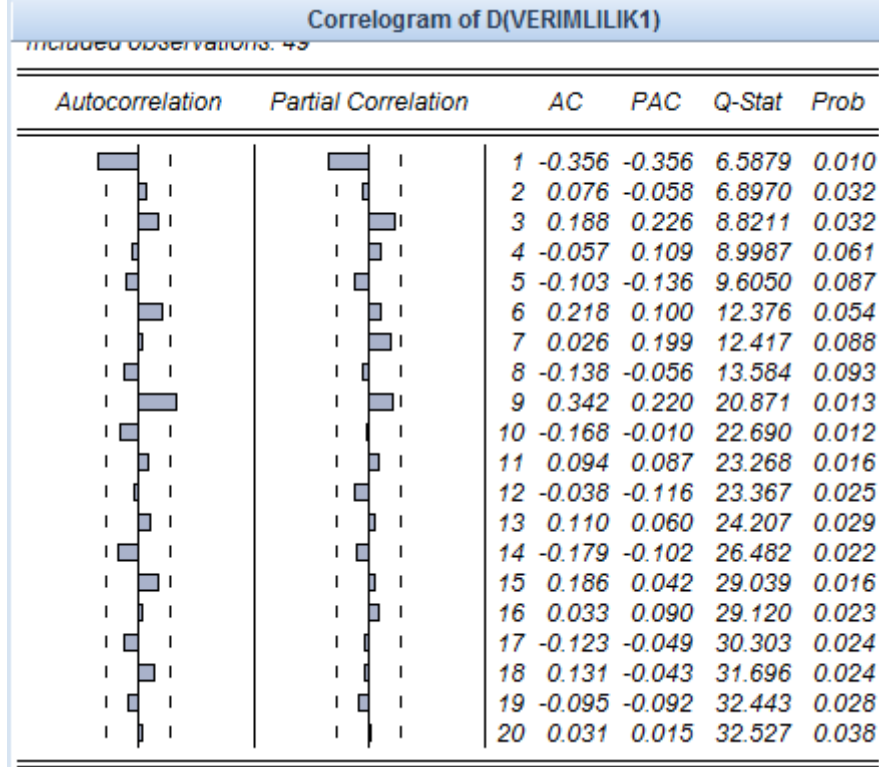
Serilerin birinci farkları alınarak korelogram testi tekrarlanmış ve aşağıda sonuçlar verilmiştir.



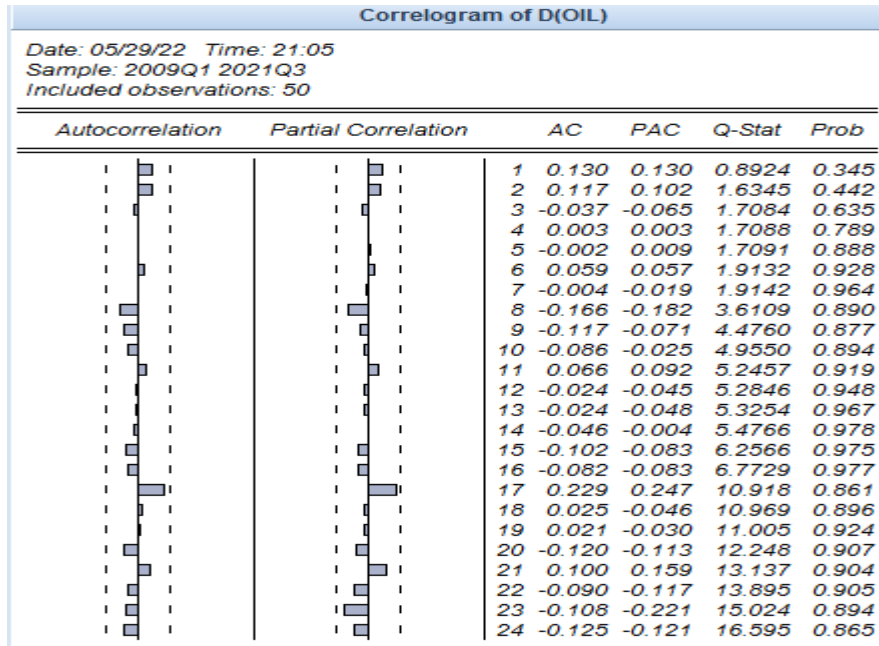
Şekil 3.9: Birinci Farkı Alınmış Reel Eektif Döviz Kuru Korelogram Test Sonuçları



Şekil 3. 10: Birinci Farkı Alınmış Reel Faiz Farkı Korelogram Test Sonuçları



Şekil 3. 11: Birinci Farkı Alınmış Verimlilik Farkı Korelogram Test Sonuçları



Şekil 3. 12: Birinci Farkı Alınmış Brent Petrol Korelogram Test Sonuçları

Şekil 3. 9, Şekil 3.10, Şekil 3.11, Şekil 3.12’de görüldüğü gibi verilerin kesikli olan çizgiyi aşmadığı görülür. Serilerin birinci farkının alınması durumunda otokorelasyona rastlanılmadığı görülür. Farkı alınmış serilerde otokorelasyonun bulunmaması, bu

zaman serilerde elde edilen değerlerin önceki elde edilen değerlerden bağımsız olduğu anlaşmasını sağlar.

3.5.4. Birim Kök Testleri

Korelogram testinden sonra serilerin durağanlığı birim kök testleri ile sınanacaktır. Reel Efektif Döviz Kuru (REEL), Reel Faiz Farkı (FAİZ), Verimlilik Farkı (VER) ve Brent Petrol (OİL) değişkenleri ilk olarak düzey değerleri ile ADF, PP, KPSS VE ADF-GLS testleri gerçekleştirilecek ve serilerin durağan olmaması durumunda serilerin birinci farkı alınarak birim kök testleri tekrarlanacaktır. Hipotezler;

H_0 : Seri durağan değildir (Birim kök vardır),

H_1 : Seri durağandır (Birim kök yoktur)

şeklinde kurulur. Birim kök testine ait test istatistiği tablo kritik değerlerinden büyük ise H_0 reddedilemez. Yani seri durağan yapıya sahip değildir veya birim kök içerir yorumu yapılır.

3.5.4.1. Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testi (ADF)

Değişkenlerin birim kök içerip içermediği sabitli, sabitli-trendli ve sabitsiz-trendsiz olarak incelenmiştir.

Tablo 3. 2: ADF Düzey ve ADF Birinci Fark Birim Kök Testleri İçin Sonuçlar

Sabitli Model										
ADF Düzey						ADF Birinci Fark				
	Test İst.	%1	%5	%10	Sonuç	Test İst.	%1	%5	%10	Sonuç
REEL	-0.309	-3.57	-2.92	-2.60	Birim köklüdür	-7.924	-3.57	-2.92	-2.60	Durağan
FAİZ	-2.991	-3.57	-2.92	-2.60	Birim köklüdür	-8.113	-3.57	-2.92	-2.59	Durağan
VER	4.365	-3.57	-2.92	-2.60	Birim köklüdür	-9.018	-3.57	-2.92	-2.59	Durağan
OİL	-1.832	-3.57	-2.92	-2.60	Birim köklüdür	-6.200	-3.57	-2.92	-2.59	Durağan
Sabitli ve Trendli Model										
ADF Düzey						ADF Birinci Fark				
	Test. İst.	%1	%5	%10	Sonuç	Test İst.	%1	%5	%10	Sonuç
REEL	-3.165	-4.15	-3.50	-3.18	Birim köklüdür	-7.988	-4.16	-3.50	-3.18	Durağan
FAİZ	-3.313	-4.15	-3.50	-3.18	Birim köklüdür	-7.996	-4.16	-3.50	-3.18	Durağan

VER	1.646	-4.16	-3.51	-3.18	Birim köklüdür	-7.416	-4.16	-3.50	-3.18	Durağan
OİL	-2.621	-4.15	-3.50	-3.18	Birim köklüdür	-6.115	-4.16	-3.50	-3.18	Durağan
Sabitsiz ve Trendsiz Model										
ADF Düzey						ADF Birinci Fark				
	Test İst.	%1	%5	%10	Sonuç	Test İst.	%1	%5	%10	Sonuç
REEL	-1.183	-2.61	-1.95	-1.61	Birim köklüdür	-7.702	-2.61	-1.95	-1.61	Durağan
FAİZ	-1.839	-2.61	-1.95	-1.61	Birim köklüdür	-8.027	-2.61	-1.95	-1.61	Durağan
VER	5.735	-2.61	-1.95	-1.61	Birim köklüdür	1.156	-2.61	-1.95	-1.61	Birim köklüdür
OİL	0.285	-2.61	-1.95	-1.61	Birim köklüdür	-6.266	-2.61	-1.95	-1.61	Durağan

Tablo 3. 2 incelendiğinde elde edilen sabitli, sabitli-trendli ve sabitsiz-trendsiz model biçimlerinde düzeyde birim kök testinin test istatistiği tablo kritik değerinden büyük olması durumunda seriler birim köklüdür yorumu yapılmaktadır. Birinci derece farkı alınıp birim kök testi tüm model biçimleri için tekrarlandığında sıfır hipotezi reddedilir ve seri durağandır sonucuna ulaşılır. Sadece VER değişkeni sabitsiz/trendsiz model için birim köklü çıkmıştır. Bu sonuçlara göre değişkenlerin birinci farkları alındığında serinin durağan olduğu ve birinci dereceden entegre I(1) zaman serisi olduğu ifade edilir.

3.5.4.2. Pihillips-Peron Birim Kök Testi (PP)

PP birim kök testi için de değişkenlerin birim kök içerip içermediği sabitli, sabitli-trendli ve sabitsiz-trendsiz olarak incelenmiştir.

Tablo 3. 3: PP Düzey ve PP Birinci Fark Birim Kök Testleri İçin Sonuçlar

Sabitli Model										
PP Düzey						PP Birinci Fark				
	Test İst.	%1	%5	%10	Sonuç	Test İst.	%1	%5	%10	Sonuç
REEL	-0.180	-3.57	-2.92	-2.60	Birim köklüdür	-8.018	-3.57	-2.92	-2.60	Durağan
FAİZ	-2.692	-3.57	-2.92	-2.60	Birim köklüdür	-8.143	-3.57	-2.92	-2.60	Durağan
VER	4.243	-3.57	-2.92	-2.60	Birim köklüdür	-8.824	-3.57	-2.92	-2.60	Durağan

OİL	-2.072	-3.57	-2.92	-2.60	Birim köklüdür	-6.200	-3.57	-2.92	-2.60	Durağan
Sabitli ve Trendli Model										
PP Düzey						PP Birinci Fark				
	Test İst.	%1	%5	%10	Sonuç	Test İst.	%1	%5	%10	Sonuç
REEL	-3.101	-4.15	-3.50	-3.18	Birim köklüdür	-8.447	-4.16	-3.50	-3.18	Durağan
FAİZ	-3.159	-4.15	-3.50	-3.18	Birim köklüdür	-8.015	-4.16	-3.50	-3.18	Durağan
VER	0.845	-4.15	-3.50	-3.18	Birim köklüdür	-11.448	-4.16	-3.50	-3.18	Durağan
OİL	-2.760	-4.15	-3.50	-3.18	Birim köklüdür	-6.115	-4.16	-3.50	-3.18	Durağan
Sabitsiz ve Trendsiz Model										
PP Düzey						PP Birinci Fark				
	Test İst.	%1	%5	%10	Sonuç	Test İst.	%1	%5	%10	Sonuç
REEL	-1.183	-2.61	-1.95	-1.61	Birim köklüdür	-7.707	-2.61	-1.95	-1.61	Durağan
FAİZ	-1.608	-2.61	-1.95	-1.61	Birim köklüdür	-8.030	-2.61	-1.95	-1.61	Durağan
VER	6.086	-2.61	-1.95	-1.61	Birim köklüdür	-6.385	-2.61	-1.95	-1.61	Durağan
OİL	0.226	-2.61	-1.95	-1.61	Birim köklüdür	-6.266	-2.61	-1.95	-1.61	Durağan

Tablo 3. 3 test sonuçları incelendiğinde elde edilen sabitli, sabitli -trendli ve sabitsiz-trendsiz model çeşitlerinde düzeyde birim kök testinin test istatistik değeri tablo kritik değerinden büyük olması durumunda serilerin birim kök içerdiğine karar verilir. Birinci derece farkı alınıp birim kök testi tüm model biçimleri için tekrarlandığında sıfır hipotezi reddedilir ve seri durağandır sonucuna ulaşılır. Bu sonuçlara göre değişkenlerin birinci farkları alındığında serinin durağan ve birinci dereceden entegre I(1) zaman serisi olduğu ifade edilir.

3.5.4.3.Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin Birim Kök Testi (KPSS)

KPSS birim kök testi için de değişkenlerin birim kök içerip içermediği sabitli ve sabitli-trendli olarak incelenmiştir. Fakat KPSS testinde hipotezler farklılık göstermektedir ve hipotezler;

H_0 : Zaman serisi durağandır (Birim kök yoktur),

H_1 : Zaman serisi durağan değildir (Birim kök vardır)

şeklinde kurulmaktadır. . Birim kök testine ait test istatistiği tablo kritik değerlerinden büyük ise H_0 red edilir. Yani seri durağan değildir veya birim kök içermektedir denilir.

Sıfır hipotezindeki durağanlık trend durağanlığı göstermektedir. Çünkü seriler trendden arındırılmaktadırlar ve seride birim kök olmaması trend durağanlığını ifade etmektedir.

Tablo 3. 4: KPSS Düzey ve KPSS Birinci Fark Birim Kök Testleri İçin Sonuçlar

Sabitli Model										
KPSS Düzey						KPSS Birinci Fark				
	Test İst.	%1	%5	%10	Sonuç	Test İst.	%1	%5	%10	Sonuç
REEL	0.860	0.74	0.46	0.35	Birim köklüdür	0.134	0.74	0.46	0.35	Durağan
FAİZ	0.349	0.74	0.46	0.35	Durağan	0.173	0.74	0.46	0.35	Durağan
VER	0.943	0.74	0.46	0.35	Birim köklüdür	0.685	0.74	0.46	0.35	Birim köklüdür
OİL	0.400	0.74	0.46	0.35	Durağan	0.158	0.74	0.46	0.35	Durağan
Sabitli ve Trendli Model										
KPSS Düzey						KPSS Birinci Fark				
	Test. İst.	%1	%5	%10	Sonuç	Test İst.	%1	%5	%10	Sonuç
REEL	0.218	0.22	0.15	0.12	Birim köklüdür	0.036	0.22	0.15	0.12	Durağan
FAİZ	0.132	0.22	0.15	0.12	Durağan	0.146	0.22	0.15	0.12	Durağan
VER	0.240	0.22	0.15	0.12	Birim köklüdür	0.047	0.22	0.15	0.12	Durağan
OİL	0.096	0.22	0.15	0.12	Durağan	0.146	0.22	0.15	0.12	Durağan

Tablo 3. 4 test sonuçları incelendiğinde elde edilen sabitli, sabitli-trendli model biçimlerinde düzeyde birim kök testinin test istatistiği tablo kritik değerinden büyük olduğunda sıfır hipotezi reddedilir. Seri birim köklüdür, yani durağan dışıdır. Düzey değerinde test yapıldığında sabitli modelde FAİZ ve OİL durağan çıkmıştır. Bu sonuçlara göre değişkenlerin birinci farkları alındığında serinin durağan olduğu ve birinci dereceden entegre I(1) zaman serisi olduğu tespit edilir.

3.5.4.4.DF-GLS Birim Kök Testi

DF-GLS birim kök testi için de değişkenlerin birim kök içerip içermediği sabitli ve sabitli-trendli olarak incelenmiştir.

Tablo 3. 5: DF-GLS Düzey ve DF-GLS Birinci Fark Birim Kök Testleri İçin Sonuçlar

Sabitli Model										
DF-GLS Düzey						DF-GLS Birinci Fark				
	Test İst.	%1	%5	%10	Sonuç	Test İst.	%1	%5	%10	Sonuç
REEL	-0.156	-2.61	-1.95	-1.61	Birim köklüdür	-6.447	-2.61	-1.95	-1.61	Durağan
FAİZ	-1.406	-2.61	-1.95	-1.61	Birim köklüdür	-7.842	-2.61	-1.95	-1.61	Durağan
VER	0.748	-2.61	-1.95	-1.61	Birim köklüdür	-8.899	-2.61	-1.95	-1.61	Durağan
OİL	-1.382	-2.61	-1.95	-1.61	Birim köklüdür	-2.519	-2.61	-1.95	-1.61	Durağan
Sabitli ve Trendli Model										
DF-GLS Düzey						DF-GLS Birinci Fark				
	Test. İst.	%1	%5	%10	Sonuç	Test İst.	%1	%5	%10	Sonuç
REEL	-2.480	-3.77	-3.19	-2.89	Birim köklüdür	-7.882	-3.77	-3.19	-2.89	Durağan
FAİZ	-3.029	-3.77	-3.19	-2.89	Birim köklüdür	-6.455	-3.77	-3.19	-2.89	Durağan
VER	-0.118	-3.77	-3.19	-2.89	Birim köklüdür	-10.445	-3.77	-3.19	-2.89	Durağan
OİL	-1.770	-3.77	-3.19	-2.89	Birim köklüdür	-5.515	-3.77	-3.19	-2.89	Durağan

Tablo 3. 5 test sonuçları incelendiğinde elde edilen sabitli ve sabitli-trendli modellerde düzeyde birim kök testinin test istatistiği tablo kritik değerinden büyük olması durumunda serinin birim kök içerdiğine karar verilir. Birinci derece farkı alınıp birim kök testi tüm model biçimleri için tekrarlandığında sıfır hipotezi reddedilir ve seri durağandır sonucuna ulaşılır. Bu sonuçlara göre değişkenlerin birinci farkları alındığında serinin durağan olduğu ve birinci dereceden entegre I(1) zaman serisi olduğu tespit edilir.

3.5.5. Johansen Eşbütünleşme Analizi ve Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM)

Yapılan birim kök testleri ile değişkenlerin birinci farkta durağan olduğu yani birinci dereceden entegre seri olduğu tespit edildiğinden bağımlı ve bağımsız değişkenler arasında uzun dönemli ilişki olabilir. Bunu sınamak amacıyla Johansen Eşbütünleşme Analizi gerçekleştirilecektir. Bu analiz yönteminin hipotezleri;

$H_0 : r = 0$ Eşbütünleşme yoktur.

$H_1 : r \geq 1$ En az bir eşbütünleşme bulunmaktadır.

Eşbütünleşme analizinin ilk aşamasında uygun VAR modeli tespit edilir. Bu uygun modelin belirlenebilmesi için gecikme uzunluğu sayısı hesaplanır ve uygun gecikme uzunluğuna belli kriterlere göre karar verilir.

Tablo 3. 6: Gecikme Uzunluğu Tespiti

Lag	Logl	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	35.51794	NA	3.07e-06	-1.341189	-1.183730	-1.281936
1	187.1642	271.0273	9.60e-09	-7.113370	-6.326073*	-6.817105*
2	204.8747	28.63835*	9.07e-09	-7.186159	-5.769025	-6.652882
3	222.1578	25.00523	8.94e-09*	-7.240756*	-5.193784	-6.470467
4	229.6698	9.589785	1.39e-08	-6.879565	-4.202755	-5.872263

Tablo 3. 6’da LR (Likelihood Raito) her bir testin %5 düzeyinde Logaritmik Olasılık Oranı, FPE (Final Prediction Error) Son Tahmin Hatasını, AIC (Akaike) Akaike Bilgi Ölçütü, SC (Schwarz) Shwarz Bilgi Ölçütü, HQ (Hannan-Quinn) Hannan-Quinn Bilgi Ölçütünü gösterir. 200’den düşük gözlem sayısı kullanıldığından model seçiminde ölçüt olarak AIC (Akaike Bilgi Ölçütü) kullanılacaktır. Çünkü SIC (Shwarz Bilgi Ölçütü) cimri davranır ve uygun model seçim sonucuna AIC ile ulaşılır. Buna göre tablo 3. 6. incelendiğinde en düşük değeri 3. gecikme verir. Bu doğrultuda Var(3) modeli tahmin edilir.

Eşbütünleşme analizinde kullanılacak uygun modelin belirlenmesi gerekir. Bunun için model 2(sabitli, trendsiz), model 3(sabitli, trendsiz), model 4(sabitli, trendli) dikkate alınarak Pantula ilkesine göre belirlenecektir. İz istatistikleri ve kritik değerler karşılaştırılarak model seçimi yapılacaktır.

Ekonomik değişken içeren analizlerde Model 1 ve Model 5 kullanılmaz. Diğer üç model arasında seçim yapılır. Johansen (1992)’de deterministik bileşenler ve indirgenmiş aşama sayısı için bileşik hipotez testinin gerekli olduğunu öne sürer. Buna Pantula ilkesi denir. Pantula ilkesi üç modelin tahmininle ilgilenir ve en fazla kısıt içeren hipotezden başlanarak sonuçlar ortaya konur. Model seçimi her aşamada iz istatistikleri ve kritik değerler karşılaştırılarak oluşturulur. (Sevüktekin, Çınar, 2014: 5 86). Tahmin yapılırken Bölüm ikide denklem 2. 2 de ifade edildiği gibi endojen değişkenlerin farkları cinsinden ifade edilmesi gereklidir ve bu sebeple model VAR(3) olduğundan,

tahmin sürecinde endojen olan değişkenlerin farkları alınmasından dolayı model VECM(2)'ye dönüşecektir. VECM (2) modeli dikkate alınarak Model 2, 3, 4 için Pantula ilkesi çerçevesinde model test sonuçları aşağıda Tablo 3.7'de verilmiştir :

Tablo 3. 7: Pantula İlkesi Test Sonuçları (Uygun Modelin Seçilmesi)

r	r- m		Model 2	%5		Model 3	%5		Model 4	%5	
0											→
	4		81.36149	54.07904	→	57.18574	47.85613	→	70.00559	63.87610	→
1	3	→	35.48195	35.19275	→	35.19070	29.79707	→	41.28774	42.91525	
2	2		16.36878	20.26184		16.08332	15.49471		21.65898	25.87211	
3	1		4.542343	9.164546		4.336949	3.841466		8.174723	12.51798	

Tablo 3. 7 ye bakıldığında r eşbütünleşme sayısını, m ise değişken sayısını gösterir. Model 2, 3, 4 ok yönünde kaydırılarak %5 anlamlılık düzeyine göre incelendiğinde model 4'ün üçüncü satırındaki 41.28774 değeri %5 anlamlılık düzeyinden küçük olduğundan dolayı istatistiksel olarak anlamlı değildir. Bu sebeple süreç durdurulur ve sıfır hipotezinin ilk red edilemediği yer burası olduğundan uygun olan model 4 olduğu, buna karşılık Π matrisinin aşamasının bire eşit olduğunu ifade etmektedir.

Π matrisinin eştümleştirici vektör sayısını belirlemek için Johansen (1988, 1995)'de maksimum özdeğer (λ_{max}) ve iz (λ_{iz}) istatistikleri kullanılır. Yukarıda belirlenen model 4'e dayanarak hesaplanan iz istatistikleri tablo 3. 8'de verilmektedir.

Tablo 3. 8: Johansen (1988, 1995) Eşbütünleşme Analizi Bulguları

İz İstatistiği Değerleri				
H_0	Özdeğer	İz İstatistiği(λ_{iz})	0.05 Kritik Değer	Olasılık
$r = 0$	0.450248	70.00559	63.87610	0.0140
$r \leq 1$	0.335641	41.28774	42.91525	0.0721
$r \leq 2$	0.244913	21.65898	25.87211	0.1531
$r \leq 3$	0.156594	8.174723	12.51798	0.2377

Temel hipotezler;

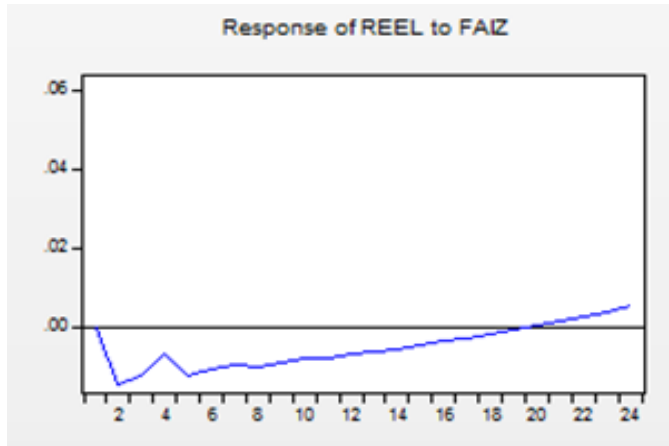
$H_0 : r = 0$, Seriler arasında eşbütünleşme yoktur.

$H_1 : r > 0$, Seriler arasında en az bir eşbütünleşme vardır.

Tablo 3. 8 incelendiğinde birinci hipotez; “Hiç eşbütünleşik vektör yoktur”, ikinci hipotez; “En çok 1 eşbütünleşik vektör bulunmaktadır”, üçüncü hipotez; “En çok 2 eşbütünleşik vektör bulunmaktadır” şeklinde ifade edilir. Tabloda birinci hipotez için İz İstatistiği Kritik Değerlerden yüksektir ve %5 anlamlılıkta reddedilmiştir. Bu sonuca göre iz istatistiğine göre 1 eşbütünleşik vektör olduğu ifade edilir. Yani reel efektif döviz kuru, reel faiz farkı, verimlilik farkı ve petrol fiyatı değişkenleri arasında uzun dönemli 1 vektörel ilişkinin varlığı eşbütünleşme analizi ile tespit edilmiştir. Bu durumda seriler arasında uzun dönemli ilişki bulunduğu ve birlikte hareket ettiği sonucuna varılır.

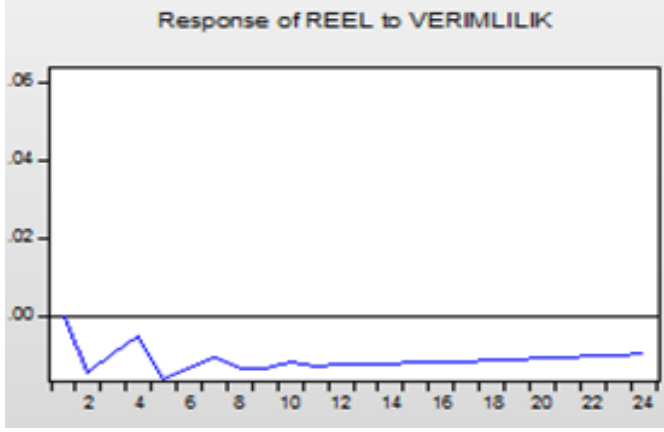
3.5.6.Etki – Tepki (Impulse- Response) Fonksiyonlarının Grafik İncelemesi

Reel efektif döviz kuruna verilecek 1 standart sapmalı pozitif şok karşısında diğer değişkenlerin tepkisi 24 dönem için şekil 3.13, 3.14, ve 3.15’te incelenecektir.



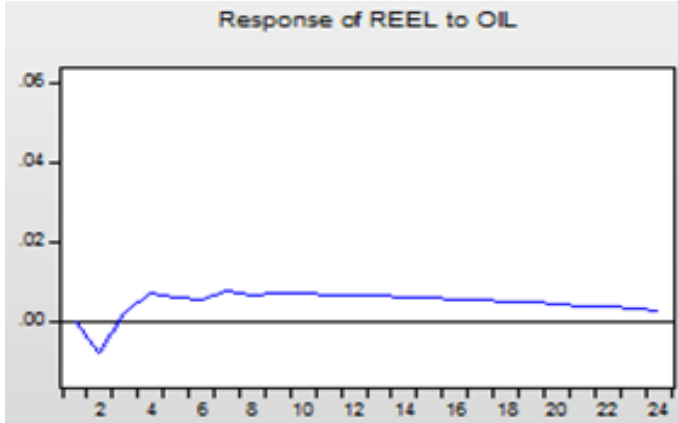
Şekil 3. 13: Reel Faiz Farkları’na Uygulanan Pozitif Bir Şoka Reel Efektif Döviz Kuru’nun Tepkisi

VECM modelinden elde edilen Şekil 3.13 no’lu etki-tepki fonksiyon grafiği incelendiğinde Reel Faiz Farkları’na uygulanan 1 standart sapmalı pozitif şoka Reel Efektif Döviz Kuru’nun tepkisi negatif olmuştur, düşürücü etki yaratmıştır. Reel Efektif Döviz Kuru yaklaşımlarından olan Balassa Samuelson Etkisi ve Kapsanmamış Faiz Oranı Etkisine Göre; Reel Faiz Oranı Farkları alındığında yerel paranın değer kazanması ve denklem 3.3’teki $\beta_1 < 0$ beklentisi de karşılanmış olmaktadır. Yani yurtiçi reel faiz oranı, dünya faiz oranından daha yüksek olacaktır.



Şekil 3. 14: Verimlilik Farkları'na Uygulanan Pozitif Bir Şoka Reel Efektif Döviz Kuru'nun Tepkisi

VECM modelinden elde edilen Şekil 3.14 no'lu etki-tepki fonksiyon grafiği incelendiğinde Verimlilik Farkları'na uygulanan 1 standart sapmalı pozitif şoka Reel Efektif Döviz Kuru'nun tepkisi negatif olmuştur, düşürücü etki yatarmıştır. Reel Efektif Döviz Kuru yaklaşımlarından olan Balassa Samuelson Etkisine Göre; Verimlilik Farkları alındığında yerel paranın değer kazanması ve denklem 3.3'teki $\beta_2 < 0$ beklentisi de karşılanmış olmaktadır. Yani yurtiçi verimlilik, dış dünya verimliliğinden daha yüksek olacaktır.



Şekil 3. 15: Brent Petrol'e Uygulanan Pozitif Bir Şoka Reel Efektif Döviz Kuru'nun Tepkisi

VECM modelinden elde edilen Şekil 3.14 no'lu etki-tepki fonksiyon grafiği incelendiğinde Brent Petrol'e uygulanan 1 standart sapmalı pozitif şoka Reel Efektif

Döviz Kuru'nun 4. dönemde pozitif etki etmiş ve bu dönemden sonra yatay hareket izleyip şoka tepkisiz kaldığı görülmektedir.

3.5.7. Granger Nedensellik Analizi

Birinci dereceden durağan (I(1) Birinci dereceden entegre) olan ve aralarında uzun dönem ilişki (eş bütünleşme) bulunan Reel Efektif Döviz Kuru, Reel Faiz Oranı Farkı, Verimlilik Farkı ve Brent Petrol serilerine Granger Nedensellik Analizi yapılacaktır. Uygulamada analize ilişkin sonuçlar aşağıda tablo 3. 9 da verilmektedir.

Tablo 3. 9: Granger Nedensellik Analizi

Bağımlı Değişken Reel Efektif Döviz Kuru			
<i>Sıfır Hipotezi</i>	Ki-kare değeri	P olasılık değeri	%5 Önem düzeyinde karar
Reel Faiz Oranı Farkları, Reel Efektif Döviz Kurunun Granger nedeni değildir.	2.689226	0.2606	Red
Verimlilik Farkları, Reel Efektif Döviz Kurunun Granger nedeni değildir.	5.076800	0.0790	Red
Brent Petrol, Reel Efektif Döviz Kurunun Granger nedeni değildir.	0.779666	0.6772	Red

Tablo 3. 9 Granger nedensellik analizi sonuçları incelendiğinde %5 önem düzeyine göre sıfır hipotezinin red edildiği görülür. Yani Reel Faiz Oranı Farkları, Verimlilik Farkları ve Brent Petrol'ün bağımlı değişken olan Reel Efektif Döviz Kuru'un Granger nedeni olduğu tespit edilmiştir.

3.6. Sonuç ve Değerlendirme

Çalışmada 2009Q01-2021Q03 dönemini kapsayan, reel efektif döviz kuru, reel faiz oranı farkları, verimlilik farkları ve petrol fiyatı (Brent Petrol) değişkenlerinin çeyrek yıllık verileri kullanılarak analizler yapılmıştır.

Öncelikle serilerin zaman yolu grafikleri, korelogramı, betimsel istatistikleri incelenmiştir. Serilerin birim kök içerip içermediğini tespit etmek için; DF, ADF, PP,

KPSS VE ADF-GLS birim kök testleri ile analiz yapılmış ve serilerin birinci dereceden entegre (I(0)) olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Reel Efektif Döviz Kuru, Reel Faiz Farkı, Verimlilik Farkı ve Petrol Fiyatı (Brent Petrol) değişkenleri arasındaki uzun dönemli ilişki olup olmadığını yani eşbütünleşme ilişkisinin olduğunu anlamak için Johansen eşbütünleşme testi gerçekleştirilmiştir. Eşbütünleşme analizinin ilk aşamasında uygun VAR modeli tespit edilir. Bu uygun modelin belirlenebilmesi için gecikme uzunluğu sayısı hesaplanır ve uygun gecikme uzunluğuna belli kriterlere göre karar verilir. 200'den düşük gözlem sayısı kullanıldığından model seçiminde ölçüt olarak AIC (Akaike Bilgi Ölçütü) kullanılmıştır. AIC kriterine göre en düşük değeri veren gecikme uzunluğu 3 olarak belirlenmiştir. Bu doğrultuda Var(3) modeli tahmin edilmiştir. Endojen olan değişkenlerin farkları alınmasından olayı model VECM(2)'ye dönüşecektir. VECM (2) modeli dikkate alınarak Model 2(sabitli, trendsiz), model 3(sabitli, trendsiz), model 4(sabitli, trendli) için Pantula ilkesi çerçevesinde hangi modelin uygun olduğuna karar verilmiştir. 4'ün üçüncü satırındaki 41.28774 değeri %5 anlamlılık düzeyinden küçük olduğundan dolayı istatistiksel olarak anlamlı değildir. Bu sebeple süreç durdurulur ve sıfır hipotezinin ilk red edilemediği yer burası olduğundan uygun olan model 4 olduğuna karar verilmiştir. Johansen Eşbütünleşme Analizi gerçekleştirilerek iz istatistiğine göre 1 vektörel ilişki tespit edilmiştir. Bu durumda seriler arasında uzun dönemli ilişki bulunduğu ve birlikte hareket ettiği sonucuna varılmıştır.

Çalışmada literatürde Chen ve Chen (2007)'deki çalışmasında olduğu gibi Reel efektif döviz kuru yaklaşımlarından Kapsanmamış Döviz Kuru Paritesi ve Balassa Samuelson Etkisi benimsenmiştir. Bu yaklaşımlar dikkate alınarak Etki – Tepki (Impulse-Response) fonksiyonlarının grafik incelemesi yapılmıştır. Bağımsız değişkenlere verilecek 1 standart sapmalı pozitif şok karşısında bağımlı değişkenin tepkisi 24 dönem için incelenmiştir. VECM modelinden elde edilen etki-tepki fonksiyon grafikleri incelendiğinde Reel Faiz Oranı Farklarına uygulanan 1 standart sapmalı pozitif şoka Reel Efektif Döviz Kurunun tepkisi negatif olmuştur, düşürücü etki yaratmıştır. Reel

Efektif Döviz Kuru yaklaşımlarından olan Balassa Samuelson Etkisine Göre; Reel Faiz Oranı Farkları alındığında yerel paranın değer kazanması ve denklem 3.3'teki $\beta_1 < 0$ beklentisi de karşılanmıştır. Yani yurtiçi reel faiz oranı, dünya faiz oranından daha yüksek olacaktır. Verimlilik Farklarına uygulanan 1 standart sapmalık pozitif şoka Reel Efektif Döviz Kurunun tepkisi negatif olmuştur, düşürücü etki yaratmıştır. Reel Efektif Döviz Kuru yaklaşımlarından olan Balassa Samuelson Etkisine Göre; Verimlilik Farkları alındığında yerel paranın değer kazanması ve denklem 3.3'teki $\beta_2 < 0$ beklentisi de karşılanmıştır. Yani yurtiçi verimlilik, dış dünya verimliliğinden daha yüksek olacaktır. Brent Petrole uygulanan 1 standart sapmalık pozitif şoka Reel Efektif Döviz Kurunun tepkisi 4. dönemde pozitif olduğu ve bu dönemden sonra yatay hareket izleyip şoka tepkisiz kaldığı görülmüştür. Etki tepki fonksiyonlarının grafik sonuçları incelendiğinde, literatürde Chen ve Chen (2007) 'de yaptığı çalışmasıyla benzer şekilde döviz kuru belirleme yaklaşımlarına uygun hareket ettiği görülmüştür.

Son Granger nedensellik analizi sonuçları incelendiğinde %5 önem düzeyine göre sıfır hipotezinin red edildiği görülür. Yani Reel Faiz Oranı Farkları, Verimlilik Farkları ve Brent Petrol'ün bağımlı değişken olan Reel Efektif Döviz Kuru'un Granger nedeni olduğu tespit edilmiştir.

KAYNAKÇA

- ADZAN Syaima, “MASİH Mansur, Exchange Rate and Trade Balance Linkage: Evidence From Malaysia Based On ARDL and NARDL”, Malaysia: MPRA Paper, 2018, No.91509.
- AĞCAER Arzu, *Dalgalı Kur Rejimi Altında Merkez Bankası Müdahalelerinin Etkinliği: Türkiye Üzerine Bir Çalışma*, (Uzmanlık Yeterlilik Tezi), Ankara: TCMB Piyasalar Genel Müdürlüğü, 2003.
- AKÇAY Aslı Ö., ERATAŞ Filiz, “Satın Alma Gücü Paritesinin Geçerliliği G7 Örneği”, İstanbul Gelişim Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, C.2, S.1, 2015, ss.81-100.
- AKÇAY Sinem, *Türkiye’de Borsa ve Ekonomik Büyüme: Nedensellik Analizi*, (Yüksek Lisans Tezi, Trabzon: Karadeniz Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2013
- AKINCI Muzaffer, *Zaman Serilerinde Durağanlık Analizi ve İhracatın GSMH İçindeki Payı Üzerine Bir Uygulama*, (Yüksek Lisans Tezi) , Kars: Kafkas Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2008.
- AKGÜL Işıl, *Zaman Serileri Analizi ve ARIMA Modelleri*, 1.b., İstanbul:Der Yayınevi, 2003.
- AKPINAR Mustafa, *Evsel Doğalgaz Kullanımında Konjonktür Etkisinden Arındırılmış Tüketimin Arima ve Çoklu Regresyon Yöntemleri ile Tahmini*,(Yüksek Lisans Tezi), Sakarya: Sakarya Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, 2014.
- AKTÜRK E., *İkisadi Zaman Serileri Arasındaki Nedensel İlişkinin Araştırılmasında Granger Nedensellik Testi ve Bir Uygulama*,(Yüksek Lisans Tezi), Eskişehir: Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2003.
- ALAM Md. Shabbir, UDDIN Mohammed Ahmar, JAMIL Syed Ahsan, “Dynamics Of Crude Oil And Real Exchange Rate In India”, Journal of Asian Finance, Economics And Business, Vol.7, No.12, 2020, pp.123-129.
- AMANO Robert, NORDEN Simon Van, “Oil Prices And The Rise And Fall Of The US Real Exchange Rate”, Journal Of International Money And Finance, Vol.7, No.2, 1998, pp.299-316.
- ASTERİOU D., HALL S., *Applied Econometrics*, 3.b. London: Palgrave, 2011.
- BAGHESTANI Hamid, TOLEDO Hugo, “Oil Prices And Real Exchange Rates In The NAFTA Region”, North American Journal Of Economics And Finance, Vol.48, 2019, pp. 253-264.

- BALAYLAR Nilgün A., “*Türkiye’de Para İkaməsi Olgusu ve Para Talebi Fonksiyonunun İstikrarı*”, Eskişehir: İ.İ.B.F Dergisi, İktisat Bölümü, Dokuz Eylül Üniversitesi, No: 04-03, 2004, ss.16.
- BALASSA Bela, “*The Purchasing-Power Parity Doctrine: A Reappraisal*”, The Journal of Political Economy, 1964, pp.584-596.
- BARBOSA Lucio Otavio Seixas, JAYME Frederico G., MISSIO Fabricio Jose, “*Determinants Of The Real Exchange Rate İn The Long-Run For Developing And Emerging Countries: A Theoretical And Empirical Approach*” International Review of Applied Economics, Vol.32, No.1, 2018, pp.62-83.
- BİLGİN Cevat, “*Uluslar arası Ticarete Satın Alma Gücü Paritesinin Geçerliliği Sorunu: Türkiye İçin Zaman Serileri Analizi*” Academic Review of Humanities and Social Sciennes, Arhuss, No:1, 2018, ss.17-30.
- BOX G.E.P., JENKINS G.M., *Time Series Analysis Forecasting And Control*, California:Holden-Day, 1976.
- BOX G.E.P., JENKINS G.M., REİNSEL G.C., *Time Series Analysis Forecasting And Control*, 3.b., New Jersey: Prentice Hall, 1994.
- CATAO Luis A.V., “*Why Real Exchange Rates?*” *Finance and Development*, Vol.44, No.3, 2007, pp.46-47.
- CHATFIELD C, *The Analys of Time Series: An Intoduction*, , New York: Chapman and Hall, 1980.
- CHEN Shiu Sheng, CHEN Hung Chyn, “*Oil Prices And Real Exchange Rates*”, *Energy Economics*, Vol.29, 2007, pp.390-404.
- COMMANDEUR J. J. F. , KOOPMAN S. J. , *An Introduction to State Space Time Series Analysis(Practical Econometrics)*, 1.b, Oxford Universty Press, 2007.
- ÇİL Nilgün, *Finansal Ekonometri*, İstanbul: Der Yayın, 2018.
- DİLİŞEN Başar, *Yapısal Kırılma Durumunda Geliştirilen Birim Kök Testleri ve Uygulaması*, (Yüksek Lisans Tezi), İstanbul: Marmara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2007.
- DOĞAN Seyhun, USTAOĞLU Murat, DEMEZ Selim, “*Relationship Between Real Exchange Rate: The Case Of Turkey*”, *Procedia Social And Behavioral Sciences*, Vol.58, 2012, pp. 1293-1300.
- DURU Özlem, *Zaman Serileri Analizinde Arima Modelleri ve Bir Uygulama*, (Yüksek Lisans Tezi), İstanbul: İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2007.
- DURSun Gülten, “*Türkiye’de Reel Döviz Kuru Belirsizliği ve Yurtiçi Yatırımlar*”, Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi, C.10, S.1, 2015, ss. 99-118.
- ELLIOTT G., ROTHENBERG J., STOCK H. J., “*Efficient Test for an Autoregressive Unit Root*” *Econometrica*, Vol.64, 1996, pp. 813-836.

- ENDERS Walter, *Applied Econometric Time Series*, 2.b. ,USA: Wiley, 2003.
- ENDERS Walter, *Applied Econometrics Time Series*, Newyork: John Wiley and Sons, 2004.
- ERDOĞAN Eda, *Zaman Serilerinde ARIMA Modelleri*,(Yüksek Lisans Tezi), Muğla: Muğla Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, 2006.
- ERGİNBAŞ Uğurlu, “*Durağanlık ve Birim Kök Sınamaları Ders Notları*”, İstanbul: Aydın Üniversitesi Ekonomi ve Finans Bölümü, 2009, ss.1-17.
- ERTEK Tümay, *Ekonometriye Giriş*, İstanbul: Beta Yayınları, 1996.
- ERYİĞİT K. Yasin, *Döviz Kuru Davranışı, Alternatif Modeller: Türkiye Örneği*, (Doktora Tezi), Bursa: Uludağ Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2008.
- FRANSES P. Hans, *Time Series Models For Business and Economics Forecasting*, Cambridge Universty Press, 1998.
- FROOT Kenneth, ROGOFF Kenneth, “*Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates*”, National Bureau of Economic Research, 1994, Working Paper: 4952.
- GANTMAN Ernesto R., DABOS Marcelo P, “*International Trade and Factor Productivity As Determinants Of The Real Effective Exchange Rate*”, Applied Economics Letters, Vol.25, No.5, 2018, pp.331-334.
- GÖKTAŞ Özlem, *Teorik ve Uygulamalı Zaman Serileri Analizi*, İstanbul: Beşir Kitabevi, 2005.
- GRANGER C. W., “*Investigating Casual Relations by Econometric Models and Coss-spectral Methods,Econometrica*”, Vol.37, No.3, 1969, pp.424-438.
- GRİFFITHS William E., HİLL R. Carter, JUDGE George G., *Learning and Practicing Econometrics*, Newyork: John Wiley&Sons, 1993
- GUJARATI N.Damodar, *Temel Ekonometri*, 6.b,İstanbul: Literatür Yayıncılık, 2009.
- GUJARATI N. Damodar, *Basic Econometrics*, 4.b. , Newyork: The Macgraw-Hill Comp. , 2004.
- GUJARATI N. Damodar, *Temel Ekonometri*, 1.b., İstanbul: Literatür Yayıncılık, 2012.
- GÜL Ekrem, EKİNCİ Aykut, *Türkiye’de Enflasyon ve Döviz Kuru Arasındaki Nedensellik İlişkisi*, Eskişehir: Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, C.6, S.1, 2006, ss.96.
- GÜNEY Ahmet, *Döviz Kuru Teorileri ve Türkiye’de Döviz Kurunun Belileyicileri*, (Doktora Tezi), İstanbul: İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2015.

- HARRIS R. I. D., *Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling*, Londra: Printice Hal, 1995.
- HEPAKTAN Erdem, “*Türkiye’nin Marshall-Lerner Koşuluna İlişkin Parçalı Eşbütünleşme Analizi*”, Manisa: Celal Bayar Üniversitesi, Yönetim ve Ekonomi, C.16, S.1, 2009, ss.39-55
- HERNANDEZ F.A.M., “*An Alternative Theory of Real Exchange Rate Determination: Theory And Empirical Evidence For The Mexican Economy 1970-2011*”, Analisis Economica, Vol.XXX, No.74, 2015, pp.7-32.
- HORASAN E.Burç *Box Jenkins Modeli ile Bağımsız Denetim Uygulaması*, (Yüksek Lisans Tezi), İstanbul: Marmara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2011.
- IŞIK Nihat, *Katılım Bankacılığının Gelişimi ve Türkiye’deki Katılım Bankaları Üzerine Bir Nedensellik Analizi*, (Yüksek Lisans Tezi), Kırıkkale: Kırıkkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2018.
- IŞIK N., ACAR M., IŞIK B., *Enflasyon ve Döviz Kuru İlişkisi: Bir Eşbütünleşme Analizi*, Isparta:Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 2004, ss.325-340.
- JOHNSTON, J., DINARDO J., *Econometrics Methods*, Newyork: Mc Graw-Hill International Edit, 1997.
- JOHANSEN S., JUSELIUS K., *Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration- With Applications to the Demand for Money*, Oxford Bulletin of Economics and Statics, Vol.52, No.2, 1990, pp. 169-209.
- KALU Ebere Ume, UGWU Ogochukwu E, IFEANYI Ozioma Patricia, “*Exchange Rate And Foreign Reserves Interface Empirical Evidence From Nigeria*”, The Economics and Finance Letters, Vol.6, No.1, 2019, pp.1-8.
- KAPLAN Fatih, YAPRAKLI Sevdâ, “*Ekonomik Kırılganlık Endeksi Göstergelerinin Döviz Kurları Üzerindeki Etkileri: Kırılgan 12 Ülke Üzerine Panel Veri Analizi*”, Uluslararası Alanya İşletme Fakültesi Dergisi, C.6, S.3, 2014, ss.111-121.
- KAYA Ebru, *Zaman Serileri Analizinde Box-Jenkins Yöntemi ile Savunma Sanayi Verileri Üzerine Bir Uygulama*, (Yüksek Lisans Tezi), Karaman: Karamanoğlu Mehmet Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2019.
- MADDALA G.S., *Insroduction To Econometrics*, Macmillan Pushisling Company, New York: 1992.
- MONTGOMERY D.C. , JOHNSON L.A. , *Forecasting and Time Series Analysis*, New York: McGraw-Hill Book Company, 1976.

- ÖZER Mustafa, *Türkiye’de Reel Döviz Kurunun Zaman Serisi Analizi*, (Doktora Tezi), 1992.
- ÖZMEN A., *Zaman Serileri Analizinde Box-Jenkins Yöntemi ve Banka Mevduat Tahmininde Uygulama Denemesi*, (Doktora Tezi), Eskişehir, Anadolu Üniversitesi Fen edebiyat Fakültesi, 1986.
- ÖZTÜRK Nazım, BAYRAKTAR Yüksel, “*Döviz Kurunu Açıklamaya Yönelik Yeni Yaklaşımlar*” *Sivas: Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi İdari Bilimler Dergisi*, C.11, S.1, 2010, ss. 93-114.
- PATTERSON Kerry, *An Introduction to Applied Econometrics: A Time Series Approach*, 2000.b. , Newyork: Great Britain, 2000.
- PINDYCK Robert S., RUBİNFELD Daniel L., *Econometric Models and Economic Forecasts*, Singapore: Irvin/McGraw-Hill International Edit., 1998.
- RAUTAVA Jouko, “*The Role Of Oil Prices And The Real Exchange Rate İn Russia’s Economy-a Cointegration Approach*”, *Journal of Comparative Economics*, Vol.32, No.2, 2004, pp.315-327.
- RAY Sarbapriya, “*Testing The Validity of Uncovered Interest Rate Parity in India*” *Advances in Applied Economics and Finance*, Vol.1, No.4, 2012, pp. 236-246.
- SANDER Harald, KLEİMEİER Stefanie, “*Contagion and causality: an empirical investigation of four Asian crisis epidos*”, *Journal of International Financial Makets, Institutions&Money*, 2002, ss.171-186.
- SCHWER G., “*Test for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation*”, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 7, No.2,1989, pp. 147-159.
- SERPER Özer, *Uygulamalı İstatistik 2*, İstanbul: Filiz Kitabevi, 1996.
- SEVÜKTEKİN Mustafa, ÇINAR Mehmet, *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi: EViews Uygulamalı*, 4.b. , Bursa: Dora Yayıncılık, 2014.
- SEVÜKTEKİN Mustafa, NARGELEÇEKENLER Mehmet, *Zaman Serileri Analizi*, 5.b. , Ankara: Nobel Yayın Dağıtım, 2005.
- SEVÜKTEKİN Mustafa, NARGELEÇEKENLER Mehmet, *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi Eviews Uygulamalı* ,3.b., Ankara: Nobel Yayın Dağıtım, 2007.
- SEVÜKTEKİN Mustafa, *Önraporlama*, 1.b., Bursa:Dora Yayıncılık, 2017.
- ŞAHBAZ Ümit, *Zaman Serilerinde Nedensellik Analizi (Türkiye’de Ekonomik Büyüme ve Turizm Gelirleri Arasındaki İlişkinin Nedensellik Analizi)*, (Yüksek Lisans Tezi), Eskişehir: Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2007.
- TARI Recep, *Ekonometri*, 3.b. , İstanbul: Avcı Ofset, 2005.
- TARI Recep, *Ekonometri*, 10.b, Kocaeli: Umutttepe Yayınevi, 2015.

- TORUN Nazlı, *Birim Köklerin Performanslarının Karşılaştırılması*, (Yüksek Lisans Tezi), İstanbul: İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2015.
- TSAY Ruey S., *Analysis of Financial Time Series*, USA: John Wilwy & Sons, 2004.
- TSAY R.S. *Analysis Of Financtal Time Series*, 2.b. New Jersey: John Wiley&Sons, 2005.
- TSEN Wong Hock, “*The Real Exchange Rate Determination: An Empirical Investigation*”, *International Review Of Economics And Finance* , Vol.20, No.4, 2011, pp. 800-811.
- TUNCA Zafer, *Makro İktisat*, 4.b, İstanbul: Filiz Kitabevi, 2005.
- TÜZEN F.Muhammed, *Türkiye Turizm Gelirinin Öngörüsünde Zaman Serilerinin Bileşenlerine Ayrıştırılarak Yapay Sinir Ağları ve Box-Jenkins Yöntemleri ile Karşılaştırmalı Analizi*,(Yüksek Lisans Tezi), Kars: Kafkas Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2012.
- UĞURLU Erginbay, *Reel Döviz Kuru ve Ekonomik Büyüme: Türkiye*, (Yüksek Lisans Tezi), İstanbul: İstanbul Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2006.
- VURAL Burçak, TUNAER Müge, “*Determinants of Turkish Real Effective Exchange Rates*”, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 2018, pp.1-8.

Diğer Kaynaklar:

- EĞİLMEZ Mahfi, “*Reel Efektif Döviz Kuru Endeksi Nedir?*” *Kendime Yazılar*, 2012, <https://www.mahfiegilmez.com> , (18.04.2022).
- ROWLAND Peter, “*Uncovered Interest Parity and The USD/COP Exchange Rate*”, Banco de la Republica, 2002, <http://www.banrep.gov.co/docum/ftp/borra227.pdf> (20.04.2022).