



**T. C.**

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

**DÖVİZ KURU VOLATİLİTESİNİN İHRACAT ÜZERİNE**  
**ETKİSİ**

**(YÜKSEK LİSANS TEZİ)**

**Rümeysa ÇELİK**

**BURSA – 2017**





**T. C.**

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

**DÖVİZ KURU VOLATİLİTESİNİN İHRACAT ÜZERİNE**  
**ETKİSİ**

**(YÜKSEK LİSANS TEZİ)**

**Rümeysa ÇELİK**

**Danışman:**

**Prof. Dr. Mustafa SEVÜKTEKİN**

**BURSA – 2017**

**T. C.**  
**ULUDAĞ ÜNİVERSİTESİ**  
**SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ MÜDÜRLÜĞÜNE**

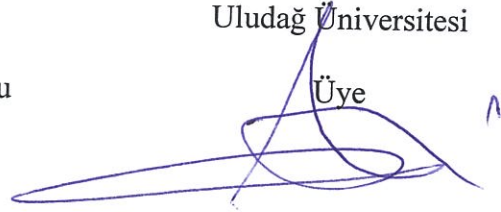
Ekonometri Anabilim Dalı, Ekonometri Bilim Dalı'nda 701417001 numaralı Rümeysa Çelik'in hazırladığı "Döviz Kuru Volatilitésinin İhracat Üzerine Etkisi" konulu Yüksek Lisans ile ilgili tez savunma sınavı, 13/07/2017 günü 13:00 – 14:00 saatleri arasında yapılmış, sorulan sorulara alınan cevaplar sonunda adayın tezinin başarılı olduğuna oy çokluğu ile karar verilmiştir.



Prof. Dr. Mustafa SEVÜKTEKİN  
Uludağ Üniversitesi

Üye (Tez Danışmanı ve Sınav Komisyonu  
Başkanı)

Prof. Dr. Emin ERTÜRK  
Uludağ Üniversitesi



Üye



Prof. Dr. Mahmut ZORTUK  
Dumlupınar Üniversitesi

Üye

13/07/ 2017

## Yemin Metni

Yüksek Lisans tezi olarak sunduğum “Döviz Kuru Volatilitésinin İhracat Üzerine Etkisi” başlıklı çalışmanın bilimsel araştırma, yazma ve etik kurallarına uygun olarak tarafımdan yazıldığına ve tezde yapılan bütün alıntıların kaynaklarının usulüne uygun olarak gösterildiğine, tezimde intihal ürünü cümle veya paragraflar bulunmadığına şerefim üzerine yemin ederim.



(23.06.2017)

Tarih ve İmza

**Adı Soyadı:** Rümeysa ÇELİK

**Öğrenci No:** 701417001

**Anabilim Dalı:** Ekonometri

**Programı:**

**Statüsü:**  Y.Lisans  Doktora



**SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ**  
**YÜKSEK LİSANS İNTİHAL YAZILIM RAPORU**

**ULUDAĞ ÜNİVERSİTESİ**  
**SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ**  
**EKONOMETRİ ANABİLİM DALI BAŞKANLIĞI'NA**

Tarih: 23/06/2017

TEZ BAŞLIĞI: DÖVİZ KURU VOLATİLİTESİNİN İHRACAT ÜZERİNE ETKİSİ

Yukarıda başlığı gösterilen tez çalışmamın a) Kapak sayfası, b) Giriş, c) Ana bölümler ve d) Sonuç kısımlarından oluşan toplam **142** sayfalık kısmına ilişkin, 22/06/2017 tarihinde şahsım tarafından Turnitin adlı intihal tespit programından aşağıda belirtilen filtrelemeler uygulanarak alınmış olan özgünlük raporuna göre, tezimin benzerlik oranı % 19 'dur.

Uygulanan filtrelemeler:

- 1- Kaynakça hariç
- 2- Alıntılar hariç/dahil
- 3- 5 kelimedenden daha az örtüşme içeren metin kısımları hariç

Uludağ Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Tez Çalışması Özgünlük Raporu Alınması ve Kullanılması Uygulama Esasları'nı inceledim ve bu Uygulama Esasları'nda belirtilen azami benzerlik oranlarına göre tez çalışmamın herhangi bir intihal içermediğini; aksinin tespit edileceği muhtemel durumda doğabilecek her türlü hukuki sorumluluğu kabul ettiğimi ve yukarıda vermiş olduğum bilgilerin doğru olduğunu beyan ederim.

Gereğini saygılarımla arz ederim.

Tarih ve İmza

Adı Soyadı: Rümeysa ÇELİK  
Öğrenci No: 701417001  
Anabilim Dalı: Ekonometri  
Programı:  
Statüsü:  Y.Lisans  Doktora

Danışman

Prof. Dr. Mustafa SEVÜKTEKİN

## ÖZET

Yazar Adı ve Soyadı : Rümeysa ÇELİK  
Üniversite : Uludağ Üniversitesi  
Enstitü : Sosyal Bilimler Enstitüsü  
Anabilim Dalı : Ekonometri  
Bilim Dalı : Ekonometri  
Tezin Niteliği : Yüksek Lisans Tezi  
Sayfa Sayısı : XIV + 139  
Mezuniyet Tarihi : .... / .... / 2017  
Tez Danışmanı : Prof. Dr. Mustafa SEVÜKTEKİN

### DÖVİZ KURU VOLATİLİTESİNİN İHRACAT ÜZERİNE ETKİSİ

Bu çalışmada birinci, ikinci ve üçüncü bölümlerde sırasıyla döviz kuru, volatilité ve koşullu değişen varyans modellerine ilişkin kavramsal çerçeve verilmiştir. Çalışmanın uygulama kısmı ise birinci bölüm olarak volatilitenin ölçülmesi ve ikinci bölüm olarak döviz kuru volatilitesi ile ihracat arasındaki uzun ve kısa dönem ilişkileri inceleyen ARDL-sınır testi yaklaşımının kullanılması olmak üzere iki bölümden oluşmaktadır.

Uygulamanın birinci bölümde ARCH, GARCH, EGARCH, GJR-GARCH, TGARCH ve APARCH modelleri çeşitli kriterler açısından değerlendirilmiş ve en uygun modelin GJR-GARCH(1,1) olduğuna karar verilmiştir. Bu modele göre piyasadaki olası bir şokun geçici nitelikte olduğu ve piyasanın yaklaşık 6 ay sonra eski hâline dönebileceği sonucuna varılmıştır. Ayrıca, söz konusu modelin volatilité öngörüsüne göre, öngörü değerleri gerçekleşen volatilité değerleriyle birebir aynı olmasa da, onunla örtüşmekte ve volatilitédeki yükselme ve düşmeleri yakalayabilmektedir.

Uygulamanın ikinci bölümünde ise, öncelikle Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen sınır testi yaklaşımıyla değişkenler arasında eşbütünlüşme ilişkisi araştırılmış. Eşbütünlüşme ilişkisi olduğunun belirlenmesinin ardından ARDL ve hata düzeltme modeli kullanılarak döviz kuru volatilitesi ile ihracat arasında uzun ve kısa dönemli ilişkiler analiz edilmiştir. Son olarak ise, hem uzun dönem hem de kısa dönem katsayılarının istatistiki olarak anlamlı olduğu bulunmuştur.

#### Anahtar Sözcükler:

Döviz Kuru Volatilitesi  
GJR-GARCH / TGARCH

İhracat  
APARCH

ARCH/GARCH  
ARDL Sınır Testi

EGARCH  
Hata Düzeltme  
Modeli

## ABSTRACT

Name and Surname : Rmeysa ELİK  
University : Uludağ University  
Institution : Social Science Institution  
Field : Econometrics  
Branch : Econometrics  
Degree Awarded : Master  
Page Number : XIV + 139  
Degree Date : .... / .... / 2017  
Supervisor : Prof. Dr. Mustafa SEVKTEKİN

### THE EFFECT OF EXCHANGE RATE VOLATILITY ON EXPORT

In this study, conceptual frameworks concerning exchange rate, volatility and conditional variance models respectively have been given on the first, second and third chapters/sections. The application part of the study consists of two parts; the being measured of volatility as the first part and the being used of the ARDL-boundary test approach which examines the long and short term relationships between exchange rate volatility and exports as the second part.

In the first part of the application, ARCH, GARCH, EGARCH, GJR-GARCH, TGARCH and APARCH models have been evaluated according to various criteria and it has been decided that GJR-GARCH(1,1) model has been the most appropriate. According to this model, it has been conclude that a possible shock in the market is temporary and the market can return to its old condition in 6 months. Moreover, according to the volatility prediction of the model, even if the forecast values are not identical to the actual volatility values, overlap with it and are able to catch fluctuation in the volatility.

In the second part of the application, firstly, the relationship of cointegration among variables has been researched, using Bound Test Approach, who was developed by Peseran et al. (2001). After being determined that there has been a cointegration relationship, long and short-term relationships between exchange rate volatility and exports have been analyzed, using ARDL and error correction model. Finally, it has been found that both long term and short term coefficients are statistically significant.

#### Keywords:

Exchange Rate Volatiltiy  
GJR-GARCH / TGARCH

Export  
APARCH

ARCH/GARCH  
ARDL Bound Test

EGARCH  
Error  
Correction  
Model



## ÖNSÖZ

1973 yılında sabit kur sistemine dayan Bretton Woods sisteminin çökmesiyle birlikte başta gelişmiş ülkeler olmak üzere birçok ülke parasını dalgalanmaya bırakmış ve bu geçiş döviz kurlarında önemli dalgalanmaları beraberinde getirmiştir. Dalgalı döviz kuru başlangıcından bu yana döviz kuru hareketlerinin belirsizliği ve yüksek değişkenlik eğilimi, politika yapımcıların ve araştırmacıların, bu hareketlerin ticaret hacmi üzerindeki etkisinin niteliğini ve boyutunu araştırmasına yol açmıştır. Bu çalışmada volatilité kavramı incelenmiş ve döviz kuru volatilitésinin ihracat üzerindeki etkisi Türkiye perspektifinde tespit edilmeye çalışılmıştır.

Bu çalışmanın hazırlanmasında bana çok değerli zamanlarını ayıran kıymetli hocalarıma; başta büyük bir titizlikle yazdıklarımı okuyup değerlendiren ve yapıcı eleştirileriyle tezime yön veren sevgili danışmanım Prof. Dr. Mustafa SEVÜKTEKİN'e, tez izleme komitemde bulunan ve çalışmamı sonuçlandırmamda görüş ve değerlendirmeleri ile katkıda bulunan Prof. Dr. Emin ERTÜRK'e, gerek lisans gerek yüksek lisans derslerinde kendisinden çok istifade ettiğim ve bana çalışma zamanı yaratarak tezimin tamamlanmasını sağlayan çok sevgili hocam Prof. Dr. Hülya KANALICI AKAY'a şükranlarımı sunarım. Ayrıca çalışmamın tamamlanmasında manevi desteklerini hiçbir zaman eksik etmeyen çok sevgili aileme teşekkürlerimi bir borç bilirim ve çalışmanın tüm ilgililere yararlı olmasını dilerim.

Bursa, Temmuz, 2017  
ÇELİK

Rümeysa

## İÇİNDEKİLER

	Sayfa
TEZ ONAY SAYFASI.....	ii
ÖZET.....	iii
ABSTRACT.....	iv
ÖNSÖZ.....	v
İÇİNDEKİLER.....	vi
KISALTMALAR.....	vii
TABLOLAR.....	xi
ŞEKİLLER.....	xiii
GİRİŞ.....	1

### BİRİNCİ BÖLÜM

#### DÖVİZ KURUNA İLİŞKİN KAVRAMSAL ÇERÇEVE

1. DÖVİZ KURU.....	3
2. DÖVİZ KURU ÇEŞİTLERİ.....	3
3. DENGE DÖVİZ KURU.....	6
4. DÖVİZ KURU BELİRLEMESİNDE TEORİK YAKLAŞIMLAR.....	8
4.1. Döviz Kurlarının Belirlenmesinde Cari Hesap Modelleri.....	8
4.2. Döviz Kurlarının Belirlenmesinde Sermaye Hesabı Modelleri.....	10
4.3. Döviz Kurlarının Belirlenmesinde Stok-Akım Modelleri.....	14
5. DÖVİZ KURU SİSTEMLERİNİN SINIFLANDIRILMASI.....	15
5.1. Sabit Kur Sistemi.....	15
5.2. Esnek Kur Sistemi.....	17

6. DÖVİZ KURUNUN İHRACAT ÜZERİNDEKİ ETKİSİ ve TÜRKİYE’DE 1980 YILI SONRASI UYGULANAN DÖVİZ KURU POLİTİKALARININ İHRACAT AÇISINDAN DEĞERLENDİRİLMESİ.....	19
----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------	----

## İKİNCİ BÖLÜM

### VOLATİLİTE

1. VOLATİLİTE: TANIM VE KAVRAMSAL ÇERÇEVE.....	25
2. FİNANSAL PİYASA VOLATİLİTESİNDEKİ DEĞİŞİKLİKLERİN BELİRLEYİCİLERİ.....	27
3. VOLATİLİTE TÜRLERİ.....	28
3.1. Hisse Senedi Volatilitesi.....	28
3.1.1. Hisse senedi volatilitésinin ekonomik performansa zarar vermesinin yolları.....	29
3.2. Faiz Oranı Volatilitesi.....	30
3.2.1. Faiz oranı volatilitésinin ekonomik performansa zarar vermesinin yolları.....	33
3.3. Döviz Kuru Volatilitesi.....	33
3.3.1. Döviz kuru volatilitésinin ekonomik performansa zarar vermesinin yolları.....	35
3.3.2. Döviz kuru volatilitésini etkileyen faktörler.....	38
3.3.3. Döviz kuru volatilitésini önlemeye yönelik öneriler.....	45

## ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

### VOLATİLİTENİN ÖLÇÜLMESİ

1. FİNANSAL ZAMAN SERİLERİNİN KARAKTERİSTİK ÖZELLİKLERİ.....	47
2. VOLATİLİTENİN ÖLÇÜLMESİ.....	52
2.1. Koşullu Değişen Varyans Modelleri.....	52

2.1.1. ARCH modeli.....	53
2.1.2. GARCH modeli.....	58
2.1.3. ARCH-M modeli.....	60
2.1.4. IGARCH modeli.....	69
2.1.5. GJR-GARCH ve TGARCH modeli.....	71
2.1.6. E-GARCH modeli.....	71
2.1.7. APARCH modeli.....	72
3. DÖVİZ KURU VE İHRACAT ARASINDAKİ İLİŞKİYE YÖNELİK AMPİRİK ÇALIŞMALAR.....	73
3.1. Yabancı Literatür.....	79
3.2. Yerli Literatür.....	85

## **DÖRDÜNCÜ BÖLÜM**

### **TÜRKİYE'DE DÖVİZ KURU VOLATİLİTESİNİN İHRACAT ÜZERİNE ETKİSİNE YÖNELİK BİR UYGULAMA**

1. UYGULAMADA KULLANILAN ARCH TÜRÜ MODELLERİN TANITILMASI.....	89
2. ARCH TÜRÜ MODELLERDE ÇÖZÜMLEME SÜRECİNİN AŞAMALARI.....	91
2.1. LREER Serisinin Özelliklerinin Belirlenmesi.....	92
2.1.1. LREER serisinin dağılım özellikleri.....	93
2.1.2. LREER serisinin korelogram-durağanlık analizi.....	94
2.2.3. LREER serisinin birim kök sınaması.....	96
2.2. DLREER Serisi İçin Uygun ARIMA Model Tipinin Belirlenmesi.....	99
2.3. DLREER Serisi İçin Uygun ARIMA (1,1,2) Model Tipi Hatalarının ARCH-LM Testi.....	101
2.4. Çözümlemede Kullanılacak ARCH Türü Modellerin Belirlenmesi.....	102

2.5. DLREER Serisi için Seçilen En Uygun Koşullu Değişen Varyans Modellerinin [GARCH(1,1), EGARCH(2,3) ve GJR-GARCH(1,1)] Değerlendirilmesi.....	109
2.6. DLREER Serisi İçin Uygun Bulunan Volatilite Modellerinin [GARCH(1,1) ve GJR-GARCH(1,1)] Öngörü Performanslarının Karşılaştırılması.....	113
2.7. GJR-GARCH(1,1) Modeli Volatilite Öngörüsü.....	114
2.8. ARCH Türü Modellerde Çözümleme Süreci Aşamalarının Değerlendirilmesi.....	116
3. VERİ SETİ.....	117
4. YÖNTEM.....	118
4.1. ARDL Sınır Testi Yaklaşımı.....	118
4.2. Hata Düzeltme Modeli.....	120
5. AMPİRİK BULGULAR.....	121
5.1. ARDL Sınır Testi Yaklaşımı.....	122
5.1.1. Uzun dönemli ilişki.....	124
5.2. Kısa Dönemli İlişki.....	125
SONUÇ.....	127
KAYNAKLAR.....	130

## TABLULAR

Tablo 3.1: Döviz Kuru Volatilitesi İle İhracat ve İthalat Arasındaki İlişkiye Yönelik Yabancı ve Yerli Literatür.....	76
Tablo 4.1: Uygulamada Kullanılan ARCH Türü Modellerin Koşulları.....	91
Tablo 4.2: LREER Serisinin Betimleyici İstatistikleri.....	94
Tablo 4.3: ADF, PP ve KPSS Birim Kök Testi Sonuçları.....	97
Tablo 4.4: Ng-Perron Birim Kök Testi Sonuçları.....	98
Tablo 4.5: Zivot - Andrews Birim Kök Testi Sonuçları.....	98
Tablo 4.6: DLREER Serisinin ARIMA(p,d,q) Modellerine İlişkin Çözümleme Sonuçları.....	100
Tablo 4.7: ARIMA (1,1,2) Modeline İlişkin Çözümleme Sonuçları.....	101
Tablo 4.8: DLREER Serisi ARIMA(1,1,2) Modeli ARCH-LM Testi Sonuçları.....	102
Tablo 4.9: DLREER Serisinin ARIMA(1,1,2) Modeli İçin ARCH Türü Model Sonuçları.....	103
Tablo 4.10: Uygunluğu Sınanan Modellerin Çeşitli Kriterler Açısından Karşılaştırılması.....	108
Tablo 4.11: GARCH(1,1) Modeli ile Elde Edilen Sonuçlar.....	109
Tablo 4.12: EGARCH(2,3) Modeli ile Elde Edilen Sonuçlar.....	111
Tablo 4.13: GJR-GARCH(1,1) Modeli ile Elde Edilen Sonuçlar.....	112
Tablo 4.14: GARCH(1,1) ve GJR-GARCH(1,1) Modelinin Volatilite Hesaplamaları Karşılaştırması.....	113
Tablo 4.15: Volatilite Modellerinin Öngörü Performanslarının Karşılaştırılması.....	114
Tablo 4.16: ADF, PP ve KPSS Birim Kök Sınaması Sonuçları.....	121
Tablo 4.17: Zivot - Andrews Birim Kök Testi Sonuçları.....	122
Tablo 4.18: Sınır Testi İçin Uygun Gecikme Uzunluğunun Seçimi.....	123
Tablo 4.19: Sınır Testi Sonuçları (9 gecikme için).....	123
Tablo 4.20: Uzun Dönem ARDL(4,0,4,0,8) modeli Tahmin Sonuçları.....	124

Tablo 4.21: Uzun dönem katsayıları.....125

Tablo 4.22: Hata Düzeltme (Kısa Dönem) Katsayıları.....125



## ŞEKİLLER

Şekil 1.1: Denge Döviz Kurunun Belirlenmesi .....	7
Şekil 1.2: Döviz Kurunun Aşırılığı .....	13
Şekil 2.1: Hisse Senedi Fiyatları Volatilitesi 1871-1987 (S&P 500) .....	29
Şekil 2.2: NYSE Faiz Oranları Volatilitesi 1926-1987.....	31
Şekil 2.3: Mutlak ve Nispi Faiz Oranı Volatilitesi.....	32
Şekil 2.4: ABD'ye Ait Döviz Kuru Volatilitesi (1948-1988).....	36
Şekil 2.5: Dolar Ağırlıklı Ticaretin Volatilitesi (1986-2007).....	37
Şekil 2.6: Türkiye'ye Ait Hisse Senedi İşlem Hacmi Volatilitesi (BİST 100) 1995-2017.....	37
Şekil 2.7: Türkiye'ye Ait Döviz Kuru Volatilitesi (1995-2017).....	38
Şekil 2.8: Dolar/Pound Döviz Kurunun Volatilitesi (1950-1988).....	44
Şekil 3.1: Kaldıraç Etkisi (Yeni Bilgi).....	70
Şekil 4.1: Reel Efektif Döviz Kuru Endeksi Serisinin Zaman Yolu Grafiği.....	92
Şekil 4.2: LREER Serisinin Otokorelasyon ve Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu.....	95
Şekil 4.3: Logaritmik Birinci Dereceden Farkı Alınmış Olan DLREER Serisinin Zaman Yolu Grafiği.....	99
Şekil 4.4: DLREER Serisi Oynaklık Öngörüsü.....	115



## KISALTMALAR

AB	Avrupa Birliđi
ABİPI	Avrupa Birliđi Sanayi Üretim Endeksi
ADF	Augmented Dickey Fuller (Arttırılmış Dickey-Fuller) Testi
AIC	Akaike Bilgi Kriteri
APARCH	Üssel ARCH
ARCH	Otoregresif Koşullu Deđişen Varyans
ARCH-M	Ortalama ARCH
ARDL	Otoregresif Dađılımlı Gecikme Modeli
ARMA	Otoregresif Hareketli Ortalamalar Süreci
ECT(-1)	ARDL Uzun Dönemli İlişkiden Elde Edilen Hata Terimlerinin Bir Gecikmeli Deđerini
EGARCH	Üssel GARCH
GARCH	Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Deđişen Varyans
GJR-GARCH & TGARCH	Eşik GARCH
IGARCH	Entegre GARCH
JB	Jarque Bera Testi
KPSS	Kwaitkowski-Phillips-Schmidt-Shin Birim Kök Testi
M	İthalat birim deđer endeksi
MAE	Ortalama Mutlak Hata
MAPE	Ortalama Mutlak Yüzde Hata
NDK	Nominal Döviz Kuru
PP	Philips Perron Birim Kök Testi
REER	TÜFE Bazlı Reel Efektif Döviz Kuru Endeksi
RMSE	Ortalama Hata Kareler Kökü
SIC	Schwarz Bilgi Kriteri
TCMB	Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası
TIC	Theil Eşitsizlik Katsayısı
X	İhracat Birim Deđer Endeksi
VOL	Döviz Kuru Volatilitesi

## GİRİŞ

Volatilité kavramıyla daha çok döviz kuru, faiz oranları ve hisse senedi getirilerinde karşılaşılmaktadır. Finansal anlamda volatilité, herhangi bir menkul kıymetin fiyatındaki artış veya azalıştır. Ve halk için bu terim risk ile eş anlamlıdır. Dolayısıyla finansal volatilité herhangi bir menkul kıymetin riskini ölçmektedir. Finansal piyasalarda yüksek volatilité kavramı için iyi ya da kötü nitelendirmesi yapmak doğru değildir. Yüksek volatilité daha fazla kazanç elde etme imkanı verdiği için yatırımcıları özendirerek likiditeyi artırma gibi olumlu bir etki yapabilir ya da yatırımcılar artan volatilitéye bakarak yatırım kararlarını erteleyebilir, öne çekebilir veya tamamen kararlarından vazgeçebilirler. Dolayısıyla, hisse senedi fiyatları, faiz oranları ve döviz kurlarının aşırı veya uç noktadaki volatilitesi, finansal sistemin düzgün işleyişini ve ekonomik performansı zayıflatabileceği için zarar verici olabilir.

Volatilitenin hesaplanmasında yaygın olarak varyansın zamana bağılı olarak değiştiğini ve bu değişimin de volatilitéyi değiştirdiğini öne süren ARCH, varyansın zaman içerisinde geçmiş dönem varyanslarına bağılı olarak değiştiği varsayımına dayanan GARCH, hata teriminin işaretinin ne olduğu dikkate alınmaksızın sadece büyüklüğünün önemli olduğu geleneksel değişen varyans modellerinin aksine kaldıraç etkisini dikkate alan üssel GARCH (EGARCH), GJR-GARCH, eşik GARCH (TGARCH) ve asimetric üslü ARCH (APARCH) modelleri kullanılmaktadır. Ancak volatilitéyi tanımlamak ya da tespit etmek yeterli olmayıp bu kavramın diğer değişkenlerle olan ilişkisi de literatürde önemli yer tutmaktadır. Dolayısıyla bu çalışmanın amacı öncelikle Türkiye döviz piyasaları için en uygun volatilité modelinin araştırılmasıdır. Ayrıca çalışmada volatilitenin hesaplanmasının yanı sıra aynı zamanda döviz kuru volatilitesinin ihracat üzerine olan etkisi de incelenmiştir.

Teorik açıdan döviz kuru oynaklığının uluslararası ticarete olan etkisi net değildir. Ampirik makalelerde genellikle döviz kuru volatilitesi ile ticaret arasında güçlü bir negatif ilişki bulunurken, bazı durumlar ise bunun tersi ile sonuçlanmaktadır. Literatürde genişçe yer bulan negatif hipotezin işleyişi şu şekildedir; Yüksek döviz kuru volatilitesi, riskten kaçınan tüccarlar için daha yüksek maliyet ve daha az dış ticarete neden olur. Bunun nedeni, döviz kurunun ticaret sözleşmesi sırasında üzerinde anlaşma yapılması, ancak gelecekteki teslimatın gerçekleşene kadar ödeme yapılmamasıdır. Döviz kurundaki değişiklikler önceden öngörülemez hale gelirse, bu elde edilecek karlarla (kazanç) ilgili bir belirsizlik yaratır ve dolayısıyla uluslararası ticaretin faydalarını azaltarak dış ticaret hacminin olumsuz etkilenmesine neden olmaktadır. Bu çelişkili teorik tahminler göz önüne alındığında, ampirik araştırmacılar hem reel hem de nominal döviz kuru volatilitesinin uluslararası ticaret hacmi üzerinde etkisini incelemiştir. Varılan sonuç ise, örneklem dönemi, model spesifikasyonu, döviz kuru volatilitesi için kullanılan ölçüm ve dikkate alınan ülkeler (gelişmiş ve gelişmekte olan) açısından farklılık göstermektedir.

Bu çalışma toplam dört bölümden oluşmaktadır. Çalışmanın ilk bölümünde döviz kuru ve döviz kurunun ihracat üzerindeki etkisine yönelik teorik çerçeve ve Türkiye’de 1980 yılı sonrası uygulanan döviz kuru politikalarının ihracat açısından değerlendirilmesi incelenecektir. İkinci bölümde; volatilité, finansal piyasalarda volatilitenin belirleyicileri ve volatilité türleri incelenecektir. Üçüncü bölümde, volatilitenin ölçülmesine yönelik ARCH, GARCH, ARCH-M, EGARCH, IGARCH, GJR-GARCH, TGARCH ve APARCH koşullu deęişen varyans modelleri teorik açıdan değerlendirilecektir. Son bölüm olan dördüncü bölümde ise öncelikle Türkiye ekonomisi döviz kuru volatilitesi ölçümü için en uygun koşullu deęişen varyans modeli analizi yapılacak, ardından döviz kuru volatilitesinin ihracat üzerine etkisine dair uygulamalı analizden elde edilen bulgular ve sonuçlar sunulacaktır.

Çalışma konusuna uygun literatüre bakıldığında yapılan çalışmalar genellikle ya sadece döviz kuru volatilitesinin ölçülmesi ya da sadece döviz kuru volatilitesinin ihracat üzerine etkisi şeklindedir. Bu çalışmanın literatüre katkısı ise, dięer çalışmalardan farklı olarak döviz kurunun volatilitesinin ölçülmesi ve en uygun olarak belirlenen volatilité modelinin döviz kuru volatilitesini temsil ederek, döviz kuru volatilitesinin ihracat üzerine etkisi aynı çalışma içinde analiz edilmiş olmasıdır.

## BİRİNCİ BÖLÜM

### DÖVİZ KURUNA İLİŞKİN KAVRAMSAL ÇERÇEVE

#### 1. DÖVİZ KURU

Geniş anlamda döviz, bütün yabancı paralar, dar anlamda ise yurtdışında geçerli her türlü ödeme aracı veya senettir (Karluk, 1984: 297). Diğer bir ifadeyle, döviz diğer iktisadi mallar gibi bir piyasası olan ve dolayısıyla arzı, talebi ve belirli bir fiyatı olan bir varlıktır. Zayıf bir ekonomik yapıya sahip ülkelerin paraları uluslararası piyasalarda çok kabul görmez. Buradan hareketle her ülke parasının uluslararası ödeme aracı olma özelliği olmadığı sonucuna varılabilir.

Döviz kuru bir ulusal paranın bir başka ulusal parayla değiştirilebilir fiyatıdır. Söz konusu ülke açısından yabancı döviz kurunun fiyatındaki artış, dünyanın geri kalanı için o ülkenin para biriminin fiyatındaki düşüştür (Krueger, 1983: 16). Diğer ülkenin (yabancı) para birimiyle ifade edilen bir ülkenin ulusal parasının mübadele değeri olan döviz kuru, bir ülkenin para sisteminin önemli unsurlarından birisidir (Boykorayev, 2008: 6). Diğer bir ifadeyle, döviz kuru, yabancı paradan bir birim alabilmek için ulusal paradan kaç birim verilmesi gerektiğini ifade etmektedir.

Döviz kurunun yükselmesi yabancı paranın değerini artırır ve ulusal paranın değerini azaltır. Diğer taraftan döviz kurunun düşmesi ise yabancı paranın değerini azaltır ve ulusal paranın değerini yükseltir.

Döviz kuru sistematik bir şekilde ilk olarak F. Machlup ve J. Robinson tarafından incelenmiştir (İyibozkurt, 2001: 310).

#### 2. DÖVİZ KURU ÇEŞİTLERİ

Döviz kuru nominal döviz kuru, reel döviz kuru ve reel efektif döviz kuru olmak üzere üç başlık altında incelenecektir:

##### 2.1. Nominal Döviz Kuru

Bir birim yabancı paranın ulusal para cinsinden değerine nominal döviz kuru (NDK) denir. Diğer bir ifadeyle NDK, ulusal para birimlerinin birbirleri cinsinden değerini ifade etmektedir. Nominal kur iki ülke parasının fiyatları oranı olduğu için parasal bir ifadedir. Ünsal'a göre nominal döviz kuru ise, yabancı paranın kaç birim ulusal para ile değiştirildiğini gösterir (2005: 114). Örneğin,  $1\$ = 2.918 \text{ TL}$  olması  $1\$$ 'ın 2.918 TL ile değiştirilebileceğini ifade etmektedir. İki para biriminin nispi fiyatlarının oranı olan NDK aşağıdaki formülle açıklanmaktadır:

$$NDK_{ulusal} = 1/NDK_{yabancı} \text{ ya da}$$

Burada  $NDK_{ulusal}$  ulusal para cinsinden döviz kurunu ifade ederken  $NDK_{yabancı}$  ise yabancı para cinsinden döviz kurunu ifade etmektedir.

Nominal döviz kurunun yükselmesi nominal değer kaybı ile ifade edilmektedir. Nominal değer kaybı durumunda, yurtiçinde üretilen malların fiyatları yabancılar açısından ucuzlarken, yurtdışında üretilen malların fiyatları da ülke vatandaşları açısından pahalı hale gelmektedir. Nominal değer kazancı ifadesi ise, nominal döviz kurunun düşmesi ve yabancıların yurtiçinde üretilen malları daha pahalı olarak edinmesi, ülke vatandaşlarının ise yurtdışında üretilen malları daha ucuz olarak edinmesini ifade etmektedir.

Uluslararası piyasalarda nominal döviz kurlarının enflasyon etkisinden arındırılarak gerçekçi sonuçlar göstermesi amaçlanmaktadır.

## 2.2. Reel Döviz Kuru

Reel döviz kuru ise, iki ülke mallarının nispi (göreceli) fiyatıdır. Reel döviz kuruna bazen ticaret haddi de denir. Bir başka ifadeye göre reel döviz kuru; ulusal para biriminin yabancı paralar karşısında satın alma gücüne göre düzeltilmiş değerine denilmektedir. Ya da reel döviz kuru ülkeler arasındaki enflasyon farkını göz önüne alarak hesaplanan döviz kuru olarak ifade edilebilir.

Matematiksel olarak reel döviz kuru ise, nominal döviz kuru ile yurtdışı fiyat düzeyi çarpımının yurtiçi fiyat düzeyine oranıdır. Yani,

$$e = \frac{P}{E \times P^*}$$

$e$  = reel döviz kuru

$E$  = nominal döviz kuru

$P$  = yurtiçi fiyat endeksi (düzeyi)

$P^*$  = yurtdışı fiyat endeksi (düzeyi)

Reel döviz kuru aynı zamanda bir ülkenin dış ticaretteki rekabet gücünü göstermektedir. Yurtdışı fiyat endeksinin yurtiçi fiyat endeksinden daha yüksek olması, reel döviz kurunun düşmesine, dolayısıyla ülkenin dış piyasalarda rekabetçi gücünün ve ihracatın artmasına neden olurken, tersi durumda yurtiçi fiyat endeksinin yurtdışı fiyat endeksinden yüksek olması da reel kurların yükselmesine, ülkenin rekabetçi gücünün ve ihracatın azalmasına ve dış ticaret dengesinin açık vermesine yol açmaktadır

(Seyidođlu, 2003: 391). Reel dvız kurunun ykselmesine reel deęer kaybı, reel dvız kurunun dşmesine ise reel deęer kazancı denir.

Reel dvız kuru ile nominal dvız kurunun birbirine eřit olduęu dnemlerde reel dvız kurunun dıř ticaret zerinde herhangi bir etkisi olmazken, reel dvız kurunun nominal dvız kurundan yksek olduęu dnemlerde ithalatı artırıcı, ihracatı azaltıcı ve reel dvız kurunun nominal dvız kurundan dřk olduęu dnemlerde ise ihracatı artırıcı ve ithalatı azaltıcı etki yapmaktadır (Eęilmez ve Kumcu, 2005: 199).

Reel dvız kurları tek başına yorumlanamayan nominal dvız kurlarının aksine lke ekonomisi ile ilgili daha fazla bilgi iermekte ve fiyat etkilerinden arındırıldıęı iin daha doęru bir gsterge olmaktadır. nemi ise, bir lkenin dıř ticaretteki rekabet gcn lmede kullanılan bir gsterge olmasıdır. Ayrıca reel dvız kurları, Merkez Bankası bilanosu zerindeki etkilerinden dolayı izlenecek olan para politikalarının oluřturulmasında dikkate alınmaktadır (Cięerlioęlu, 2007: 5). Dięer taraftan, reel dvız kurunun bir dięer nemi, ekonomik birimlerin retim ve tketim kararlarının yurtiinde ve yurtdıřında retilen mal ve hizmetler arasındaki daęılımını etkileyerek, cari iřlemler dengesi zerinde etkin bir rol oynamasıdır.

### 2.3. Reel Efektif Dvız Kuru

Uluslararası ticaret ortakları karřısında, bir lkenin parasının gerek deęerinin geliřimini len reel efektif dvız kuru, hem teorik hem de uygulamalı ekonomik arařtırma ve politika analizinde sık kullanılan bir deęiřkendir (Darvas, 2012: 1). Reel efektif dvız kuru, lkeler arasındaki grelı fiyat ve maliyet geliřimi hakkında bilgi iermekte ve buna baęlı olarak ekonomilerin rekabet glerinin deęerlendirilmesinde kullanılan anahtar bir makroekonomik gsterge olarak kabul edilmektedir (Saygılı vd., 2010: 2).

Bu yntem, ařaęıdaki matematiksel forml ile ifade edilmektedir:

$$REER_d = \prod_{j \neq 1} [P_i R_i / P_j R_j]^{W_{ij}}$$

Reel efektif dvız kuru hesaplama metodunun ortaya ıkıřı, toplam rekabeti aęırlıkları kullanarak IMF tarafından geliřtirilmiřtir (Alsterlind, 2006: 59).

Bu formlde REER reel efektif dvız kurunu,  $P_i$  Trkiye'nin fiyat endeksini,  $R_i$  Trk lirasının dolar bazında deęerini,  $P_j$  j lkesinin fiyat endeksini,  $R_j$  j lkesi parasının dolar bazında deęerini ve  $W_{ij}$  Trkiye iin j lkesinin aęırlıęını gstermektedir. Bilgi teknolojilerinin ve iletiřim aralarının ok geliřmesiyle birlikte artan uluslararası ticaret ile, REER'nin hesaplanmasında; hangi lkelerin dahil edileceęi, bu lkelerin endeks iindeki grelı aęırlıklarının nasıl belirleneceęi ve hangi endekslerin kullanılacaęı, nemli tartıřma konularından olmuřtur. (<http://www.tcmb.gov.tr>, Eriřim tarihi:

10.07.2016). Ellis ise yurtiçi üreticilerle doğrudan ve dolaylı yoldan rekabet içinde olan ülkelerin endekse dahil edilmesi ile bu tartışmaya bir açıklık getirmiştir. Ancak bu uygulamanın en büyük dezavantajı ticaret verilerinin zamanında ve doğru toplanamamasıdır (2001: 15). Bu da endekse dahil edilecek ülkelerin sayısını sınırlayan bir faktör olarak ortaya çıkmaktadır. Endekse, ülkenin ticari ilişki ve rekabet içinde bulunduğu ana ülkeler dahil edildiği sürece, nispi ağırlığı küçük olan ülkelerin dahil edilip edilmemesinin endeks üzerinde önemli bir etkisi olmayacaktır. Bu nedenle ana ülkeler endeks içinde yer aldığı sürece, ülke kapsamı probleminin de önemi azalmaktadır (Ciğerlioğlu, 2007: 19). Yapılan ağırlıklandırmada temel unsur ise, ülkenin dış ticaretteki yeridir. Ve bu ağırlıkların toplamı 1'e eşittir.

$$\sum_{i=t}^m W_{it} = 1$$

### 3. DENGE DÖVİZ KURU

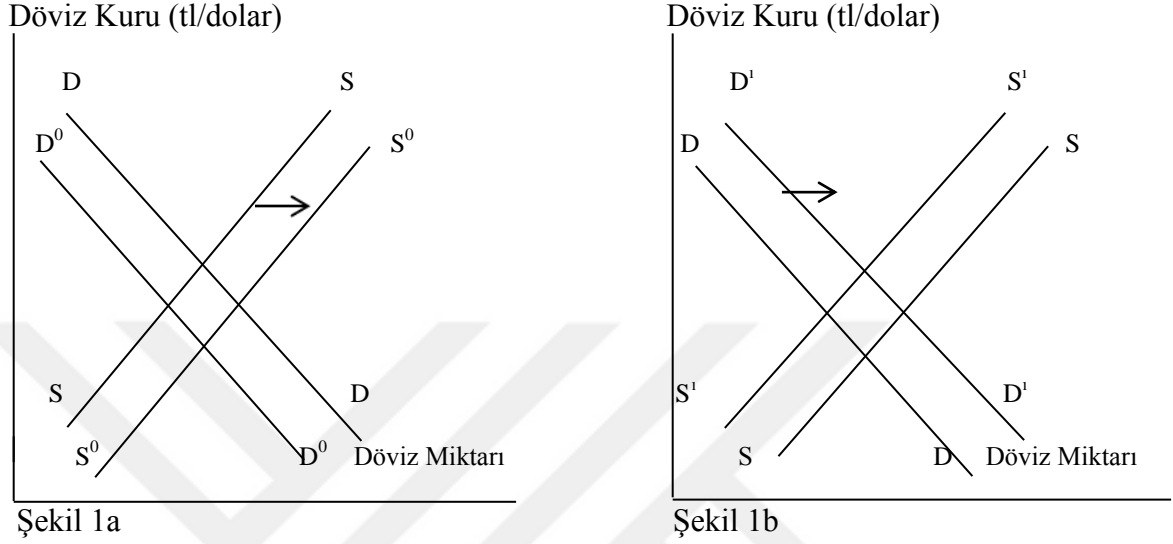
Döviz arzı, tüm diğer faktörler sabitken toplam para miktarının farklı döviz kurlarında piyasaya sunulmasını ifade eder. Mesela, ABD'nin pound arzı; İngiltere'nin ABD'nin mal ve hizmetlerini talep etmesi, ABD'de yatırım yapma veya fon ödünç verme, ABD'ye borçlarını ödeme veya ABD'ye transfer ödemesi yapma ile kaynaklanabilir. Döviz talebi ise ödemeler dengesi üzerindeki pasif kalemlerden türemektedir. Mesela, ABD'nin pound talebi; İngiltere'den mal ve hizmet ithalatı, İngiltere'de yatırım yapma veya İngiltere'ye transfer ödemesi yapma isteğinden kaynaklanıyor olabilir (Carbaugh, 2009: 372-373). Diğer bir ifadeyle döviz arzı, yurtiçindeki mal, hizmet ve finansal varlıklara yönelik yurt dışı talepten kaynaklanırken, döviz talebi ise yurtdışındaki yabancı mal, hizmet ve finansal varlıklara yönelik yurtiçi talepten kaynaklanmaktadır. Ünsal'a göre döviz talebi ise, türetilmiş bir taleptir ve kişiler döviz, dövizin kendi başına bir değeri olduğu için değil yurtdışından mal ve hizmet satın alınmasına imkan verdiği için talep ederler (2005: 488).

Bir ülkenin döviz arzı ülkenin ihracatına olan talebinin fiyat esnekliğine, ülkenin ihracatına rakip yabancı mal arzının fiyat esnekliğine, ihraç edilen malların arzının fiyat esnekliğine ve ülkede ihraç edilen mallara olan iç talebin fiyat esnekliğine bağlı iken döviz talebi ise, ülkenin ithal mallarına olan talebinin fiyat esnekliğine, ülkenin ithalata rakip malların arzının fiyat esnekliğine, ithalat arzının fiyat esnekliğine ve ülkenin ithal etmiş olduğu mallara yönelen diğer ülke taleplerinin fiyat esnekliğine bağlıdır (Karluk, 1984: 309-310).

Döviz kurlarının belirlenmesine en temel belki de en popüler yaklaşım onu bir fiyat olarak kabul ederek Marshall'ın arz ve talep makası yoluyla belirlemeye çalışmaktır. Bu analiz, akım modeli olarak bilindiği gibi ödemeler dengesindeki bir paranın arz ve talebini ortaya çıkardığı için ödemeler dengesi yaklaşımı olarak da bilinir (Ertürk,

1994: 46). Genel olarak denge döviz kuru döviz arz ve talep eğrilerinin kesişmesiyle belirlenir (Salvatore, 1987: 114).

Şekil 1.1: Denge Döviz Kurunun Belirlenmesi



Şekillerde, dikey ekseninde tl/dolar kuru, yatay ekseninde ise döviz miktarı bulunmaktadır. DD döviz talebi SS ise döviz arz eğrileridir.

Döviz kuru yükselince, ülkede üretilen mallar yabancı ülke vatandaşları için ucuzlar. Buna bağlı olarak yabancı ülke vatandaşlarının ülkeden satın almak istedikleri mal miktarı ya da ülkenin ihracatı ve döviz arzı artar. Buradan hareketle döviz arzı (C.P) döviz kuru ile aynı yönlü değişmektedir (Ünsal, 2005: 487). Toplam talep edilen ithal mallar ise döviz kurundaki yükselmeye birlikte ürünü talep eden ülkedeki ürünün fiyatındaki düşüşe nispeten daha fazla daralmaktadır. Yani ülkenin ithal malına talebinin fiyat elastik olduğu varsayılır (Klein, 1978: 510). Döviz kurundaki yükselme ile toplam ithalat azalır toplam ihracat artmakta ve dolayısıyla döviz talebi azalır döviz arzı ise artmaktadır. Bu durum şekil 1a'da gösterilmektedir. Döviz talep eğrisini gösteren DD eğrisi döviz talebindeki azalmaya bağlı olarak sola kayarken (D<sup>0</sup>D<sup>0</sup>), döviz arz eğrisini gösteren SS eğrisi ise döviz arzındaki artışa paralel olarak sağa kaymaktadır (S<sup>0</sup>S<sup>0</sup>).

Döviz kurlarında değişimler değer artışı ya da değer azalışı olarak tarif edilir. Bir ülkenin parası değer kaybettiğinde, yabancılar daha ucuza ihracat yaparlar ve yurtiçi vatandaşlar yurtdışından daha pahalıya ithalat yaparlar. Bir ülkenin parası değer kazandığında, yabancılar daha pahalıya ihracat yaparlar ve yurtiçi vatandaşlar ise daha ucuza ithalat yaparlar (Krugman ve Obstfeld, 2003: 327). Buradan hareketle döviz kurunun düşmesi durumunda ise, ülke parası değerlendirilerek, toplam ihracat azalır toplam



ithalat artmakta ve dolayısıyla döviz arzı azalıp döviz talebi ise artmaktadır. Bu durum şekil 1b'de gösterilmektedir. Döviz arzındaki azalmayla birlikte döviz arz eğrisi sola kayarken ( $S^1S^1$ ) döviz talebindeki artış ise döviz talep eğrisini sağa kaydırmaktadır ( $D^1D^1$ ).

Döviz belli bir oranda iken, bir ülkenin döviz talebinin arzını aşması durumunda ödemeler dengesi fazlası söz konusudur. Ters durumda ise, bir ülkenin döviz arzının talebini aşması durumunda, ödemeler dengesi açığı söz konusudur. Ancak döviz kurları değiştiğinde ülkenin toplam döviz arz ve talebi değişecektir ve böylece ödemeler dengesi de değişecektir (Klein, 1978: 510). Döviz arz ve talep eğrilerinin kesiştiği nokta olan denge döviz kuru, döviz talep ve arzı değişmediği sürece değişmeyecektir. Denge döviz kuru bir kere belirlendikten sonra değişmemesi gerekir. Ancak döviz arz ve talebinin altında yatan sabit kabul edilen faktörlerin (fiyatlar, zevk ve tercihler, faiz oranları, maliyetler ve gelir seviyeleri) değişmesi durumunda denge döviz kuru da değişir. Yurtiçi fiyat ve gelir seviyelerinin düşmesi, faiz oranlarının yükselmesi (yurtdışına göre) ülkenin döviz talebini azaltır. Yabancı ülkelerin gelir seviyesinin, ülkeninkine göre yükselmesi durumunda ise ülkeye olan döviz arzı artar (İyiboçkurt, 2001: 312-313).

#### **4. DÖVİZ KURLARININ BELİRLENMESİNDE TEORİK YAKLAŞIMLAR**

Döviz kurlarının belirlenmesinde sırasıyla cari hesap modelleri, sermaye hesabı modelleri ve stok-akım modelleri açıklanacaktır:

##### **4.1. Döviz Kurlarının Belirlenmesinde Cari Hesap Modelleri**

Döviz kurlarının belirlenmesinde Klasik Parasal Yaklaşım ve Erken Keynesyen Yaklaşım cari işlemleri temel almışlar, sermaye hareketlerine ise yer vermemişlerdir.

###### **4.1.1. Klasik Parasal Yaklaşım**

Döviz kurunun belirlenmesinde klasik parasal yaklaşım iki önermeye dayanmaktadır. Bunlardan birincisi, ilgili ülkenin toplam fiyat seviyesinin döviz kuruna bağlı olması yoluyla satın alma gücü paritesidir (PPP). İkincisi ise tüm ekonominin genel işleyişini veren paranın miktar teorisidir (Pentecost, 1993: 18).

Klasik döviz kuru modeli, reel üretimin arz tarafından belirlendiği emek piyasalarının uzun dönem dengelerinde daima açıklayıcı olduğu, fiyatların tamamen esnek olduğu miktar teorisi geleneğine dayanır. Diğer taraftan toplam talep sadece fiyat seviyesini belirler ve dolayısıyla para uzun dönemde üretimi etkileyemez. Miktar teorisinin altında da bazı varsayımlar vardır; tam istihdam, esnek ücret ve fiyatlar, sabit dolaşım hızı gibi. Para nötrdür, reel ekonomiyi etkilemez. Bu teorinin orijini David Ricardo'nun

“Ekonomi Politigin İlkeleri” kadar geri götürülebilirse de, esas tanınması ve yayılması Gustaw Cassel sayesinde olmuştur (Ertürk, 1994: 93-94).

Uzun dönem denge koşulu PPP, ekonomide dengenin sağlanması için temel mekanizma olarak stok ayarlama işlemini içerir. Ve eğer kısa dönemde fiyatlar tam esnek olmazsa, döviz kurunun hedefi aşması gerçekleşir. Modele döviz kurunun önemli belirleyicilerinden olan döviz kuru beklentileri ve sermaye akımları dahil edilmediği için modelin eksiklikleri vardır. Aynı zamanda, uzun dönemde PPP'nin geçerli bir denge göstergesi olmaması da, klasik parasal yaklaşımın zayıf yönüdür (Pentecost, 1993: 38).

#### **4.1.2. Erken Keynesyen Yaklaşım**

Döviz kurunun belirlenmesinde erken Keynesyen Yaklaşım ikinci dünya savaşında ortaya çıkmış (Metzler ve Lerner). Ve 1950 - 1960 yıllarında Laursen, Metzler, Alexander ve Machlup tarafından geliştirilmiştir (Pentecost, 1993: 41). Erken Keynesyen yaklaşımda, döviz talebinin sadece ithalat için olduğu ve döviz gelirlerinin ise sadece ihracattan elde edildiği kabul edilmektedir. İthalat ve ihracat döviz kurunun fonksiyonu olduğundan, döviz kuru, ihracat arz eğrisi ile ithalat talep eğrisinin kesiştiği noktada dengeye gelmektedir. Diğer bir deyişle, döviz (ithalat) talebini döviz (ihracat) arzına bağlayan nokta denge döviz kurudur. Bu durumda, ithalat talebi arttığı zaman döviz kuru yükselecek, ihracat arttığı zaman ise düşecektir. Dolayısıyla, döviz kuru, ithalat talebi ve ihracat arzını belirleyen faktörler tarafından belirlenmektedir (Müslümov vd., 2002: 48).

Keynes'de iktisadın geleneksel temel varsayımları değişmeye uğramıştır. Bu varsayımlar;

- Sonsuz esnek toplam arz eğrisinde fiyatlar sabittir. Parasal ücretler aşağıya doğru katı sayılmaktadır ve ekonomi atıl kapasitededir.
- Fiyat seviyesinin önemi devreden çıkarıldığından, bu unsur döviz kurlarının belirlenmesinde para arzının bir yan ürünü olarak kullanılmaya başlamıştır. Çünkü, Keynesyen Yaklaşımda mal piyasası akımları para piyasası stoklarından önemlidir.
- Son olarak, ihracat ve ithalatın arz ve talep esnekliğine ve dolayısıyla döviz kuru arz ve talep esnekliğine verilen önem Keynesyen yaklaşımı Klasik parasal yaklaşımdan ayıran varsayımlardır (Ertürk, 1994: 98). Esneklik yaklaşımı temel olarak, döviz kurunu dış dengeyi belirleyen temel etken olarak görmekte ve dış açıkları gidermek için devalüasyonu temel makroekonomi politikası aracı olarak önermektedir (Utkulu, 2001: 114).

Keynesyen yaklaşım, sermaye hareketlerini tamamen dışlayan bir yaklaşımdır. Klasik yaklaşımın aksine buradaki intibak süreci kısa dönemlidir. Döviz kuru değişimleri reel

değişmelerdir. Ve reel ekonomiyi etkilemede nötr değildir. Klasik yaklaşımla tek benzer tarafı sermaye hareketlerini yok saymalarıdır (Ertürk, 1994: 106).

## **4.2. Döviz Kurlarının Belirlenmesinde Sermaye Hesabı Modelleri**

Döviz kurlarının belirlenmesinde sermaye hesabı modellerinden sırasıyla Mundell-Fleming modeli, çağdaş (modern) parasal yaklaşım, döviz kurunun aşırılığı (Dornbusch modeli) ve spekülasyon kabarcık yaklaşımı açıklanacaktır:

### **4.2.1. Mundell- Fleming Modeli**

Atıl kaynaklar ile açık ekonomide Fleming (1962) ve Mundell (1963) tarafından geliştirilen bu modelin, uluslararası parasal iktisat üzerine büyük etkisi olmuştur. Özü itibarıyla bu model, Keynesyen gelir - harcama yaklaşımına uzanır. Ve model, reel döviz kurlarında geniş dalgalanmalar gösteren ampirik çalışmalar ile de oldukça uyumludur (Pentecost, 1993: 89).

Mundell-Fleming modelinin çıkış noktası, kurlarda herhangi bir değişimin beklenmediği bir durumda, iki ülke arasındaki sermaye akımlarının, bu ülkelerde ortaya çıkan faiz farklarını izleyeceğidir. Bir örnekle açıklanırsa, kurların değişmediği, sermaye hareketleriyle ilgili herhangi bir sınırlamaların bulunmadığı bir durumda, A ülkesinde faizlerin biraz yüksek olması halinde, B ülkesinden A ülkesine sermaye akışı başlar ve faizler arasında fark bulunduğu sürece de, sermaye hareketliliği devam eder (Paya, 2002: 140).

1960'lar ile 1970'lerin başlarında yaygınlaşan Mundell-Fleming modeli makroekonomik politikaların iç ve dış dengeyi eş zamanlı olarak sağlayabileceği görüşünü yansıtmaktadır. Mundell - Fleming modeli özünde klasik IS-LM modelinin açık ekonomiye uyarlanmış halidir (Kardaşlar, 2013: 35).

Bu modelin dayandığı varsayımlar; ekonomi eksik istihdamdadır. Statik bekleyişler hakimdir. Yani, döviz kurunda denge bekleyişi sıfırdır. Tam sermaye hareketliliği söz konusudur ve yerli ve yabancı tahviller birbirlerinin ikamesidir. Döviz kurları esnektir. Milli gelir üzerinde para politikasının etkinliği var iken maliye politikasının etkinliği yoktur. Döviz kuru değişimleri nominal döviz kurundan ziyade reel döviz kuru değişimleri olduğu için fiyatlar sabittir. Ajanların portföylerinde: ulusal ve yabancı paralarla yerli ve yabancı tahviller olmak üzere dört aktif vardır. Tahviller birbirleri yerine ikame edilebilir ama para ikamesi yoktur. Parasal ücretler sabittir ve son varsayım ise arbitraj şartları iç faizle dış faizi birbirine eşitler (Ertürk, 1994: 107).

Mundell - Fleming modeli uluslararası sermaye hareketliliğinin olduğu bir ekonomide sabit ve esnek döviz kuru altında para ve maliye politikalarının etkinliğini analiz etmiştir. Net etkinin milli gelir artışı olması, politikanın etkin olduğunu göstermektedir.

Buna göre sabit döviz kuru altında maliye politikası etkin iken, para politikası etkin değildir; esnek döviz kuru altında ise para politikası etkin iken, maliye politikası etkin değildir (Yüksel: 20).

1970'lerin sonlarında ve devamında Mundell - Fleming modeli ile ilgili birçok eleştiri ortaya çıkmıştır. Özellikle modelin mal ve iş gücü piyasalarında aksak rekabetçi piyasa davranışı ve nominal ücret / fiyat yapışkanlığı gibi piyasa başarısızlıklarını ihmal etmesi en çok tartışılan konuların başında gelmektedir. Modelin eksiklikleri arasında öncelikle kısa dönem üzerine yoğunlaşmış olması gelmektedir. Kısa dönem için basit denkleştirme mekanizmalarını akım dengesi ve durağan döviz kuru bekleyişleriyle açıklaması modelin sığ kalmasına sebep olmuştur. Ancak döviz kurunun uluslararası mal ve hizmet akımlarını dengeye getirici bir özelliği vardır. Bu nedenle de döviz kurunun sadece yurt içi ve yurt dışı nispi varlık stok taleplerini dengeye getirici işlevi açısından incelemek Mundell -Fleming modeli için bir eksikliktir. Modelin diğer bir eleştiri konusu ise, stok ve akım değişkenlerinin uzun vadede etkileşiminden kaynaklanan etkilerini ihmal ederek uzun vadede döviz kuru ile ilgili yeterli sonuçlar vermemesidir (Hacıevliyagil, 2015: 19).

#### **4.2.2. Çağdaş (Modern) Parasal Yaklaşım**

Klasik parasal yaklaşım ve erken Keynesyen Yaklaşım sadece ticarete konu olan mal ve hizmetlerde uluslararası değişim üzerine odaklanır ve paranın rolü sadece bir değişim aracı olmasıdır. İlave olarak bu modele, yerli ve yabancı tahvil piyasası aktiflerinin de dahil edildiği varsayılmıştır. Böylece tek fiyat kanunu benzer vade ve riskli tahviller için sürekli geçerlidir. Uluslararası tahvil piyasaları korumasız faiz oranı paritesinin şartı olarak bilinir. Ancak, ulusal paraların hala ticareti yapılmadığı ve bu yüzden yurtiçi vatandaşların sadece yerli para tuttukları ve yabancı vatandaşların da sadece yabancı para tuttukları varsayılır (Pentecost, 1993: 61).

Çağdaş parasal yaklaşımın döviz kurunun belirlenmesi ile ilgili literatüre en önemli katkısı, sadece mal piyasalarının değil, aynı zamanda tahvil piyasaları ve beklentilerinin de dikkate alınmış olmasıdır. Önceki modellerde sadece mal piyasaları bulunduğundan, döviz kuru da sadece ithalat talebi ve ihracat arzı tarafından belirlenmekteydi. Tahvillerin analize dahil edilmesiyle, faiz oranları arasındaki fark, döviz kurunun belirlenmesinde önemli rol oynamaya başlamıştır. Çağdaş parasal yaklaşım çerçevesinde geliştirilen modeller, klasik iktisat gelenekleri kapsamında görülebilir. Bu modeller, klasik gelenekte olduğu gibi, işgücü piyasalarının dengede olduğu, dolayısıyla üretimin arz yönlü olarak belirlendiği, fiyatlar genel düzeyinin para piyasalarında belirlendiği ve reel döviz kurunun sabit olduğu, dolayısıyla da PPP'nin geçerli olduğunu kabul etmektedir. Bu modeller arasındaki temel fark ise, beklentilerin oluşumuna yönelik aralarında farkların bulunmasıdır (Müslümov, 2002: 49).

Tahvil piyasasının işin içine girmesi ve bekleyişlerin analizlerdeki önemi ile birlikte, bu konuda çok sayıda yaklaşımın ortaya çıkmasına yol açmıştır (Ertürk, 1994: 141). Bu yaklaşımlar, beklentiler ve döviz kuru dinamikleri, Frankel'in çekirdek enflasyon yaklaşımı, adaptif bekleyişler, rasyonel bekleyişler, Frankel'in reel faiz oranı paritesi modeli ve regresif bekleyişler ve son olarak haber ve spekülasyonların döviz kurlarına etkisi olarak sıralanabilir.

1970'lere kadar döviz kurları uzun dönemde temel (fundamental) değişkenlerin kısa dönemde ise bekleyişler ve bekleyiş farklılıklarının etkisi altındadır. Ancak 1970'lerden sonra temel unsurlarda ortaya çıkan gelişmeler döviz kurlarındaki dalgalanmaları açıklamada başarılı olamamıştır. Böylece haberler ve spekülasyonların etkisi devreye girmiştir. Haberleri rasyonel bekleyişler altında analizlerine ilk defa kullanan Jeffrey A. Frankel olmuştur (Ertürk, 1994: 146).

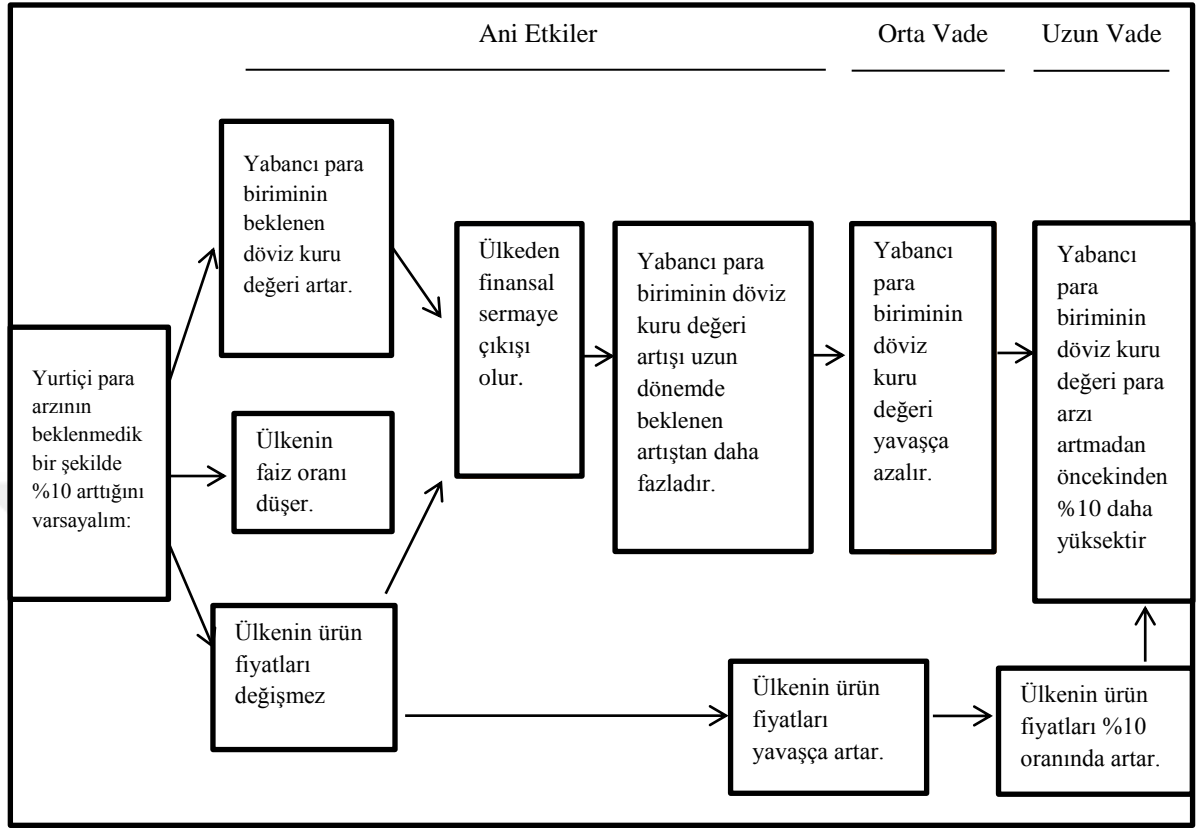
#### **4.2.3. Döviz Kurunun Aşırılığı (Dornbusch Modeli)**

Kısa dönemlerde döviz kurlarının uzun dönemli denge değerinin etrafında dalgalanmasına "döviz kurlarının aşırı tepkisi" ya da "hedefi aşma (overshooting)" denir (Seyidoğlu, 2003: 392). Bu model, sadece döviz kurlarının neden oynak (hareketli) olma eğiliminde olduğunu değil, aynı zamanda, nominal ve reel döviz kuru hareketlerinin neden güçlü ilişkili (korelasyonlu) olduğunu da açıklar (Grauwe, 1989: 85).

Dornbusch modelinin varsayımları şu şekildedir: İlki, uzun dönemde, miktar teorisi ve satın alma gücü paritesi geçerlidir. Bunun anlamı, eğer para stoku iki kat artarsa, bu uzun dönemde döviz kurunun iki katına çıkmasını gerektirir. İkinci varsayım, kısa dönemde fiyatlar yapışkandır. Yani fiyatların para stokundaki artış gibi rahatsızlıklara tepki vermesi gecikebilir. Üçüncüsü, her zaman açık faiz paritesi geçerlidir. Yani döviz kuru ve faiz oranı hemen ayarlanabilmektedir (uyarlanabilmektedir). Böylece, yerli ve yabancı aktiflerin beklenen getiri oranları zamanın her anında aynen devam etmektedir. Diğer bir ifadeyle risk primi yoktur. Son varsayım ise, beklentiler rasyonel olarak oluşturulur ve Dornbusch modelinde, tam öngörü geçerli olduğu varsayılır. Ekonomik ajanlar, önceki üç varsayımda ifade edilen ekonominin yapısını ve aynı zamanda, modelin çalıştırdığı dışsal değişkenlerin gelecek değerlerini bilirler (Grauwe, 1989: 83).

Pugel döviz kurunun aşırılığını, Şekil 1.2 ile özetlemiştir (Pugel, 2012: 463):

Şekil 1.2: Döviz Kurunun Aşırılığı



#### 4.2.4. Spekülatif Kabarcık Yaklaşımı

Beklenmeyen iktisadi veya siyasi bir olaya kısaca haber (news) denir. Haberler, faiz haddi, para arzı, fiyat düzeyi ve cari denge gibi temel ekonomik göstergelerin değişmesine yol açarlar. Bu göstergelerde meydana gelen değişiklikler ise, döviz kurunun değişmesine neden olurlar. Dolayısıyla döviz kurlarını öngörebilmek için haberleri öngörmek gerekir. Oysa haberleri öngörmek tanım gereği mümkün değildir. Döviz kurunda uzun dönemde meydana gelecek değişmeler faiz haddi, para arzı fiyat düzeyi ve cari açık gibi temel değişkenlere dayalı bir biçimde öngörülemez (Ünsal, 2005: 563).

Paraların değerlerindeki aşırı yükselmeler ve değer kayıpları temel ekonomik gelişmelerden ziyade, bir paranın değeri yükseliyorsa kazanç sağlamak için bu parayı satın almak ve bununla birlikte zarara uğramamak için de başka bir parayı satmak gerektiği şeklindeki bir düşünceye dayanmaktadır. Bu durumda yatırımcılar ya spekülatif karlar elde etmeye ya da bir zarardan kaçınmaya çalışırlar. Bu amaçla hareket eden yatırımcıların sayısındaki büyümeyle birlikte bir para bir yönde hareket etmeye başladığında bir spekülatif kabarcık oluşmaktadır. Böyle bir durumda paranın temel ekonomik göstergelerin gerektiğinden daha fazla değer kazanması ya da değer kaybetmesi gerçekleşmektedir (Walther, 2002: 89). Stiglitz'e (1990) göre kabarcık ise,

fiyatın bugün yüksek olmasının tek sebebi, yatırımcıların fiyatın yarın daha yüksek olacağı yönündeki düşünceleri ise bu durumda kabarcık mevcuttur (1990: 13-18).

### **4.3. Döviz Kurlarının Belirlenmesinde Stok-Akım Modelleri**

Döviz kurlarının belirlenmesinde stok-akım modelleri, para ikamesi ve portföy denge modelleri ile açıklanacaktır.

#### **4.3.1. Para İkamesi**

Para ikamesi modelleri, yerli ve yabancı vatandaşların hem yerli hem de yabancı para tutmasına dayanan parasal modelin özel bir çeşididir. Bu modelde tahvil piyasaları açıkça temsil edilmemekte ve bu yüzden modelde faiz oranı yer almamaktadır. Modelin dikkat çekici özelliği, servet etkisi yoluyla ödemeler dengesinin cari ve sermaye hesaplarını birleştirmesidir. Yerli servet sadece, cari denge fazlasından kaynaklanan döviz kurunun yığılması (birikmesi) ile artırılabilir. Ancak cari işlemler dengesi sağlandığında yerli servet değişmeyecek ve model dengede olacaktır (Pentecost, 1993: 129).

Para ikamesi modellerinin iki türü vardır. Bunlar, yerli paranın arz ve talebinin yabancı paraya aşırılığı olarak ifade edilen cari işlem fazlası ya da açığı olarak yorumlanır. Bu modeller sermaye hesabı ve sermaye piyasalarının çoğunlukla ihmal ettiği ilk defa 1974'te tartışılan ödemeler dengesi üzerine parasal yaklaşım modellerine benzer. Calvo ve Rodriguez (1977) ve Borro (1978)'nin modelleri bu türdendir ve nispeten daha anlaşılır modellerdir. Para ikamesi modellerinin ikinci türü farklı bir noktaya odaklanır: Bu modeller, para arzını, son derece entegre dünya sermaye piyasası kapsamında dünya çapında (yaygın) bir olgu olarak görmektedir. Bu iki farklı yaklaşımı ayırt etmek için Borro- Calvo- Rodriguez yaklaşımı parasal para ikamesi, ikinci yaklaşım ise küresel para ikamesi modelleri olarak adlandırılır (Krueger, 1983: 91).

Para ikamesi modelleri, döviz kurları üzerine sermaye ve ticaret hesabı etkilerini birleştiren modelleri geliştirmiştir. Böylece döviz kuru, stok ve akım değişkenlerin etkileşimi yoluyla finansal piyasalar ve mal piyasaları ile birlikte belirlenir. Bu modellerin başlıca eksiği; varlık seçimi çok sınırlıdır ve dolayısıyla model sadece dolaylı para ikamesinden muhtemelen daha az önemli olan doğrudan para ikamesine yer vermektedir (Pentecost, 1993: 150).

#### **4.3.2. Portföy Denge Modelleri**

Döviz kurunun belirlenmesinde portföy denge modelleri Markowitz (1952) ve Tobin (1958) tarafından para talebi ve portföy dengesi üzerine yaptıkları çalışmalardan ileri gelmektedir. Portföy denge modelinin ana özelliği, yerli ve yabancı para dışı varlıkların parasal ve Mundell - Fleming yaklaşımlarındaki tam ikame yerine eksik ikamede

olduđu varsayılmaktadır. Bu modellerde sadece yurtiçi vatandaşlar yerli para tutabildikleri için, paranın her zaman için ticaret dışı olduđu varsayılır. Yerli ve yabancı varlıklar eksik ikamede olduğundan, (çevrilmemiş) faiz oranı paritesi geçerli değildir. Böylece uluslararası yatırımcılar, portföylerinde para dışı varlıkları çeşitlendirebileceklerdir. Portföydeki her bir varlığın oranı ise, özel risk getiri özelliklerine bağlıdır. Dolayısıyla yatırımcı portföyünü oluştururken fonlarını, elde etmeyi umduđu getiri düzeyini maksimum düzeye çıkaracak şekilde dağıtacaktır (Pentecost, 1993: 151).

Portföy denge yaklaşımında parasal model para dışındaki varlıkları kapsayacak biçimde genişletilir. Varlıklar yaklaşımı da denilen portföy yaklaşımında kişilerin ve firmaların servetlerini para, yurtiçi tahvil ve yurtdışı tahvil olmak üzere üç mali varlık biçiminde tuttıkları kabul edilir (Ünsal, 2005: 552).

Portföy denge modelleri, ülkenin yabancı varlık pozisyonundaki değişikliklerin ülkenin cari hesabına eşit olduğunu söyleyen iyi bilinen bir özellikte başlar. Zamanın bir anında cari (hesap) fazlası olan bir ülke, söz konusu verilen dönemin sonu ile dönem başı karşılaştırıldığında, artan net yabancı varlık pozisyonu ile kendisine ulaşacaktır. Bu durumun tersi de cari açığı olan bir ülke için doğrudur. Modelin faiz oranı paritesine dayanmaması, risk priminin varlığına açıkça yer vermesi olarak yorumlanır. Ya da bir diğer ifadeyle, portföy denge modellerinin risk priminin oluşumunu açıklayan modeller olduđu söylenebilir (Grauwe, 1989: 91).

## **5. DÖVİZ KURU SİSTEMLERİNİN SINIFLANDIRILMASI**

Döviz kuru sistemleri, sabit kur sistemi ve esnek kur sistemi olmak üzere ikiye ayrılarak açıklanacaktır.

### **5.1. Sabit Kur Sistemi**

Sabit döviz kuru sisteminde her ülke ulusal parasının değerini yabancı para cinsinden tanımlar. Sistem sabit döviz kuru sistemi olmasına rağmen Ünsal'a (2005) göre sabit döviz kuru sisteminde hükümet gerek gördüğünde döviz kurunu değiştirebilir ve yeniden sabitleyebilir. Böylelikle merkez bankası belirlediği kurun, önceden açıkladığı alt ve üst sınırlar arasında belirli bant içinde değişmesine izin vermektedir (2005: 493). Bu, sabit kur sisteminin ayarlanabilir olmasını ifade etmektedir (Seyidođlu, 2003: 365). Diğer bir ifadeyle, sabit döviz kuru sisteminde, her ülkenin merkez bankası ülkenin kur değerinin dar bir sınır dışına çıkmasını engellemek için döviz piyasasına müdahale eder (Lipsey vd., 1990: 888). İlave olarak, dalgalanma sınırları, ne derece genişletilirse sisteme o derece esneklik kazandırılmış olur (Karagöz, 2009: 9). Dünyada sabit kur sisteminin uygulandığı dönem içerisinde, 1870-1914 dönemlerinde döviz kuru altına göre sabitlenerek altın standardı dönemini oluşturmuştur. 1944-1971 dönemlerinde ise



döviz kuru dolara sabitlenerek Uluslararası Para Fonu (IMF) tarafından yönetilen Bretton Woods dönemini oluşturmuştur.

İkinci Dünya Savaşı'nın ardından 1973'e kadar geçerli olan sabit kur sisteminde, merkez bankası, herhangi bir ödemeler dengesi açık veya fazlasını engellemek için döviz piyasasına müdahale eder (Walstad ve Bingham, 1996: 253). Sabit kur sisteminde yabancı paranın fiyatı artırıldığı zaman döviz kuru değerlenir. Aşırı değerlenmiş döviz kuru için, resmi döviz kurunda döviz piyasasında toplam para arzı toplam para talebini aşar. Hükümet, parasının fazla arzını satabilmek için uluslararası rezervlerini kullanarak bir süre aşırı değerlenmiş döviz kurunu sürdürebilir. Yıl içerisinde ülkenin uluslararası rezerv stoklarında gerileme ödemeler dengesi açığına neden olur. Ancak döviz kurlarında istikrarı sağlayabilmek için ödemeler bilançosunun devamlı açık vermemesi gerekmektedir. Ülkenin uluslararası rezervleri sınırlı olduğu için, ülke aşırı değerlenmiş döviz kurunu süresiz olarak sürdüremez. Dahası rezervlerin hızlı kaybı devalüasyona neden olabileceği için devalüasyon etkisinden korkan finansal yatırımcılar bir spekülasyon atak başlatabilirler (Frank ve Bernanke, 2004: 496-497). Devalüasyon ile, ülke malları ucuzlayıp, ihracatın artması ve ithalatın azalması ile ödemeler dengesinin düzelmesi beklenir. Ulusal paranın değerlenmesi anlamına gelen revalüasyon ise devalüasyonun tersidir.

Bu kur sisteminde merkez bankası döviz kurlarına müdahale etmekle birlikte, bu müdahaleler önceden belirlenmiş kurallara göre yapılmamaktadır. Parasal otorite bu müdahaleleri, kendi karar alma mekanizmasını bir takım ekonomik göstergeler doğrultusunda söz konusu dönem içinde elverişli olduğunu düşündüğü bir şekilde çalıştırmaktadır. Önceden açıklanmış kurallara bağlı olarak yapılmayan bu müdahaleler de, ülke ekonomisinin hareket alanını genişletmektedir (Ordu, 2013: 19).

Kur rejimleri arasında en köklü tarihe sahip olan sabit kur rejimlerinin en dikkat çekici özelliği istikrar sağlanması amacıyla para politikasının kullanılmamasıdır. Sabit kur rejimlerinin, döviz kuru dalgalanmalarını minimize ederek uluslararası ticarete belirsizliği ortadan kaldırması, ülke içerisinde enflasyonist baskıları azaltması ve fiyat istikrarını sağlaması gibi avantajlara sahiptir (Müslümov, 2003: 25). Sabit kur sisteminin olumsuz yanları da bulunmaktadır. Sabit kur sistemlerinin dezavantajlarından en önemlisi bağımsız para politikasının kaybedilmiş olmasıdır. Ekonomide ortaya çıkabilecek iç ve dış şoklar karşısında, para politikası ülkenin ihtiyaçları doğrultusunda kullanılmamakta, şokların süresi ve ekonomi üzerindeki maliyeti artmaktadır. Ayrıca bu şoklar karşısında döviz kurlarının hareket ederek denge değerini bulması ve bir anlamda sigorta görevi görerek şokların tesirini hafifletme imkanı da ortadan kalkmaktadır. Bunun yerine, çoğu zaman politik ve sosyal maliyetleri yüksek olan üretim, fiyatlar, istihdam ve ücretlerde hızlı ve sert ayarlamalar gerekmektedir (Kaya, 2009: 9). İlave olarak sabit kur sisteminin, dış ödemeler bilançosu dengesizliklerine yol açması eleştirilmektedir. Ödemeler dengesi açıklarını giderebilmek için devalüasyona başvuran ülkeler uzun dönemde ülke içine enflasyon ithal etmekte ve dış ödemeler

bilançosu açıkları da artmaktadır. Sabit kuru sürdürebilmek için para otoritelerinin belli bir miktarda rezerv bulundurmaları gerekliliği de sistemin diğer bir olumsuz yanı olarak karşımıza çıkmaktadır (Kardaşlar, 2013: 10).

## 5.2. Esnek Döviz Kur Sistemi

1973 yılında Bretton Woods sisteminin çökmesiyle öncelikle sanayileşmiş ülkeler ve ardından da gelişmekte olan ülkeler olmak üzere sabit kur sistemini terk eden birçok ülke dalgalı ya da serbest kur sistemi olarak da adlandırılan esnek döviz kuru sistemini benimseyerek paralarını dalgalanmaya bırakmışlardır. Esnek döviz kuru sisteminde kurlar, döviz piyasasında arz ve talep koşullarına bağlı olarak belirlenir. Yani bu sistemde, yurtiçi mali ve para otoritelerinin döviz kurları üzerinde herhangi bir müdahalesi söz konusu değildir (Williamson, 2011: 538).

Esnek döviz kurunda, toplam döviz talebi her zaman toplam döviz arzına eşittir ve bir dengesizlik yoktur (Schiller, 1991: 529). Dolayısıyla, merkez bankasının döviz rezervi tutmasına gerek yoktur (Dornbusch ve Fischer, 1978: 587). Piyasa talebinde veya piyasa arzında bir değişme ortaya çıktığında buna bir tepki olarak kurlar değişir (Seyidoğlu, 2003: 365). Döviz kurunun arz ve talebindeki değişmeler genelde, zevk ve tercihler, nispi gelir, nispi fiyat, nispi reel faiz oranları ve spekülasyondaki değişmelerin sonucudur (Walstad ve Bingham, 1996: 253). Bu sistemde olası bir dış açık döviz kurunun yükselmesine, olası bir dış fazla ise döviz kurunun düşmesine yol açarak fiili bir dış dengesizliğin ortaya çıkmasına izin vermeyecektir. Dış denge bu şekilde sağlanırken iç denge ise para ve maliye politikalarıyla sağlanabilecektir (Güran, 1987: 83). Esnek kur sisteminde, kurların arz ve talepteki değişmelere karşı duyarlılığı, arz ve talep eğrilerinin esnekliklerine bağlıdır. Arz eğrisinin esnekliği düşük olduğu sürece, talepteki küçük bir kayma döviz kurunda büyük değişikliklere yol açmaktadır. Aynı şekilde talep esnekliği düşük olduğu sürece, arzdaki bir değişme döviz kuru üzerinde büyük değişikliklere yol açacaktır (Karluk, 1984: 319).

1950 ve 1960'lı yıllarda uluslararası iktisatçıların çoğu esnek kurları sabit kurlara tercih etmeye yönelik yaptıkları çalışmalarda birçok açıdan esnek döviz kurunun sabit kura üstün olduğunu savunmuşlardır. Esneklik açısından, sabit kurlarda fiyat artışları yerli malların uluslararası piyasaya göre daha pahalı hale gelmesi ile ülke rekabet gücünü kaybetmektedir. Ancak esnek kur sisteminde döviz kurları fiyat değişimine uyum sağlarsa, reel döviz kurları değişmeyeceğinden ödemeler dengesi bozulmayacak ve ülke rekabet gücünü kaybetmeyecektir. İstikrarlılık açısından bakıldığında, spekülörlerin istikrarlandırıcı davranışları esnek kur rejimini sabit kur rejimine göre daha sakin bir rejim haline getirmektedir. Tecrit özelliği açısından, sabit döviz kurunda ülkenin ihracat talebi azalır, dış ticaret çoğaltarı yoluyla ekonomi durgunluğa sürüklenirken esnek döviz kurlarında ise, döviz kurlarının uyum sağlaması ile (intibak) ödemeler dengesi sağlanır. Politika bağımsızlığı açısından, genişletici para politikası sabit döviz kurlarında ödemeler dengesi açığı demektir. Esnek döviz kurlarında ise

genişletici para politikasının yarattığı etki ülke içinde kalmakta ve denge devam etmektedir. Dış denge açısından, esnek döviz kurlarının dünya ekonomisinde fonksiyonlarını icra edebilmek için tarife ve ticaret engellerine gerek yoktur. Rezerv ihtiyacı açısından ise, merkez bankaları döviz rezervi tutmak zorunda değildir (Ertürk, 2001: 334-336). Esnek döviz kuru olumlu özelliklerine ek olarak, döviz arz ve talebi dengede olduğundan, merkez bankası müdahaleleri en aza indirgenir. Esnek döviz kuru sisteminde etkin işleyen bir döviz piyasası söz konusudur. Bu piyasada kurlar şoklara hızlı ve tam olarak uyum sağlar. Ve bu sistemde, döviz kuru istikrarı bir hedef olarak alınmadığı için, merkez bankası daha etkin para politikası yürütme imkanına sahiptir (Karluk, 2005: 535).

Esnek döviz kurunun olumsuz özellikleri ise; bu sistem ödemeler dengesi ve döviz kuru rezerv problemlerini gidermesine rağmen, uluslararası ticaret problemlerinin tamamını giderememiştir. Döviz kurundaki hareketler, nispi fiyatları değiştirir ve ihracat ve ithalat akımlarını bozabilir. Örneğin, doların değer kaybetmesi, tüm ithal malların fiyatını artırır. Fiyat artışları yurtiçi maliyet enflasyonunu artırabilir. Diğer taraftan, doların değer kazanması durumunda ise, söz konusu ülkenin mal fiyatları artar bu da ihracatın azalmasına neden olur. Dolayısıyla, birileri döviz kuru hareketlerinden mutlaka zarar görmektedir (Schiller, 1991: 529). İlave olarak, esnek döviz kuru sisteminde, döviz kurlarının gelecekteki değeriyle ilgili belirsizlikler, ekonomideki karar alıcılarının fiyatlamlarını sağlıklı olarak yapabilmelerini zorlaştırır ve bu durum maliyetleri artırır. Döviz piyasalarında döviz kurları, dönemsel dengesizlikler gösterebilir. Yüksek nominal ve reel döviz kuru dalgalanmaları, ekonomide kaynak dağılımını bozabilir. Esnek kur sisteminde dış ülkelerdeki enflasyon, kur yoluyla ülkeye ithal edilir. Esnek kura bağlı olarak hem risk hem de ekonomideki birimlerin risk algısı artar. Böylelikle ülkeye yönelik risk primleri yükselir (Karluk, 2005: 535).

Merkez bankaları sabit döviz kurları dışında da döviz piyasalarına müdahalede bulunabilirler. Yani onlar döviz kuru hareketlerini yok etmek yerine bu hareketleri azaltma amacı ile döviz alım satımı yapabilirler. Döviz piyasalarında böyle sınırlı bir müdahale, yönetimli döviz kuru veya kirli dalgalı döviz kuru olarak adlandırılır.

Yönetimli döviz kurunun temel amacı, istikrar sağlayıcı (dengeye getirici) bir güç oluşturmaktır. Mesela, dolar çok hızlı bir şekilde düştüğünde, ülke dolar satın alabilmek için döviz rezervlerini kullanabilir. Veya doların değeri çok hızlı arttığında bunun tersi geçerli olacaktır. Bu bakış açısından hareketle, yönetimli döviz kuru, özel piyasa (sektör) için bozulmaya-korumalı bir sistem olarak görünmektedir. Ancak ne yazık ki, burada bazı şüpheler vardır. Özel spekülörler yalnızca kar elde etme amacıyla döviz alıp satarlar. Ama merkez bankası, başka faktörleri de dikkate alarak döviz alım satım işlemi yapar. Düşen bir döviz kuru, ülkenin ihracatının rekabetçi avantajını artırır. Yükselen bir döviz kuru ise, uluslararası yatırımı daha az pahalı yapar. Dolayısıyla, bir ülkenin yönetimli döviz kuru hareketleri, ülkenin ticaret partnerlerinde içten bir düşmanlık ve şüphe uyandırabilir (Schiller, 1991: 530-531). Bu yöntemi savunanlar,

yöntemin dünya ticaretinde herhangi bir gerilemeye neden olmadığını ve dünyayı ciddi ekonomik şoklara sürüklediğini ileri sürer. Yöntemi eleştiren kesimler ise, döviz kurlarının oynaklığına (volatilité), ödemeler dengesi açık ve fazlasının azaltılamamasına neden olduğuna ve yurtiçi ekonomik amaçlara ulaşabilmek için sistemli olmadığını savunurlar (Walstad ve Bingham, 1996: 254).

## **6. DÖVİZ KURUNUN İHRACAT ÜZERİNDEKİ ETKİSİ ve TÜRKİYE'DE 1980 YILI SONRASI UYGULANAN DÖVİZ KURU POLİTİKALARININ İHRACAT AÇISINDAN DEĞERLENDİRİLMESİ**

1980'den önce Türkiye, ithal ikameci bir sanayileşme politikası izleyen dışa kapalı küçük bir ekonomidir. İthal ikamesine yönelik kalkınma stratejisinde ilk başlarda başarılı olunmuş, ancak özellikle 1970'li yılların başlarında ve sonlarında ortaya çıkan iki önemli petrol krizi ara girdi ithalatını olumsuz yönde etkilemiş ve ithalat giderlerini büyük oranda artırmıştır. Bu gelişmelerin neticesinde, Türkiye ekonomisi tarihinin en yüksek dış ticaret ve cari hesap açığını vermiştir. Dolayısıyla, dış borçların önemli ölçüde artması, büyüme oranının negatife düşmesi ve enflasyonun yükselmesi de aynı döneme rastlamaktadır (Kasman ve Kasman, 2005: 197).

24 Ocak 1980 tarihi, Türkiye'de dönüm noktası olarak kabul edilebilmektedir. 24 Ocak 1980 İstikrar programı ile Türkiye'nin dışa açılmasını sağlayan kararlar alınmıştır. Uygulanan döviz kuru sistemleri ve politikalarında değişime gidilmiş ve yönetimli esnek kur sistemi uygulanmaya başlanmıştır. Aynı zamanda söz konusu program ile, uygulanan dış ticaret politikalarında da serbestleşmeye gidilmiş, ithalat üzerindeki sınırlamalar kaldırılıp, ihracat teşvik edilmeye başlamıştır. Bu doğrultuda, 1980-1988 yılları arası dönemde uygulanan döviz kuru politikaları, ihracatın arttırılmasına yönelik olmuştur (Hepaktan vd., 2011: 64). Dışa açık büyüme stratejisinin bir sonucu olarak, özellikle 1981-1989 yılları arasında ihracatta sürekli bir artış yaşanmıştır. İhracattaki bu artışın nedeni, reel döviz kuruna dayalı dış ticaret liberalizasyon politikaları sonucunda TL'nin reel anlamda değer kaybetmesi, ihracatı teşvik eden politikalar ve iç talepteki daralmalardır (Kasman ve Kasman 2005: 197-198). Ancak, ihracata dönük imalat sanayi yatırımları ile desteklenmeyen bu politikalar bir süre sonra etkisini kaybetmiştir. 1989 yılında sermaye hareketlerinin serbestleştirilmesi ile birlikte, döviz kuru değişimleri kısa vadeli spekülâtif sermaye akımlarının etkilenmesinde de önemli hale gelmiştir. Büyüme dinamiklerinin kısa vadeli spekülâtif sermaye hareketlerine dayandığı bu dönemde, Türkiye ekonomisi önemli krizlerle karşılaşmıştır (Türkyılmaz vd., 2007: 134).

1980-1989 döneminde uygulanan aktif kur politikası ile ihracat fiyatları enflasyonun üzerinde belirlenerek ihracat karlı hale getirilmiş ve aynı zamanda geleneksel ürünlerin ihracatı başlamıştır. Söz konusu dönemde uygulanan aktif kur politikası ihracatın teşviki ve dışa açılmada önemli bir rol oynamıştır. Ancak, 1988'den sonra aktif kur politikası yavaş yavaş terk edilmeye başlanmış ve ihracatın teşvikinde kullanılan döviz kuru

politikası sıkı para politikası yoluyla enflasyonun düşürülmesi amaçlanmıştır. 11 Ağustos 1989 tarihinde sermaye hareketleri ve mali piyasalar serbestleştirilmiş, Türk lirası konvertibl hale getirilmiştir. Türk lirasının konvertibl hale gelmesinde en önemli amaç, ekonomide yaşanan stagflasyon olgusunun meydana getirdiği olumsuz ekonomik ortam ve artan enflasyon nedeniyle oluşan Türk lirasından kaçışı önlemektir. Böylece dışa kaçan sıcak para ülkeye geri dönerek, yapısal ve finansal dengesizliklerin serbestleşme ile aşılması hedeflenmiştir (Demircioğlu, 2009: 97).

1981-1989 yılları arasında uygulanan politikaların önemli bir bölümü 1990'larda terk edilmiştir. 1989 yılında yabancı sermaye hareketleri üzerindeki kısıtlamaların ve ihracatı teşvik politikalarının büyük oranda kaldırılması ve Türk lirası reel anlamda değer kazanması dış ticaret açığını tekrar problem haline getirmiştir. 1990'larda uygulanan politikalar sonucu, ülkeye sıcak paranın girişi ve spekülasyon atakları nedeniyle 1994'te önemli bir finansal kriz yaşanmış ve Türk lirası, Amerikan dolarına karşı %120 devalüe edilmiştir. 1994'te ihracatta önemli bir artış gözlenirse de, 1995 ve daha sonraki yıllarda izlenen büyüme ve harcamaya yönelik politikalar nedeniyle iç talep artmış ve Türk lirasının reel anlamda tekrar değer kazanmasına ilaveten ithalat da artmıştır (Kasman ve Kasman, 2005: 198).

1997'deki Güneydoğu Asya Krizi ve 1998'deki Rusya Krizinin Türk mali piyasalarına ve döviz kurlarına yansımaları çok sınırlı olmuştur. Bunda döviz rezervlerinin yeterliliğinin yanı sıra merkez bankasının kriz dönemlerinde hem TL hem de döviz likidite talebini, miktar kısıtlamasına gitmeden, karşılaması etkili olmuştur. 1999 yılına gelindiğinde, uluslararası krizlerin olumsuz etkileri yaşanan iki büyük deprem felaketinin maliyetleri ile birleşince, daha çok kamu açıklarıyla ilgili geçmişten gelen ve çoğu yapısal nitelikte olan sorunlar artık katlanılamaz bir noktaya gelmiştir. Bu olumsuzlukların giderilebilmesi ve yabancı kaynak temininde rahatlayabilme amacıyla, Nisan 1999 seçimleri sonrası kurulan üçlü koalisyon hükümeti Aralık 1999'da IMF ile 3 yıl süreli bir stand-by anlaşması imzalamıştır (Özçam, 2004: 11). Türkiye, IMF yönetim ve denetimli Enflasyonu Düşürme Programını 2000 yılından itibaren uygulamaya başlamıştır. Bu programın temel amacı, üç yıllık bir dönemde enflasyonu tek haneli rakamlara indirmek, reel faizleri aşağı çekerek kamu finansman dengesini sağlıklı ve sürdürülebilir bir yapıya kavuşturmadır. Program kur ve ücretlerin kontrol altına alınması temeline dayanmaktadır. Programın başlıca eksiği ise, döviz kurları ve ücretlerin kontrol altında tutularak tek hedefin enflasyonu düşürmeye odaklanmış olmasıdır (Şamiloğlu: 2). 2000 yılının ortalarına kadar hükümetin stand-by anlaşmasında öngörülen yapısal reformları gerçekleştirmede kararlılığı, genel anlamda ekonomi ve mali piyasalarında iyimser bir ortam oluşturmuştur. Özellikle kamu maliyesinde beklenilenin üzerinde bir performans gösterilmiştir (Özçam, 2004: 12). Ancak, Kasım ayında, Türk mali piyasalarında likidite sıkışıklığının neden olduğu döviz talebindeki hızlı artış, uluslararası piyasalardaki bozulma ve içeride yaşanan olumsuz etkiler nedeniyle bir kriz yaşanmıştır. Bu aşamada, Türk bankalarının, yurt dışı piyasalarda değeri düşen teminatlarını karşılamak için döviz talepleri artmıştır. Faiz

oranlarındaki şok yükselmeler bankacılık sektörünün bilanço yapısını olumsuz yönde etkileyerek, Tasarruf Mevduatı Sigorta Fonunun (TMSF) yükünü artırmıştır. Böylelikle, uluslararası piyasalarda Türkiye'ye yönelik olumsuz düşüncelerin yer alması, ülkeden sermaye çıkışlarını hızlandırarak krizin daha da derinleşmesine neden olmuştur (TC Katılım Öncesi Ekonomik Program, 2001: 11). 2001 krizi ile Türkiye, 1994'ten beri uyguladığı döviz kuru rejimini uygulamaktan vazgeçmiş, kurların piyasalarda serbestçe dalgalanması uygulamasına geçmiştir. Ancak, bu kez de dış kaynaklara dayalı bir istikrar paketi benimsendiğinden, borçlanma sonucu ülkeye giren döviz, döviz kurlarını baskı altında tutarak, kısa sürede Türk lirasının aşırı değerlenmesiyle sonuçlanmıştır (Müslümov vd., 2002: 3-4).

Kur ve ücret çapasına dayalı enflasyonu düşürme programı art arda yaşanan iki krizle terk edilmiş ve 14 Nisan ve 15 Mayıs 2001 tarihlerinde iki aşamada açıklanan yeni bir istikrar programı uygulamaya konulmuştur. Öncelikle ulusal program, ardından da güçlü ekonomiye geçiş programı (GEGP) olarak tanımlanan yeni istikrar programının temel amacı, güven bunalımını ve istikrarsızlığı hızlıca ortadan kaldırarak bir daha geri dönülemeyecek şekilde kamu yönetiminin ve ekonominin yeniden yapılandırılmasına yönelik altyapıyı oluşturmaktır (Bağımsız Sosyal Bilimciler - İktisat Grubu, 2001: 7).

2002 yılında krizden çıkma yönünde önemli adımlar atan Türkiye ekonomisi, 2003 yılından itibaren küresel ortamın da desteği ile güçlü bir büyüme dönemine adım atmıştır. Makroekonomik istikrarın sürekliliğini sağlama, ekonomiyi esnek, etkin ve üretken bir yapıya kavuşturma amacıyla uygulamaya konulan sıkı para ve maliye politikaları, Türkiye'ye yönelik olumsuz düşüncelerin azalarak ekonomide güven ve istikrarı büyük ölçüde sağlamıştır (Acar, 2013: 17). 2002-2003 yıllarında GEGP ile reel döviz kuru yeniden artış göstermiştir. Türk lirasının değer kazanmasına karşılık olarak bu dönemde, ihracat değerinde gerileme, ithalat değerinde ise artış yaşanmıştır. İhracat değeri 2004 yılından küresel finansal krizin yaşandığı 2008 yılına kadar yeniden artış trendi göstermiştir (Tapşın ve Karabulut, 2013: 199).

2002-2007 döneminde yüksek büyüme oranları gerçekleşip, ihracat ve üretimde yüksek oranlı artışlar yaşanırken aynı zamanda enflasyon oranları düşmüş ve mali disiplin göreceli de olsa sağlanmıştır. Yapısal olarak büyüme dönemlerinde cari açığı artıran Türkiye ekonomisinde, kriz öncesi dönemde küresel likidite bolluğu sayesinde finansman sorunu olmamıştır (Acar, 2013: 17). 2002-2007 yıllarını kapsayan dönemde Türkiye, kesintisiz ve hızlı bir büyüme sürecine girmiştir. Ancak, 2007 yılının Ağustos ayında ABD'de konut piyasasında başlayan finans krizi, 2008 yılı Eylül ayından itibaren küresel ekonomik krize dönüşerek, gelişmiş ve diğer gelişmekte olan ekonomileri etkilediği gibi, Türkiye ekonomisini de olumsuz yönde etkilemiştir. 2008 kriziyle birlikte TL değer kaybederken reel döviz kuru endeksinde gerileme yaşanmıştır.

Dünya'da yaşanan küresel finans kriz bankacılık kaynaklı olup, buradan tüketici kesimine ve oradan da reel kesime sıçramıştır. Ancak, Türkiye'de kriz bankacılık

kesiminde yeterince hissedilmemiş ve krize rağmen bankalar yüksek karlar elde etmeye devam etmişlerdir (Eken, 2009). Ekonomi son çeyrekte %6.2 küçülürken, bankacılık sektörü 2008 yılını %9.1'lik bir büyüme ile tamamlamıştır. Bunun temel nedeni uygulanan "yüksek faiz-düşük kur" politikasıdır. Uygulanan bu politika nedeniyle, Türkiye krizi esas olarak reel sektörde ve tüketici kesiminde yaşamaktadır. Bu nedenle Türkiye'de yaşanan krizi finans krizi olarak isimlendirmekten ziyade kriz, açık bir ekonomik krizi olarak nitelendirilebilir. Ancak, Türkiye'nin yaşadığı ekonomik kriz küresel krizden bütünüyle bağımsız değildir. Zira Türkiye, 2002 yılından beri uyguladığı "yüksek faiz-düşük kur" politikası nedeniyle, ekonomik dengelerini bir bütün olarak küresel gelişmelere karşı duyarlı hale getirmiştir. Üretimini, ekonomik büyümesini ve ekonomik dengelerini bu şekilde konumlayan Türkiye, dolayısıyla, küresel finans krizinden farklı şekilde ve daha sert etkilenmektedir. Türkiye'ye gelen yabancı sermayedeki azalma, Türkiye'nin ödemeler dengesini bozarken, Türkiye'nin ihracatındaki azalma da üretimini azaltmaktadır. Bu gelişmeler, zaten istihdam yaratmayan "yüksek faiz-düşük kur" politikası nedeniyle yüksek olan işsizlik oranları yanı sıra tüketici kesimini borçlarını ödemede çaresizliğe düşürmüştür (Eken, 2009).

2008 yılının sonlarından itibaren, Türkiye'nin dış ticareti üzerinde etkisi belirginleşen kriz, 2009 yılında mal ve hizmet ihracat ve ithalatını büyük ölçüde azaltmıştır. Dünya genelinde yaşanan ekonomik durgunluk, özellikle Türkiye'nin en önemli ticaret ortağı olan Avrupa Birliği ülkelerinin büyüme performanslarındaki bozulmalar ve yetersiz talep koşulları, Türkiye'nin ihracatını olumsuz yönde etkilerken ithalat talebini de azaltmıştır. İthalat talebindeki azalışın ihracattan daha yüksek oranda gerçekleşmesi ise dış ticaret açığının küçülmesini sağlamıştır (TOBB, 2009: 106).

2010 yılında ise küresel ekonomide göreceli de olsa canlanmayla birlikte, iç ve dış talepte artma eğilimi başlamıştır. Ancak talep artışının daha çok iç talep ağırlıklı olması, Türkiye'nin en önemli ihracat pazarı olan Avrupa ülkelerinde, borç krizinden kaynaklanan düşük büyüme ile bu ülkelerin alım güçlerini olumsuz yönde etkileyerek, ihracatın ithalatın gerisinde kalmasına neden olmuştur. Ülkemizde üretimin büyük ölçüde ithalata bağımlı olması, ekonomideki büyümeyle birlikte ithalat artışını desteklemiştir. Böylelikle, 2009 yılı sonu ile hız kazanan dış ticaret açığı artışı 2010 yılı sonuna kadar devam etmiştir (TOBB, 2010: 115).

2011 yılında, küresel krizden çıkış sürecinde ekonomideki hızlı büyüme, yurtiçi talepteki canlılık ve dış talep zayıflığı nedeniyle ithalat ihracattan daha hızlı artış göstermiş olup böylece dış ticaret açığı ve cari açık yükselmiştir. İthalat artışını destekleyen bir diğer gelişme ise üretim ve enerji fiyatlarındaki yükselmedir. 2011 yılının sonuna doğru TCMB kredi hacmindeki artışı sınırlamaya ve döviz kurunu dengelemeye yönelik uygulamalar ile cari dengedeki bozulmayı kontrol altına almayı amaçlamıştır. Bu uygulamalar ile döviz kuru yükselirken ekonomi yavaşlamaya, yurtiçi talep gerilemeye başlamıştır. Bu gelişmeler sonucu dış ticaret açığı ve cari açık azalmaya başlamıştır. 2012 yılında ise yurtiçi talepteki gerilemeyle cari açıktaki aşağı

yönlü eğilimin devam etmiştir. Cari açığındaki azalmayı destekleyen bir diğer unsur ise, ekonomide beklenenden fazla bir yavaşlamanın olması ve hammadde ve ara malı ithalatının azalmasıdır (TOBB, 2012: 164). 2013 yılında ihracatta yaşanan düşüş, ekonomik canlanma ve iç talepteki artışın etkisi ile 2012 yılında cari işlemler dengesinde görülen iyileşme eğilimi 2013 yılında tekrardan bozulmuştur (TOBB, 2013: 143). 2014 yılında yakın çevre ülkelerde yaşanan siyasi gelişmelere rağmen yurtiçi talepteki durgunluk ve döviz kurunda yaşanan gelişmeler sonucunda ihracat artarken, alınan makro ihtiyati tedbirlerin etkisiyle ithalatta düşüş yaşanmıştır (TOBB, 2014: 127).

Finansal istikrarın fiyat istikrarının ayrılmaz bir ön koşulu olarak gören TCMB, döviz piyasasının etkin bir şekilde çalışabilmesi için gerekli tedbirleri almaya 2015 yılında da devam etmiştir. 2009 yılında enflasyon hedeflemesine geçilmesiyle birlikte, 2015 yılında da 2001 yılından bu yana döviz kurlarının piyasada arz ve talep koşulları tarafından belirlendiği dalgalı döviz kuru rejimi uygulamasını sürdürmüştür (TOBB, 2015: 126). 2015 yılında komşu ülkelerde özellikle Rusya ve Irak kaynaklı jeopolitik riskler ve ekonomik gelişmeler, euro/dolar paritesindeki dalgalanmalar ihracattaki azalışın başlıca nedeni olmuştur. Öncelikle ham petrol olmak üzere enerji fiyatlarındaki düşüş ithalattaki azalışın belirleyicisi olurken, ithalattaki azalışın ihracattaki azalıştan daha yüksek olması dış ticaret açığını azaltıcı bir etki yapmıştır (TOBB, 2015: 133).

Sonuç olarak, Türkiye 1980'li yıllara kadar sabit döviz kuru rejimi uygulamıştır. Bu rejim, Türk lirasının değerinin Merkez Bankası'nca belirlenmesi ve o değerinde sabit tutulması yoluyla uygulanmıştır. Türk lirasının değerinde çoğunlukla değer kaybı biçiminde ortaya çıkan değişiklikler genellikle bir defada ve devalüasyon biçimindeki müdahalelerle düzeltilmiş ve bu kez yeni parite sabit kur olarak belirlenmiştir. Türkiye 1980'lerde döviz kurlarının piyasada belirlendiği ancak Merkez Bankası'nın sürekli müdahaleleriyle yön verdiği yönetimli (müdahaleli/kirli) dalgalı döviz kuru rejimine geçmiştir. Bu rejim 2000'li yıllara kadar sürmüştür. Kur rejimindeki üçüncü değişiklik ise 2000'lerde yapılmış ve 2001 krizi öncesinde Türkiye bant içinde dalgalanma rejimi uygulamıştır. Bant içinde dalgalanma, döviz kurunun belirli bir bant aralığında dalgalanmasına, bu bantın altına veya üstüne çıkması durumunda Merkez Bankası'nın müdahale etmesi biçiminde uygulanan rejime verilen addır. Bu uygulama bant aralığı içinde dalgalı, bant aralığı dışında müdahaleli dalgalanma biçimini alır. Bu rejim uzun süreli olmamış 2001 kriziyle birlikte çökmüştür. Kriz sonrasında Türkiye dalgalı kur rejimine geçtiğini ilan etmiş ve uygulamada müdahaleli dalgalı kur rejimi uygulamaya başlamıştır. Türkiye bugün müdahaleli dalgalı kur rejimi uygulamasına devam etmektedir. Merkez Bankası kurlarda ortaya çıkan aşırı oynaklık durumunda ya ihale yoluyla ya da önceden ilan edilmemiş alım satım uygulamalarıyla kurlara müdahale ederek kurları istediği sınırlara çekmeye çalışmaktadır (Eğilmez, 2012).

Literatürde reel döviz kuru volatilitésinin ihracat üzerindeki etkilerine yönelik teorik yaklaşımlar iki ana başlıkta toplanabilir. Dış ticarete ödemeler teslimat sonrasında yapılıyor ise teslimat ile ödeme yapılan tarihler arasında döviz kurunda öngörülemeyen



değişimler ihracattan beklenen karların belirsizliğini arttıracaktır. Dolayısıyla, döviz kurundaki belirsizlik kar beklentilerini ve bununla bağlantılı olarak ihracatı azaltacaktır. İlave olarak, döviz kuru belirsizliğine karşı korunma (hedging) mümkün değil ya da çok maliyetli ise, döviz kuru volatilitesindeki artışlar ihracatı azaltacaktır. Diğer bir yaklaşım ise, döviz kuru volatilitésinin ihracat üzerindeki etkisini belirlemede ihracatçı firmaların riskten kaçınma dereceleridir. İhracatçı firmanın riskten kaçınma derecesi yüksek ise, firma ihracat gelirindeki olası azalmadan korunmak için daha fazla üretim yapmayı uygun bulacağından, döviz kuru volatilitésindeki bir artış ihracat gelirinin beklenen marjinal faydasını arttıracaktır. Diğer taraftan, ihracatçı firmanın riskten kaçınma derecesi düşük ise, döviz kuru volatilitésindeki bir artış ihracat gelirinin beklenen marjinal faydasını azaltacak ve böylece firmalar ihracatlarını azaltma yönünde bir eğilim de bulunacaklardır (Köse vd., 2008: 26-27; Côté, 1994: 1).

Türkiye’de reel döviz kurlarının, dış ticaret üzerindeki etkisi incelendiğinde, reel döviz kurunda bir artışın meydana geldiği (ulusal paranın değer kazandığı) dönemlerde uluslararası rekabet gücünün azalması nedeniyle ihracatın azalması, buna karşın (ithal malların ucuzlaması nedeniyle) ithalatın artması yoluyla da dış ticaret açığının arttığı kabul edilmektedir. Kısacası, reel döviz kurları ile ithalat arasında pozitif bir ilişki, reel döviz kurları ile ihracat arasında ise negatif bir ilişki olduğu varsayılmaktadır. Öz’e (2011) göre ise, 2004–2010 döneminde Türkiye’nin ihracat, ithalat, dış ticaret açığı ve reel döviz kuru arasındaki ilişki düşünüldüğü kadar net değildir. Türkiye’de reel döviz kurunun arttığı yani Türk lirasının reel olarak değerlendirildiği 2004, 2005, 2007 ve 2010 yıllarında beklenenin aksine ihracatta artış yaşanmıştır. Türk lirasının değer kaybettiği 2006 yılında yine genel kanının aksine ithalat ve dış ticaret açığı artarken küresel krizin etkisi altında geçen 2009 yılında hem ithalat hem de ihracatın azalması reel döviz kuru ile dış ticaret arasında sınırları belirli olmayan bir ilişki olduğunu desteklemektedir (2011: 1).

## İKİNCİ BÖLÜM

### VOLATİLİTE

#### 1. VOLATİLİTE: TANIM VE KAVRAMSAL ÇERÇEVE

Volatilite geniş olarak herhangi bir şeyin değişkenliği olarak ifade edilir. Ya da volatilite incelenmekte olan değişkenin değişebilirliği olarak tanımlanır. Değişken ne kadar çok hareketliyse o kadar çok volatildir. Finansal anlamda volatilite, herhangi bir menkul kıymetin fiyatındaki artış veya azalıştır. Akar'a (2000) göre, finansal piyasalarda yüksek volatilite kavramı için iyi ya da kötü nitelendirmesi yapmak doğru değildir. Yüksek volatilite daha fazla kazanç elde etme imkanı verdiği için yatırımcıları özendirerek likiditeyi artırma gibi olumlu bir etki yapabilir. Diğer taraftan, riski sevmeyen yatırımcıların talepleri de yüksek volatilite durumlarında azalabilmektedir (2000: 1). İstatistiksel olarak volatilite ise, beklenen değer veya fiyattan sapma olarak yorumlanır. Ayrıca bu terim tahmin edilemezlik, belirsizlik ve risk ile ilişkilidir. Ve halk için volatilite terim risk ile eş anlamlıdır (Eryılmaz, 2015: 38). Dolayısıyla finansal volatilite herhangi bir menkul kıymetin riskini ölçmektedir. Heracleous'a (2003) göre, aralarındaki ilişki tartışmalı olmasına rağmen, volatilite çoğunlukla belirsizlikle eşdeğerdir. Ancak volatilite ve risk arasındaki bu bağlantı daha zayıftır. Volatilite getiri dağılımının hem üst (sağ) hem de alt (sol) kuyruğunu içerirken, risk ise genellikle bu dağılımın alt (sol) kuyruğuyla ilişkilidir. Dolayısıyla risk ve volatilite aynı şey değildir (2003: 1). Mullins'e (2000) göre ise risk, öngörülemez veya belirsiz değişkenlikle ilgili iken volatilite ise sadece değişkenliktir (2000: 2). Daly (2007) ise, volatiliteyi varyans riski ile eş anlamlı olarak görmektedir (2007: 2378).

Farklı piyasa sektörlerindeki farklı yatırımcıların, risk açısından farklı özellikleri olabilir. Bu nedenle, farklı sektörlerin volatilitesi farklı olabilir. Dolayısıyla, bir piyasanın volatilitesine bakmak, piyasadaki menkul kıymet endekslerinin volatilitesine bakmak demektir. Her bir menkul kıymet için, beta ( $\beta$ ) bir bütün olarak piyasanın görelisi olarak volatilitisini ölçer. Diğer bir ifadeyle beta katsayısı, bir menkul kıymetin riskini ölçmektedir (Mullins, 2000: 2). Betası 1'den büyük olanların riski piyasa riskinden daha yüksek, düşük olanların riski ise piyasa riskinden daha düşüktür. Örneğin, bir hisse senedinin beta'sı 2 ise, hisse senedi piyasanın iki katı kadar riskli olurken, beta'nın 0.5'in olması durumunda hisse senedi piyasanın ½ katı kadar riskli olduğu anlamına gelir. Bu anlamda farklı hisse senetlerinin riskli olup olmadıkları volatilitelerine bakılarak karşılaştırılabilir. Bu nedenle piyasanın volatil olması, yatırımcılar için risk anlamına gelmekte ve gelecek için tahmin giderek zorlaşmaktadır (Gayğusuz, 2008: 8).

Finansal piyasalar ve kurumlar yatırımcılara tasarruf sahiplerinden para aktarması yoluyla ekonomide önemli bir rol oynar. Finansal varlıkların fiyatlarında bir miktar

volatilite rakip kullanıcılar arasında yatırım yapılabilir fonların tahsis (bölüştürme) sürecinin normal bir parçasıdır (Beckett ve Sellon, 1989: 17-18). Finansal piyasa volatilitesi artarsa, yatırımcılar ve politika yapımcılar için önemli bir sonuç ortaya çıkacaktır. Yatırımcılar, daha yüksek volatilitenin daha yüksek risk ile aynı anlama geldiğini düşünüp, artan volatiliteye bakarak yatırım kararlarını erteleyebilir, öne çekebilir veya tamamen kararlarından vazgeçebilirler. Politika yapımcılar ise, finansal piyasa volatilitesinin reel ekonomiye yayılacağını ve ekonomik performansa zarar vereceğini düşünebilirler (Kanalıcı Akay ve Nargeleçekenler, 2006: 6). Dolayısıyla, hisse senedi fiyatları, faiz oranları ve döviz kurlarının aşırı veya uç noktadaki volatilitesi, finansal sistemin düzgün işleyişini ve ekonomik performansı zayıflatabileceği için zarar verici olabilir.

Finansal varlıkların volatilitesi politika yapımcılar, finansal piyasa katılımcıları ve akademisyenler için birkaç nedenle önemlidir: Bunlardan;

- İlki, firmanın volatilitesi iflas olasılığını belirlemede önemli bir faktördür. Sermaye yapısı volatilitesi ne kadar yüksekse iflas olasılığı o kadar yüksek olacaktır.
- İkincisi, volatilité alım satım fiyatları farkını belirlemede önemli bir faktördür. Örneğin, hisse senedi volatilitesi ne kadar yüksekse, piyasa yapıcının alım satım fiyatları arasındaki fark o kadar yayılacaktır. Böylece, hisse senedi volatilitesi piyasanın akıcılığına etki eder (Daly, 2007: 2378).
- Üçüncüsü, volatilité, finansal varlıkların getirilerini öngörmeye önemli bir rol oynamaktadır. Ayrıca volatilité, bir varlığın risk oranının önemli bir göstergesi olduğu için, fiyatlandırma seçenekleri ve türevleri için kullanılan bir parametredir (Eryılmaz, 2015: 37).
- Dördüncüsü, piyasa riski bağlamında portföy seçiminin riske maruz değerini hesaplayabilmek için volatilité önemlidir. Ve ekonomik ve finansal teori tüketicilerin riskten hoşlanmadıklarını ileri sürer. Riskin artması ekonomik aktiviteye katılımın azalması ve yatırımın olumsuz etkilenmesiyle sonuçlanır.
- Son olarak, volatilité bir bütün olarak ekonomi için önemlidir. Politika yapımcılar, finansal piyasalar ve ekonominin kırılganlığı için bir barometre olarak, volatilitenin piyasa tahminlerine her zaman güvenirlir (Ruiz, 2014: 16).

Volatilitenin herhangi bir finansal varlık üzerinde etkisi birkaç saat gibi kısa süreli olabileceği gibi, başka bir finansal varlık üzerinde 10 yıl gibi uzun bir süre devam etmesi de mümkündür. Piyasa fiyatlarında değişikliğin ana kaynağı varlık değeri hakkında haberlerin ortaya çıkmasıdır. Eğer haberler, hızlı bir şekilde birbirini takip ederse ve eğer veri haberin ortaya çıkışını kapsayacak şekilde yeterince yüksek sıklığa sahipse, kazançlar bir volatilité kümesi oluşturacaktır. Daha yüksek sıklıkta oluşan volatilitenin kaynakları, çoğunlukla “noise” olarak adlandırılan ticaret yoluyla tetiklenen baskılar ve kargaşa ve karışıklıktır. Daha düşük sıklıkta oluşan volatilitéye ise, büyük bir olasılıkla makroekonomik ve kurumsal değişiklikler etki eder. Örneğin,

1930'ların yüksek volatilitesi, makroekonomik olaylara dayandırılmaktadır. Genel olarak, verilerin sıklığı hangi volatiliteler kümelerinin görülebileceğini belirtir. Yüksek sıklıktaki veriler, daha çok volatilitenin özelliklerini ortaya çıkarırken, düşük sıklıktaki veriler ise yalnızca düşük sıklıktaki veya makroekonomik dalgalanmaların görülmesine imkan vermektedir (Daly, 2007: 2379).

## 2. FİNANSAL PİYASA VOLATİLİTESİNDEKİ DEĞİŞİKLİKLERİNİN BELİRLEYİCİLERİ

Nelson'a (1996) göre, finansal bir varlığın volatilitesinde meydana gelen değişikliklerin finansal piyasa volatilitesindeki değişikliklerle ilişkili olduğuna yönelik birçok faktör vardır. Bunlardan en önemlileri;

- Pozitif serisel korelasyon: Bunun anlamı büyük değişikliklerin büyük değişiklikleri, küçük değişikliklerinde küçük değişiklikleri izleme eğiliminde olduğu yani volatiliteler kümeleneceklerinin oluştuğudur (Mandelbrot, 1963). Bu durum, finansal değişkenlerin en önemli karakteristik özelliği olan statik olmayıp dinamik olma (zaman içinde değişme) özelliğini ön plana çıkarmaktadır (Mazıbaşı, 2005: 2).
- Ticaret ve ticaret dışı günlerin etkisi: Fama (1965), French ve Roll (1986) ticaret ve ticaret dışı günlerin piyasa volatilitesine etkisini ölçmüştür. Ve vardıkları sonuç, hisse senedi volatilitesi, özellik pazartesi haftanın diğer günlerinden daha hızlı olma eğiliminde olduğudur. Akel (2011) ise, hafta sonu yaşanabilecek olumlu olumsuz gelişmelerin fiyatlar aracılığıyla getiriler üzerindeki etkisinin gecikmeli olacağını ve hafta içi günlerine kıyasla volatilitenin farklılaşacağını ileri sürmüştür (2011: 7).
- Kaldıraç etkisi: Kaldıraç etkisi piyasa volatilitesi değişkenliği için kısmi bir açıklama sunar. Firmaların hisse senedi fiyatları düştüğünde, kaldıraç etkisi daha fazla olur ve hisse senedi getiri volatilitesi genelde yükselir. Christie (1982) ve Black (1976), volatiliteler üzerine kaldıraç etkilerine dayanarak, hisse senedi piyasa fiyatı düşüşleri ile volatilitenin zirveye ulaşacağını ifade eder. Bu dolaylı bir ifadedir. Çünkü borç/öz kaynak oranı arttığı için, hisse senedi fiyatlarındaki düşüş finansal riski artıracaktır. Sonuç olarak finansal riskteki artış hisse senedi beklenen getirisini artıracaktır. Bununla birlikte Black (1976) hisse senedi değişimlerinin volatiliteler üzerindeki etkilerinin ölçülmesinin yalnızca kaldıraç değişimleriyle açıklanamayacak kadar büyük olduğunu ileri sürmektedir. Schwert (1989), kaldıraç etkisi ve volatiliteler arasında pozitif korelasyon olduğunu kanıtlamıştır. Benzer sonuçlar, Black (1976), Christie (1982) ve French, Schwert ve Staumbaugh'da (1987) da vardır.
- Resesyon ve finansal krizler: Finansal varlıkların volatilitesi resesyon ve finansal kriz dönemlerinde yüksek olma eğilimindedir. Örneğin, Büyük Depresyon dönemi aşırı yüksek volatilitenin olduğu bir dönemdir. 1973-1974'te

OPEC durgunluğu, hisse senedi fiyatlarının düştüğü ve yüksek volatilitenin olduğu bir dönemdir. Schwert 'e (1990) göre, resesyonlar genellikle işsizlik ve aşırı kapasite ile ilişkili olduğu için, bu ilişki kaldıraç oranına kısmen yansımaktadır. İlave olarak düşük büyümenin olduğu bu dönemlerde ekonominin sabit giderleri hisse senedi getiri volatilitésinin artmasına etki eder (1990: 30).

- Nominal Faiz Oranları: Yüksek volatiliteli nominal faiz oranları, yüksek piyasa volatilitési ile ilişkilendirilebilir olarak görülmektedir (Nelson, 1996: 3-4).

### **3. VOLATİLİTE TÜRLERİ**

Finansal piyasa volatilitésinin ekonomi üzerindeki önemini ortaya koyabilmek için, hisse senedi, faiz oranı ve döviz kuru volatilitésinin ayrı ayrı ele alınıp incelenmesi gerekmektedir (Kanalıcı Akay ve Nargeleçekenler 2006: 7).

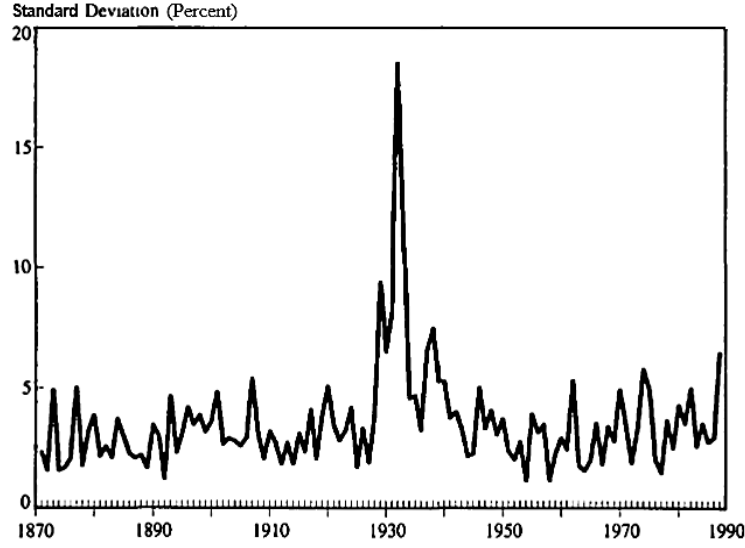
#### **3.1. Hisse Senedi Volatilitési**

Hisse senedi volatilitésinin finans piyasalarında araştırılan önemli bir konu olmasının iki temel nedeni vardır. Bunlardan birincisi, opsiyon ve türev piyasalarının performansının hisse senedi volatilitési ile yakından ilişkili olmasıdır. Bu piyasaların da son zamanlarda oldukça popüler olmaları nedeniyle, finans analistleri, hisse senedi volatilitésinin tahmini ve analizi ile yakından ilgilenmektedirler. İkinci neden ise, Ekim 1987'de ABD'de yaşanan finansal krizdir (Güneş ve Saltoğlu, 1998: 14). Finansal piyasa volatilitésiyle ilgili çalışmaların çoğu 19 Ekim 1987 hisse senetleri fiyatlarında oluşan çökme ve hisse senedi piyasası üzerinedir. 19 Ekim Dow-Jones'ta ortalama 508 puanlık bir düşüş tarihteki en büyük bir günlük yüzde düşüştür. Bu krizin nedenleri ve finansal değişkenlerin volatilitésinin neden belirli düzeylerin üzerine çıktığı akademik çevreler için önemli bir araştırma konusu olagelmıştır.

Hisse senedi volatilitési, fiyatlarda veya getiri oranlarında yüzde değişmelerle ölçülebilir. Eğer yatırımcı, yaygın hisse senetleri portföyüne 1000 dolar yatırırsa, dönem sonunda yatırımın değerini nispi olarak değiştirecek olan getiri oranlarıdır. Getiri oranının %10 olması durumunda yatırımın değerinin 100 dolar artacağı anlamına gelir. Ancak, hisse senedi piyasa fiyatlarındaki hareketleri rapor eden gazete yazılarının büyük çoğunluğu Dow Jones Borsası Endüstri Endeksi (DJIA) veya benzer endekslerin seviyelerindeki mutlak hareketlerden bahseder. DJIA'nın mutlak seviyesine odaklanmasıyla, basın ve halk volatilitenin şiddetini abartmaktadır (Schwert, 1997: 66-67).

Officer'e (1973) göre, hisse senedi fiyatlarındaki büyük değişiklikler hisse senedi piyasa volatilitésini arttırır. Mesela 1929-1939 Büyük Depresyon sırasında yüksek hisse senedi piyasası volatilitési gerçekleşmiştir.

Şekil 2.1: Hisse Senedi Fiyatları Volatilitesi 1871-1987 (S&P 500)



Kaynak: Shiller, Causes Of Changing Financial Market Volatility

Şekil 2.1, 1871'den 1987'ye kadar nominal Standard & Poor (S&P) Hisse Senedi Fiyat Endeksindeki aylık yüzde değişimlerinin standart sapmasıyla ölçülen hisse senedi fiyatlarının volatilitesindeki değişimleri göstermektedir.

Her yıl için gösterilen rakam, 12 aylık hisse senedi fiyat değişikliğinin standart sapmasıdır. (1918'den itibaren başlayan veriler, günlük kapanış fiyatlarının aylık ortalamasıdır; 1918'den önce, her hisse senedi için orta, yüksek ve düşük fiyatlı hisse senetlerinin ortalamaları). Hisse senedi fiyatlarındaki değişimlerin oynaklığının, 1929-1933 ve 1937-1938 yılları arasında 1987'den daha yüksek olduğunu dikkate alınmalıdır. Ayrıca, 1987'de olduğu gibi volatilitenin hemen hemen aynı yüksek olduğu başka birçok yıl olduğu göze çarpmaktadır. İlave olarak, 19 Ekim 1987'de rekor kıran bir günlük hisse senedi düşüşü, tüm yıl boyunca volatilitenin gerçek boyutlarını gizlemektedir (Shiller, 1988: 3).

### 3.1.1. Hisse Senedi Volatilitesinin Ekonomik Performansa Zarar Vermesinin Yolları

- Hisse senedi piyasa volatilitesinin ekonomik performansa zarar vermesinin bir yolu, tüketici harcaması yoluyla. Örneğin, 19 Ekim'de hisse senedi fiyatlarındaki ani düşüş sonrasında ekonomik tahminler ekonomik büyümede hızlı bir düşüş yaşanacağını tahmin etmişlerdir. Bu analistler, hisse senedi fiyatlarındaki düşüşün tüketici harcamalarını azalttığına inanmaktadırlar. Onlara göre, tüketici varlıklarındaki büyük düşüş ile doğrudan düşük tüketici

harcamaları bekleniyordu. İlave olarak, tüketicinin güveninin zayıflaması, harcamaların daha da azalmasına neden olmuştur.

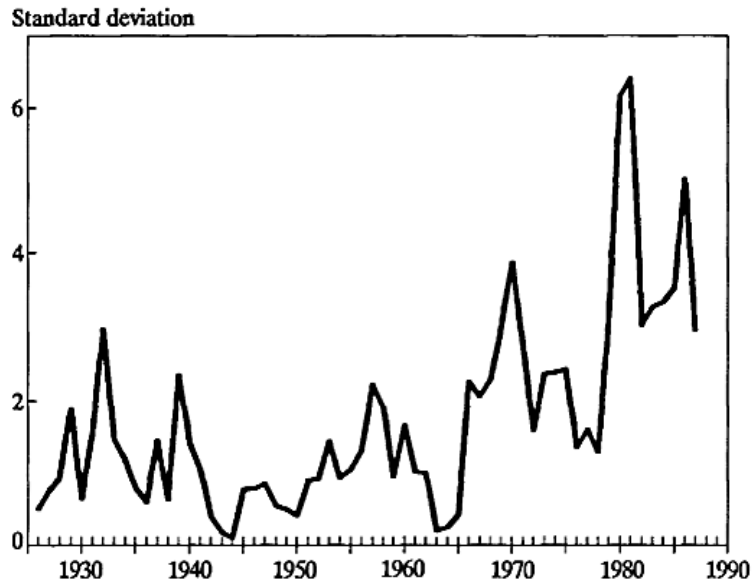
- Hisse senedi volatilitesi aynı zamanda işletme yatırım harcamalarını da etkileyebilir. Yatırımcılar, hisse senedi piyasa volatilitesindeki bir artışı, sermaye yatırımlarının riskinde bir artış olarak anlamaktadırlar. Böyle bir durumda, yatırımcılar fonlarını daha düşük riskli varlıklara yönlendirebilirler ve bu tepki hisse senedi ihraç eden firmalara fonların maliyetinin artmasıyla sonuçlanır. Dahası, yatırımcılar hisse senedi satın alımlarının büyük çoğunluğunu iyi bilinen firmalardan yaptıkları için, küçük ve yeni firmalar bu etkilerin en şiddetli kısmını çekmektedir.
- Hisse senedi fiyatının aşırı volatilitesi aynı zamanda finansal sistemin düzgün işleyişini tahrip etmekte ve yapısal değişikliklere neden olmaktadır. Örneğin, 19 Ekim'de hisse senedi fiyatı çöküşüyle ilgili çalışan komisyonlar, hisse senedi emri uygulaması ve piyasa yapıcı sistemler üzerine odaklanmışlardır. Normal fiyat volatilitesi ile iyi çalışan sistemler aşırı fiyat değişiklikleriyle başa çıkamayabilir. Hakikaten, eğer yatırımcılar hisse senedi işlemlerini tamamlayamazlarsa, sistemin kendisi volatiliteye neden olabilir. İlave olarak piyasa kural ve düzenlemelerinde değişimler daha büyük volatilitelerle karşılaşan piyasaların dayanıklılığını artırmak için gerekli olabilir (Beckett ve Sellon, 1989: 18).

### **3.2. Faiz Oranı Volatilitesi**

Faiz oranlarındaki değişkenlik, tasarruf etme ve yatırım yapma ile ilgili kararları etkilemektedir. Yatırımcılar, hisse senedi ve tahvil gibi riskli varlıkları ellerinde tutma istekliliklerinde farklılıklar gösterirler. Hisse senedi ve tahvilleri tutma getirileri oldukça volatil olduğunda, tüketimlerini sağlamak için bu varlıklara güvenen yatırımcılar, herhangi bir zamanda düşük tüketim oranına sahip olma ihtimali yüksektir. Örneğin, emeklilikten önce insanlar yatırım portföyündeki getiri değişiklikleriyle ilişkili varlıklarındaki değişiklikleri korumaya yardımcı olan sürekli bir gelir akışı uğramaktadır. Bu, sürekli gelirler nispeten istikrarlı bir tüketim seviyesini korumaya yardımcı olur. Emeklilikten sonra, insanlar artık çalışmaktan sürekli bir gelir akışına sahip değildirler (bunun yerine kısmen emeklilik geliri ve Sosyal Güvenlik alabilir), bu nedenle daha az volatil bir yatırım portföyü talep etmektedirler. Yatırım getirilerinin daha düşük volatilitesi, emeklilerin zaman içinde nispeten eşit bir düzeyde tüketimini sürdürmelerini sağlar. Emeklilik için tasarruf eden genç yatırımcılar ise, yüksek volatil fiyatlara ve getirilere sahip varlıkları tutma riskini daha iyi karşılayabilirler. Onlar çalışmaktan istikrarlı bir gelir elde ettikleri için portföylerini daha riskli hisse senedi ve tahvillere ağırlıklı hale getirebilirler. Daha riskli varlıkları tuttukları için, genç yatırımcılar yatırımdan daha yüksek getiri sağlayacaklardır. Tıpkı bireylerin yatırım portföyündeki riski yönetmeye önem verdikleri gibi firmalar da önem vermektedir. Riskleri yönetmek için firmalar faiz oranı volatilitesi ve portföylerinin bileşimine dikkat

etmelidir. Birçok işletme firması çok sayıda varlık içeren portföylere sahiptir ve bu nedenle büyük miktarda para kaybetme riskini ölçmekle ilgilenirler. Ekonomideki riskler değiştiğinde, yatırım portföyündeki beklenen kazançlar ve kayıplar da değişir. Bu riskin ölçülmesi, farklı varlıkların getirilerinin zaman içerisinde nasıl değiştiğinin bilinmesini içerir. Faiz oranı volatilitésinin riskini ölçmenin bu kurumların yatırım kararlarını yönlendirme de önemli bir bileşen olması muhtemeldir (Sill, 1996: 16). Şekil 2.2'de 1926-1987 dönemi için NYSE faiz oranları volatilitésini gösterilmektedir.

Şekil 2.2: NYSE Faiz Oranları Volatilitésini 1926-1987

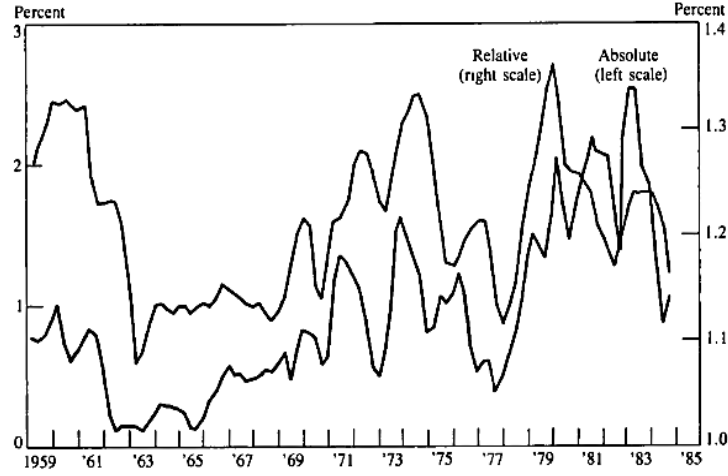


Kaynak: Beckett ve Sellon, Has Financial Market Volatility Increased?

Faiz oranındaki oynaklığın farklı ölçütleri, farklı tarihsel kalıpları göstermektedir. Faiz oranı volatilitésinin yaygın olarak kullanılan iki ölçütü, yakın geçmişte faiz oranlarının mutlak ve nispi volatilitésidir. Mutlak volatilité, faiz oranlarının kendi ortalama seviyesi etrafındaki değişkenliğiyle ilgilidir. Tarihsel olarak bakıldığında, faiz oranlarının ortalama seviyesi yükseldiğinde mutlak volatilitenin de yükseldiğini göstermektedir. Tersine, nispi faiz oranı volatilitésini, faiz oranlarının ortalama seviyesi ile karşılaştırıldığında faiz oranı değişkenliğinin toplamı ile ilgilidir. Eğer mutlak volatilité ve faiz oranlarının ortalama seviyesi orantılı olarak yükselirse, nispi volatilité değişmez. Bu ölçülerin her ikisi de, faiz oranı volatilitésinin son yıllarda yüksek olduğunu, ancak önceki dönemlere kıyasla şiddeti hakkında farklı izlenimler bıraktığını göstermektedir (Garner, 1986: 26-27).



Şekil 2.3: Mutlak ve Nispi Faiz Oranı Volatilitesi



Kaynak: Garner, Does Interest Rate Volatility Affect Money Demand?

Faiz oranlarının mutlak volatilitesi 1980'lerin başında belirgin bir şekilde yükselmiştir. Finansman bonusu oranının sekiz çeyreklik standart sapması ile ölçülen 1959'dan 1984'e kadar mutlak faiz oranı volatilitésinin bu artışı Şekil 2.3'te gösterilmektedir. Bunun anlamı, faiz oranı volatilitesi, 1960'lı yılların ortalarında düşük iken 1980'lerin başında benzeri görülmemiş dalgalanmalarla sonuçlanan düzensiz bir yükseliş başlamıştır. Düzensiz hareketlere ilave olarak nispi volatilité 1980'li yıllara kadar mutlak volatilitenin üzerinde seyretmiş ve büyük petrol şoklarının ardından ilk defa 1980 yılında nispi volatilité mutlak volatilitenin altında seyretmiştir.

Şirketlerin ve hane halklarının ekonomik kararlarında nispi faiz oranı volatilitesi büyük bir olasılıkla mutlak volatiliteden daha uygundur. Bunun nedeni, mutlak volatilité yerine nispi volatilitéye dayanan faiz oranının düşmesinden kaynaklanan varlıklardaki yüzde artıştır. Bunu göstermek için, bir konsolun fiyatında (hiçbir zaman vadesi gelmeyen bir tahvil), alternatif seviyelerdeki faiz oranlarında beşte biri oranında bir düşüş düşünün. Bir tahvil üzerindeki yıllık kupon ödemesi 100 dolar ve faiz oranı yüzde 10 ise, tahvilin değeri 1250 dolardır. Benzer şekilde, yıllık 50 dolar ödeyen bir tahvil, faiz oranı yüzde 5 olduğunda değeri 1000 dolar olacaktır. Faiz oranı tekrar beşte bir oranında düştüğü takdirde (%4) tahvilin değeri 1250 dolara yükselecektir. Her iki durumda da, faiz oranlarının başlangıç seviyelerinde görülen aynı görelî azalma (fakat mutlak düşüşlerin farklı olması), tahvil değeri ve sahibinin varlıkları üzerinde aynı etkiyi yapmaktadır. Bu nedenle, nispi volatilité ölçütü faiz oranındaki oynaklığın ekonomik etkilerinin daha iyi bir göstergesidir (Garner, 1986: 26-27).

1980'li yıllar faiz oranı volatilitesiyle ilgili meselelerin arttığı yıllardır. 1980'lerin ilk yıllarında, artan enflasyon beklentileri, kısıtlayıcı para politikası ve faiz oranı tavanlarının kaldırılması yüksek ve volatil faiz oranlarına neden olmuştur. Hisse senedi

piyasası volatilitesi gibi, aşırı faiz oranı volatilitesi ekonomik performansa zarar verebilir ve finansal sistemin düzgün işleyişini bozabilir.

### **3.2.1. Faiz Oranı Volatilitésinin Ekonomik Performansa Zarar Vermesinin Yolları**

Beckett ve Sellon (1989), faiz oranları volatilitésinin ekonomiye zarar vermesinin yollarını şöyle sıralamaktadır:

- İlki, işletme yatırım harcaması yoluyla. Yatırımcılar faiz oranı volatilitésindeki bir artışı, tahvil veya diğer borçlanma araçlarının riskinde bir artış olarak görmekte. Eğer yatırımcılar kendi portföylerini düşük riskli varlıklara doğru yönlendirirlerse, firmaların yatırım projelerini finanse etmesi daha pahalıya mal olabilir. Yatırım harcamalarındaki düşüş sonucu, ekonomik büyüme gerilemektedir.
- İkincisi, faiz oranı volatilitesi aynı zamanda para politikası üzerine de doğrudan etki yapmaktadır. Eğer yüksek faiz oranı volatilitesi, yatırımcıların kendi yatırım portföylerinin değişmesine neden olursa, para talebi de değişebilir. Para ve ekonomik aktivite arasında istikrarlı bir ilişki olduğu varsayımına dayanan para politikasına göre faiz oranı volatilitesi nedeniyle para talebinde değişmeler para politikasını güçleştirebilir ( karmaşık hale getirebilir).
- İlave bir neden ise, eğer yüksek faiz oranı volatilitesi finansal araçların yaşama gücünü (finansal kapasitesini) tehdit ediyorsa, bu volatilité aynı zamanda finansal sistemi zayıflatmaktadır. Artan faiz oranı volatilitesi, uzun vadeli varlıklar ve kısa vadeli borçlar gibi emanet araçları (depository intermediaries) için ciddi bir problemdir. Faiz oranı volatilitésindeki bir artış, dönemsel likidite krizine neden olabilir. Ve diğerlerinin borçlarını ödeyebilme gücünü tehdit edebilir. Sermaye yeterliliğini artırma gibi düzenleyici eylemler, faiz oranlarının artan volatilitésinden korunmak için gerekli olabilir (1989: 18-19).

### **3.3. Döviz Kuru Volatilitesi**

1973'te büyük endüstrileşmiş ülkeler sabit döviz kuru sistemi olan Bretton Woods sistemini terk etmiş ve paralarını dalgalanmaya bırakmışlardır. 1973'ten bu yana, yeni sistemde döviz kuru volatilitésinin uluslararası ticareti ve sermaye akımlarını olumsuz yönde etkileyebileceği yönünde endişeler vardır. 1970'li ve 1980'li yıllarda uluslararası finansın en etkili çalışmalarının çoğu dalgalı döviz kuru oynaklığının görünürdeki yüksek seviyesini rasyonalize etme amaçlıydı. Dornbusch (1976) klasik bir örnektir.

Döviz kurlarının istikrarsızlığı, ekonomik yapının altında yatan istikrarsızlığın bir belirtisidir. Esnek bir döviz kurunun istikrarsız bir döviz kuru olması gerekmez. Eğer öyleyse, öncelikle ekonomik koşulların altında yatan bir istikrarsızlık olduğu içindir (Friedman, 1953). Döviz kuru rejimleri, alta yatan volatilitéyi yönlendirildiği

mekanizmalar bakımından farklılık göstermektedir. Örneğin, 'para arzı' ve 'likidite' şokları, döviz kuru oranları dalgalı olduğunda nominal döviz kurunu etkilerken, döviz kuru sabit olduğunda para arzını etkilemektedir. Rejimin başka bir yere yönlendirilmesi, altta yatan sistemik volatilitiyi azaltamaz. Ekonomi bir balon olarak düşünülürse; volatilitiyi bir yerden sıkmak başka bir yerdeki volatilitiyi artırır. Yani bu durum, volatilitenin transfer olmasıyla sonuçlanır (Abbey, 2001: 1).

Mevcut literatürde, (çoğu zaman) volatilité, döviz kuru ile birlikte gelir. Volatilité "istikrarsızlık, kararsızlık veya belirsizlik" olarak tanımlanır ve riskin ölçüsüdür. Kurlardaki volatilité, gerek mallarda gerekse finansal varlıklarda uluslararası işlemlerdeki belirsizliđi ifade etmektedir. Döviz kurları, yurtiçi ve yurt dışı para birimlerinin görelî (nispi) talep ve arzındaki beklenmedik deđişimi yansıtan ileriye dönük görelî (nispi) varlık fiyatları olarak modellenmiştir. Bu yüzden döviz kuru volatilitesi, araçların para arzı, faiz oranları ve gelirlerin belirleyicilerinde meydana gelen deđişmelerin beklentilerini yansıtmaktadır (Azid vd., 2005: 749).

Sabit bir döviz kuru oranına sahip ülkeler dalgalı döviz kuruna sahip olan ülkelere göre daha az volatil döviz kuru oranına sahiptirler. Ancak makroekonomileri de aynı derecede dalgalı hareketlidir (Flood ve Rose, 1999: 3). Sabit kurların savunucuları, dalgalı rejiminin ortaya çıkmasından bu yana döviz kurlarının aşırı dalgalanmaya maruz kaldığını ve denge değerlerinden sapmaların uzun süreler boyunca sürdüğünü iddia etmektedir. Onlara göre, döviz kuru volatilitesi, endüstrileri uluslararası ticaretten çekilmesini engelliyor ve ticaret müzakerelerinde kaydedilen ilerlemeden ödün vermiyor. Buna karşın, esnek kur taraftarları, döviz kurlarının temel deđişkenler (fundamentals) tarafından yönlendirildiğini ve temel deđişikliklerin sabit paritelerde benzer fakat daha ani hareketler gerektireceğini savunmaktadırlar. Dolayısıyla, sabit kur sistemi, öngörülme-yen volatilitiyi azaltmaz. Dahası, daha yüksek döviz kuru esnekliđi, dış şoklara tepki olarak yatırımların dengelenmesini kolaylaştırır ve dolayısıyla, koruyucu tarife engellerini yükseltme ya da dengeyi sağlamak için sermaye kontrollerini uygulama ihtiyacı azalır (Côté, 1994: 1).

Esnek döviz kurlarının çok hareketli olarak tanımlanabileceđi iki durum vardır. Birincisi, döviz kurları, görelî fiyatlar ve makroekonomik politikalar gibi temel ekonomik deđişkenlere yönelik şoklara aşırı tepki vermesine rağmen bu deđişkenlere tamamen uyumlu olabilmektedir. Mal ve hizmet piyasaları şoklara karşı yavaş yavaş ayarlanırken, uluslararası sermaye piyasalarının şoklara neredeyse anında ayarlandığından dolayı bu tür bir döviz kurunda "overshooting" (aşırı yükselme) meydana gelebilir (Musyoki vd., 2012: 61). Tahmin edilebileceđi gibi, döviz kuru volatilitésinin bu tipi maliyetlidir. Çünkü dış piyasalarda ortaya çıkan rahatsızlıklar yurtiçi büyüme ve işsizlikteki dalgalanmaları artırdığı için bu rahatsızlıkların yerli etkileri artmaktadır. İkinci olarak, eđer esnek döviz kurları esas olarak temel ekonomik deđişkenlerle ilgisi olmayan faktörlerden etkileniyorsa, bu kurlar çok deđişken olabilir. Bu durumda, döviz kuru hareketleri, özellikle kısa vadede, büyük ölçüde

öngörülemezdir. Ayrıca, döviz kurlarının temel değişkenlerden kısa vadeli bağımsızlığı, (büyüme etkileyen) uzun vadeli döviz kuru volatilitésinin sapmasına neden olabilir. Teorik ve ampirik çalışmalar, değişken bir ekonomik ortamın (örneğin, ticaret hadlerinin değişkenliği, döviz kurları, para arzı ve verimlilik) ekonomik performans üzerinde zararlı bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir (Frenkel ve Goldsten, 1987).

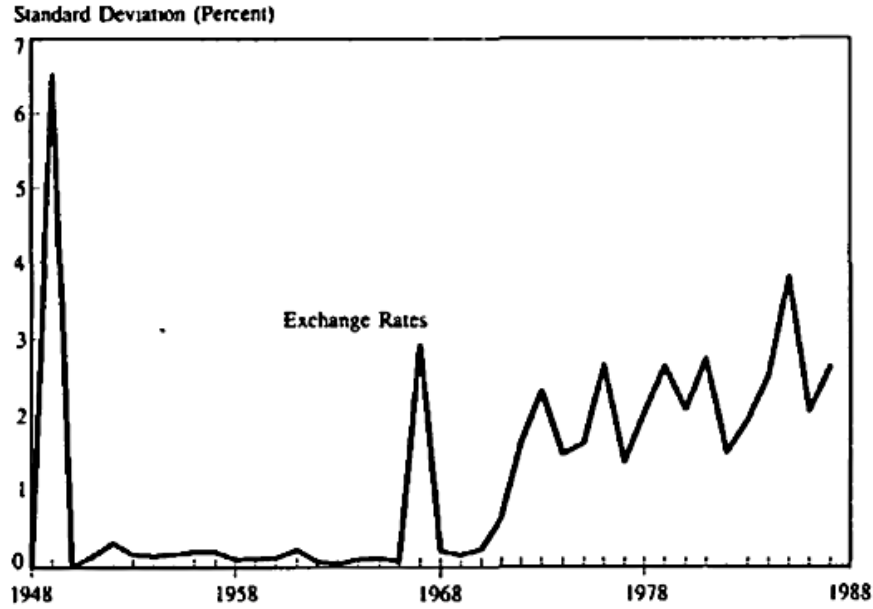
Döviz kuru istikrarsızlığı yatırım ve ticaret üzerinde olumsuz etkilere neden olabilir. Ani bir döviz hareketleri söz konusu olduğunda, yerel riskten kaçınan şirketler, gelirleri belirsizleşeceği için yabancı piyasadan iç piyasaya yönelebilirler. Bir ekonominin açıklığı, iç ve dış para arzı, döviz kuru rejimi, faiz oranları, merkez bankası bağımsızlığı, çıktı seviyeleri, gelir, enflasyon ve öngörülemez durumlar gibi bir döviz kurunun dalgalanmasına neden olan çeşitli faktörler vardır. Bu faktörlerin her birinin etkisinin derecesi değişir ve belirli bir ülkenin ekonomik durumuna bağlıdır. Bununla birlikte, geçiş sürecinde olan ülkeler bu faktörlerden etkilenmeye karşı daha savunmasızdır (Stančík, 2007: 415).

### **3.3.1. Döviz Kuru Volatilitésinin Ekonomik Performansa Zarar Vermesinin Yolları**

- Hisse senedi piyasası ve faiz oranları volatilitésini gibi, döviz kuru volatilitésini uzun dönemli yatırım kararlarını olumsuz anlamda etkileyen geleceğin verimliliği hakkında belirsizlik yaratabilir. Eğer, uluslararası ticarete yer alan şirketler, döviz kuru değişimlerinin verimliliği önemli ölçüde etkileyeceğinde korkuyorsa, bu durumda bu şirketler uzun dönemli yatırım projelerini gerçekleştirmede gönülsüz olabilirler.
- Döviz kuru volatilitésinin uluslararası ticarete engel olmasının ikinci yolu, yüksek ihracat ve ithalat fiyatları yoluyla. Eğer şirketler, döviz kuru belirsizliğinden dolayı uluslararası ticaret ürünleri fiyatlarına risk primi eklerlerse, tüketiciler yüksek fiyatlı ürünlerden toplam taleplerini azaltır ve dünya ticaretinin büyümesini yavaşlatır.
- Döviz kuru değişkenliği uluslararası sermaye hareketliliğini değiştirebilir. Uzun dönemli sermaye hareketleri (akım), yüksek döviz kuru belirsizliği nedeniyle azalabilir. Aynı zamanda, artan döviz kuru volatilitésini, kısa dönemli spekülasyon sermaye hareketlerini artırabilir. Bu spekülasyon sermaye hareketleri para politikasını karmaşıklaştırabilir. Merkez bankaları, sermaye hareketlerinin yurtiçi ekonomi üzerine olumsuz etkilerini önlemek için ayarlanmış para politikası veya döviz kurlarına sık sık müdahaleyi zorlayabilirler (Beckett ve Sellon, 1989: 19).
- Son olarak, aşırı döviz kuru volatilitésini kârlar, işsizlik ve yoksulluk konusunda belirsizlik yaratarak ekonomik büyüme seviyesini azalttığı bilinmektedir. Hem yabancı işletme tesislerine yapılan doğrudan yatırımları hem de finansal portföy

yatırımını azaltarak uluslararası sermaye akışını kısıtladığı bilinmektedir (McKinnon ve Ohno, 1997).

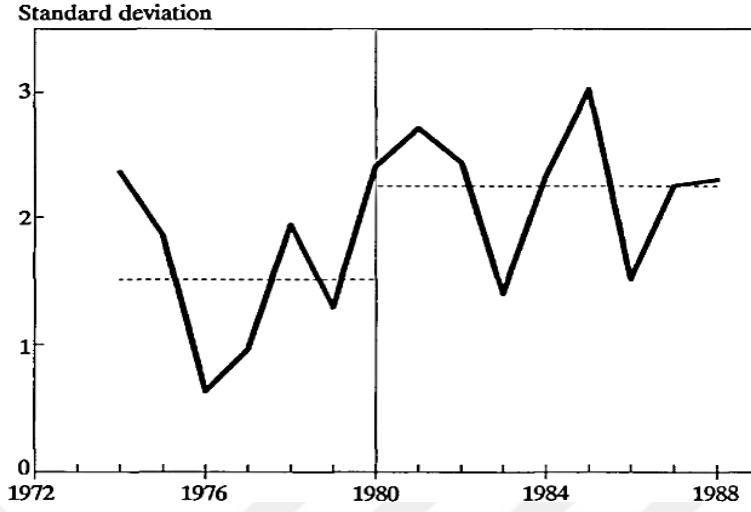
Şekil 2.4: ABD'ye Ait Döviz Kuru Volatilitesi (1948-1988)



Kaynak: Shiller, Causes Of Changing Financial Market Volatility

Döviz kurlarının ölçülmesi ve yorumlanması, hisse senedi ve tahvil piyasalarından çok daha karmaşıktır. Tarihsel olarak döviz kurları, önemli hükümet kontrollerine tabi tutulmuştur. Örneğin, savaş sonrası dönemde 1946'dan 1972'ye kadar sabit döviz kuruna dayanan Bretton Woods sistemi, 1973'ten beri dalgalı döviz kuru sistemi olmak üzere iki büyük döviz kuru rejimi vardır. Sabit döviz kurundan, dalgalı döviz kuruna geçişte döviz kuru volatilitésinin artması beklenmektedir. Hakikaten de Şekil 2.4'te gösterildiği gibi, 1973 sonrası volatilité, savaş sonrası volatiliteden önemli derecede fazladır. Ancak, bir çok analist, döviz kuru tüccarlarının (traders), yeni sisteme adapte olana kadar volatilité artışının geçici olmasını beklemektedirler. Şekil 2.4, beklentilerin aksine döviz kuru volatilitésinin 1973 sonrasında düşme eğiliminde olmadığını göstermektedir (Beckett ve Sellon, 1989: 24-25).

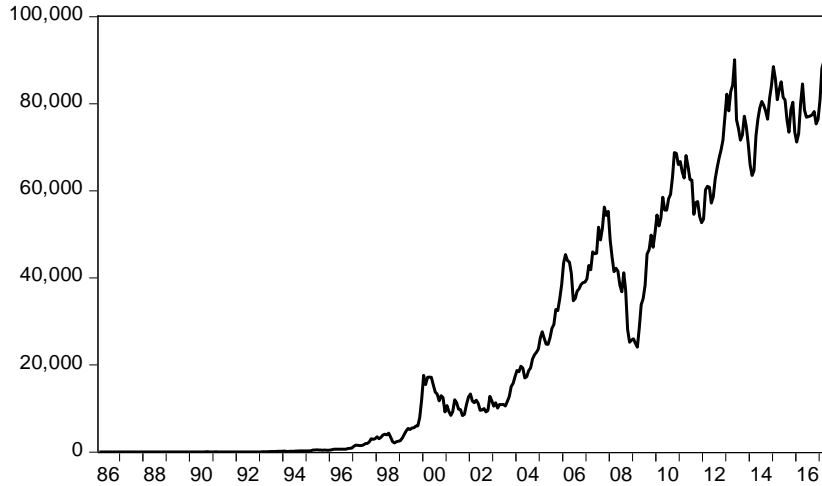
Şekil 2.5: Dolar Ağırlıklı Ticaretin Volatilitesi (1974-1988)



Kaynak: Beckett ve Sellon, Has Financial Market Volatility Increased?

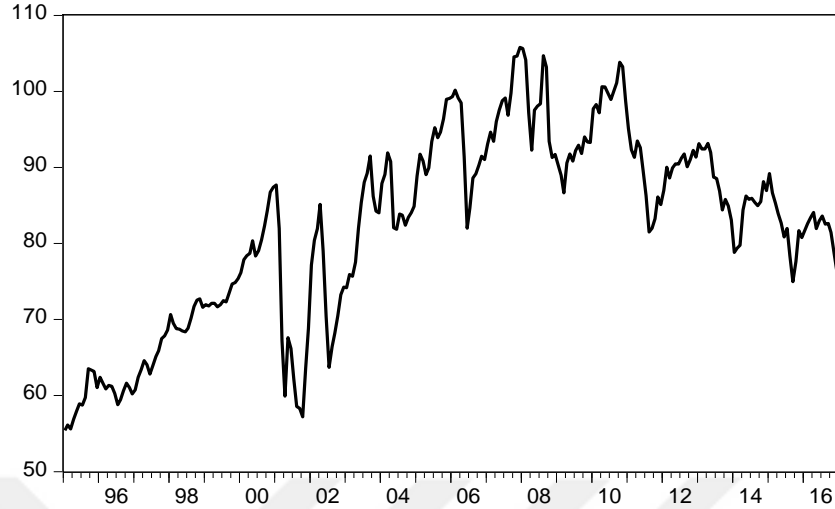
Şekil 2.5, dolar ağırlıklı ticaretin volatilitelerini göstermektedir. Söz konusu dönem 1980’de dikey çizgiyle ikiye ayrılmış ve yatay çizgiyle gösterilen çizgi ise doların ortalama volatilitelerinin 1980’lerde 1970’lerdekinden daha yüksek olduğunu ortaya koymaktadır. Bu nedenle, döviz piyasasında hisse senedi ve tahvil piyasalarında olduğu gibi, 1980’lerde finansal volatilitenin daha fazla kanıtı vardır.

Şekil 2.6: Türkiye Hisse Senedi İşlem Hacmi Volatilitesi (BİST 100) 1986-2017



Kaynak: TCMB

Şekil 2.7: Türkiye’ye Ait Döviz Kuru Volatilitesi (1995-2017)



Kaynak: TCMB

Şekil 2.6 ve 2.7, sırasıyla 1990-2010 dönemi için BİST 100 kapanış fiyatlarına göre aylık işlem hacmi volatilitesi ile Türkiye’nin döviz kuru volatilitisini göstermektedir. Bu iki grafikten hareketle Türkiye’de hisse senetleri ve döviz kurlarının volatil olduğu dönemler; 1997 Güneydoğu Asya Krizi, 1999 Rusya Krizi, bankacılık krizleri olarak da adlandırılan Kasım 2000 ve Şubat 2001 krizi, 2002 seçimleriyle tek partili hükümet dönemine geçilmesi ile birlikte 2001 yılında uygulamaya konamayan Güçlü Ekonomiye Geçiş Programının sürdürülme kararı alınması, Mayıs 2004 anayasa değişikliği, nedenleri likidite bolluğunun yol açtığı özensiz krediler, aşırı menkul kıymetleştirme, saydamlık eksikliği, derecelendirme kuruluşlarının etkisizliği ve düzenleyici ve denetleyici kuruluşların müdahalede gecikmesi olarak sıralanan 2008 küresel ekonomik krizi, 12 Haziran 2011 genel seçim belirsizliği, 17-25 Aralık 2013 olayları ve 7 Haziran ve 1 Kasım 2015 genel seçim belirsizliği ve hem yurt içi hem de çevre ülkelerde yaşanan siyasi gelişmeler dikkat çekmektedir. Buradan hareketle tüm finansal varlıkların volatilitesinde olduğu gibi hisse senetleri ve döviz kurlarının da resesyon ve finansal kriz dönemlerinde yüksek ve aşağı yukarı birlikte hareket etme eğiliminde olduğu gözükmektedir.

### 3.3.2. Döviz Kuru Volatilitisini Etkileyen Faktörler

Döviz kuru volatilitesinin nedenleri çok belirgin değildir. Herhangi bir neden söz konusu dönemde etkiliyken daha sonraki dönemlerde geçersiz olabilmekte ve daha sonra yine önemli hale gelebilmektedir. Bu nedenle gerçekleşen dönemde döviz kuru volatilitesi için kesin bir neden bulunsa bile, söz konusu volatilitenin sürekliliği kesin değildir (Aksu, 2006: 81).

- Bütçe Açığı:

Hükümetlerin beklenmeyen bütçe açıkları döviz kuru volatilitisini reel faiz oranlarını yükselterek etkiler. Reel faizlerin yükselmesi diğer ülkelerden sermaye akışına yol açmakta ve döviz kurlarının dalgalanmasına neden olmaktadır.

- Enflasyon Oranı:

Enflasyon oranları, döviz kurlarının dalgalanmasına neden olan faktörlerden en önemlisidir. Eğer bir ülkenin enflasyon oranı dış dünyadan daha yüksekse; söz konusu ülke içinde üretilen mallar, yurtdışında üretilenlere kıyasla pahalılaşacak ve yabancı mallarına olan talep artacaktır. Buna bağlı olarak, döviz talebi ve millî para arzı yükselirken ülke parası yabancı paralar karşısında değer kaybedecek ve bekleyişlere bağlı olarak faiz oranları yükselecektir. Faiz oranlarının yükselmesiyle yabancı sermayenin ülke parasına olan talep artarak döviz kuru düşecektir. Dolayısıyla, enflasyon oranı ile ulusal paranın değeri arasında ters yönlü bir ilişki vardır. Yüksek enflasyona sahip ülkelerin paraları değer kaybetme eğilimindedirler.

Yatırımcılar yüksek enflasyonun paranın değerini azaltmasıyla ulusal paradan kaçarak yabancı para cinsinden nakitlerini tutmayı tercih edeceklerdir. Bu durum, yatırımcıların ulusal paradan kaçıp paralarının değerini saklayabilecekleri istikrarlı ve konvertibl olan yabancı paralara yönelmelerini ifade eden dolarizasyon kavramıyla ifade edilir. Bu da Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerde para ikamesiyle birlikte ülke parasına olan güvenin sarsılmasına yol olacaktır (Ayhan, 2016: 12).

- Beklentiler

Döviz arz ve talebini etkileyen tüm faktörler piyasa temelleri olarak adlandırılmaktadır (Ertuğrul, 2012: 10). Döviz kurların dalgalanmasına neden olan piyasa temelleri dışında bir diğer faktör bekleyişlerdir. Sarı'ya (2009) göre eğer genel kanı, orta ya da uzun vadede ekonomik göstergelerin olumlu seyri yönünde ise bu volatilitenin azalmasına yol açacaktır (2009: 40-41). Tüm cari varlık fiyatları, bu varlıkların gelecek fiyatları hakkında bekleyişleri yansıtmaktadır. Örneğin, eğer yatırımcılar gelecek ay altın fiyatlarının artacağını bekliyorlarsa, altın fiyatlarının derhal yükselmesine neden olacak bir hareket yapacaklardır. Döviz kurları da bundan farklı değildir. Eğer yatırımcılar doların değerinin düşeceğini bekliyorlarsa, onlar daha düşük fiyattan satın alma umuduyla alımlarını ertelerler. Böylece, gelecekte beklenen bir değer düşüşü, cari dolar talebinde bir düşüşe yol açacaktır. Ve gelecekteki döviz kurlarının piyasa temellerinin gelecekteki değerinden etkilenmesi nedeniyle, gelecekteki piyasa temellerinin beklenen değeri de bugünün döviz kurunu etkilemektedir. Döviz kuru volatilitisinin büyük bir kısmı piyasalardaki beklentilerle açıklanır. Gelecekteki piyasa temellerinin cari döviz kurlarını etkilediğini bilen yatırımcılar, piyasa temelleri ile ilgili haberler doğrultusunda beklentilerini değiştirirler. Yatırımcıların piyasa temelleri hakkında yeni bilgi edinmeleri nedeniyle beklentiler değişebilir. Beklentiler, ayrıca piyasa temelleri



hakkında açık bir haber olmaksızın da değişebilir. İlave olarak yeni bilgiler de volatiliteye neden olmaktadır. Yeni bilgiler geldiğinde, yatırımcılar gelecekteki piyasa temelleri hakkındaki beklentilerini değiştirebilirler. Yeni bilgilerin önemli bir kaynağı politika değişiklikleri haberidir. Örneğin, Merkez bankası yeni parasal büyüme hedefleri belirlediğinde veya hükümet yeni vergi veya kamu harcama programları ilan ettiğinde, gelecekteki döviz kuru beklentileri değişerek döviz kurlarının aniden değişmesine neden olabilir. Bu şekilde, politikadaki değişiklikler döviz kurunu volatil yapabilir (Engel ve Hakkio, 1993: 49-50).

- Haber etkisi

Döviz kuru piyasalarında, piyasa aktörleri iyi ve kötü haberler karşısında farklı hareket etmektedirler. Kötü haberler iyi haberlere göre daha fazla oynaklık yaratmaktadır. (Dlamini, 2014: 14). Genel olarak, kötü haberler kötü günlerden ziyade iyi günlerde daha fazla etkiye sahip iken, iyi haberlerin iyi ve kötü günlerde etkisi ise benzerdir (Laakkonen ve Lanne, 2008: 3). Diğer bir ifadeyle yatırımcılar kötü haberlere (değer düşüşü) aynı büyüklükteki iyi haberlerden (değer artışı) daha fazla tepki göstermektedirler (Domaç ve Mendoza, 2002: 25).

- Spekülasyonlar ve Spekülatif Ataklar

Bazen yatırımcılar, piyasa temelleri hakkında yeni bilgiler olmadan bile gelecekteki döviz kuru beklentilerini değiştirebilir ve bu değişen beklentiler de cari döviz kurunu etkileyebilir. Buna bir örnek olarak, döviz kurlarının "spekülatif kabarcıklar"dan etkilenmesi verilebilir. Stiglitz'e (1990) göre, eğer bugün fiyatın yüksek olmasının tek nedeni, yatırımcıların, satış fiyatının yarın daha yüksek olacağına dair inançları ise - temel ekonomik göstergeler bunu doğrulaması bile- bir kabarcık mevcuttur (1990: 13). Yatırımcıların piyasa temellerinden bağımsız olarak bir para biriminin artacağını düşündüğünü varsayalım. Böylece spekülasyonlar para biriminin değerinde artışa neden olacak para birimini satın alacaklardır. Yeterince spekülasyon, paranın değer kazanacağına olan düşünceleri üzerine hareket ederse, onların eylemleri para biriminin değer kazanmasına neden olacaktır. Böylece, beklentiler kendini gerçekleştirmiş hale gelir. Spekülatif baloncuk paranın değerinin yükselmesine neden olduğu için, spekülasyonların beklentileri doğrulanma eğiliminde, para birimine olan güvenleri artmakta ve daha fazla para birimi satın almaktadırlar. Böylece, para birimi, yukarı doğru hareketi destekleyen piyasa temellerinde herhangi bir değişiklik olmaksızın, ciddi oranda değerlendirilebilir. Ancak yatırımcılar para biriminin değerindeki yükselişin piyasa temelleri ile desteklenmediğini anladıklarında ise ellerindeki satarak paranın değerini keskin bir şekilde düşüreceklerdir. Dolayısıyla, herhangi bir zamanda, spekülatif bir kabarcık patlaması ihtimali vardır. Böylece, spekülasyonlar tarafından gerçekleştirilen eylemler, dalgalı döviz kuru sistemi altında döviz kurlarının volatilitelerini artırabilir. Esnek döviz kuru sisteminde döviz kuru volatilitesi, piyasa temellerinin ve beklentilerin volatilitesine bağlıdır. Bu nedenle, bazı analistler, politika yapıcıların piyasa

temellerinin volatilitesi veya beklentilerin volatilitésinin azaltabilmesi halinde döviz kuru volatilitésinin azalabileceğine inanmaktadırlar (Engel ve Hakkio, 1993: 50).

Spekülasyonun, piyasalarda fiyatların istikrar kazanmasına yardımcı olabileceği gibi istikrar bozucu bir rol de oynayabilir. Dalgalanmaların geçici olduğu inancı, spekülátörlerin aksi yöndeki davranışları ile döviz kurunda dengeyi sağlayabilir. Eğer spekülátörler dalgalanmaların geçici olduğunu düşünüyorsa, ileride değer kazanmasını bekledikleri para birimini fiyatı ucuzken bugünden satın almaya başlar ve bu söz konusu para birimine olan talebi artırır. Bununla birlikte, elinde zaten bu para biriminden olanlar ise, gelecekte fiyatların daha da yükseleceği beklentisiyle bu paraları elden çıkarmayı ertelleyerek söz konusu para arzının artmasını engellerler. Para talebinin para arzının üzerinde olmasıyla söz konusu para biriminin yeniden değer kazanmasına katkıda bulunmuş olur ve böylece döviz kurunda istikrar sağlanır. Ancak, spekülátörler döviz kurlarında meydana gelen deęişmelerin kalıcı olduğuna inanıyorlarsa, bu sefer deęeri yükselen parayı, bu deęer artışının ileride de devam edeceği beklentisi ile satın alırlarken, deęeri düşen parayı da, bu deęer düşüşünün devam edeceği beklentisi ile satmaya başlarlar. Böyle bir durumda ise, spekülasyon, döviz kurunda istikrar sağlamak yerine, istikrar bozucu bir rol oynamaktadır.

- Teknolojik Faktörler:

Teknolojik gelişme de döviz kurları üzerinde dolaylı etkiye sahiptir. Gelişen teknolojiyle birlikte entegre hale gelen ekonomilerde büyük yatırımcılar, bilgi ve iletişim teknolojilerini kullanarak dünyanın her yerinden finansal varlıkları istediği an istediği ülkeden alıp satma imkânına kavuşmuşlardır. Ancak yatırımcılar teknolojiyle birlikte haber ve bekleyişlerine göre ülkeden aniden fon çıkışı yapabilir ve döviz piyasasında dengelerin bozulmasına neden olabilmektedir. Bu da fon çıkışı gerçekleşen ülkenin ulusal parasına olan talebin azalmasına ve bununla birlikte döviz kuru düzeylerinin yükselmesine neden olmaktadır (Ayhan, 2016: 20). Bir dięer deyişle, yatırımcılar riskli gördükleri ülkelerden kaçınarak fonlarını daha az riskli ekonomilere doğru yönlendireceklerdir.

Finans piyasasında bilginin zamanında yayılması, ticareti geliştirmek için gelişmiş teknoloji ve birçok finansal aracı içermektedir. Bilgi ne kadar hızlı yayılırsa, piyasalar da o kadar hızla haberlere olumsuz ve olumlu tepki göstermektedir. Geliştirilmiş ticaret teknolojisi, arbitraj fırsatlarından yararlanmayı kolaylaştırır ve ortaya çıkan fiyat uyumu arbitraj nedenlerini ortadan kaldırır. Son olarak, daha fazla finansal araç türü, koşulların deęişmesi durumunda yatırımcıların paralarını daha çeşitli yatırım pozisyonlarına taşımasına daha fazla imkan vermektedir (Mullins, 2000: 2-3).

- Reel Gelir Düzeyi:

Yukarıdaki faktörlere ilave olarak, reel gelir artışı da döviz kurları üzerinde etkilidir. Örneğin, bir ülkedeki reel gelirin yükselmesi durumunda, ülke vatandaşlarının yurtiçi malların yanı sıra yabancı mallara olan talepleri de artacaktır. Yabancı mallara olan talebin artması nedeniyle, ulusal para karşısında malını ihraç eden ülkenin parası değerlenecek ve yabancı para karşısında ulusal paranın değeri düşecektir. Bu değişimle birlikte döviz kuru daha volatil hale gelecektir (Engel ve Hakkio, 1993: 49).

- Ekonomik Büyüme:

İktisadi büyüme zamana ve büyümenin tüketimdeki ve yatırımdaki artışa dayandığına bağlı olarak döviz kurlarını farklı yollardan etkilemektedir. Kısa dönemde, büyümenin temel nedeni tüketimdeki artış ise, ülke vatandaşlarının yabancı mallara olan talebi artacak ve böylece milli paranın yabancı para karşısında değeri azalacaktır. Diğer durumda yani büyümenin yatırımdaki artışlardan kaynaklanması durumunda ise, yatırımdaki artış yatırım maliyetlerinde azalmaya yol açarak ülke malına olan dış talep, ülke vatandaşlarının yabancı mal talebini fazlasıyla telafi edecek ve böylece döviz kazancının artması ile birlikte yerli para değer kazanacaktır (Walter, 2002: 76-77).

- Dış Ticaret

Bir ülkede ihracatın artmasıyla birlikte ülke ekonomisinde döviz miktarının artmasına, bu da kurların düşerek ülke parasının değer kazanmasına neden olacaktır. Tersini durumda da ithalat artmasıyla dövize olan talep artarak kur yükselecektir.

Ülkelerin dış ticarete getirdikleri kota ve tarife gibi uygulamalar ile yabancı malların fiyatlarının artırılması ile ülke ile ticaret yapan diğer ülkelerin mal tercihlerini değiştirmelerine ve dolayısıyla ticaret akımlarının değişmesine neden olabilmektedir. Böylelikle ülkelerin ithal mallarla olan rekabetini artırmak ve yerli üretimi korumak amacıyla uygulanan tarife ve kotalar yabancı ülkelerin ihracatını azaltarak söz konusu ülkede kur hareketliliğine neden olacaktır (Ayhan, 2016: 14).

- Ödemeler Dengesi:

Ödemeler dengesi kur düzeyi üzerinde en etkili olan ekonomik değişkenlerden birisidir. Dış ticarete sattığından daha fazla dış alım yapan ülke ekonomilerinin paraları değersizleşecek ve söz konusu ülkenin para birimine olan talep azalacaktır. Böylece ödemeler dengesi açığı olan ülkelerde ulusal paraya olan talebin azalması döviz kurlarının artmasına neden olmaktadır. Dolayısıyla dış ticaret açığı olan ülkeler paranın değerini düşürerek mallarını ucuza satmakta ve rekabet avantajı elde edebilmektedirler. Dış ticaret fazlası olan ülkeler ise bunun tersini gerçekleştirmektedir (Ayhan, 2016: 14).

- Ülkelerin Yatırım Koşulları

Ülkeye yabancı sermayeyi çekebilmek için hükümetlerin yaptıkları yatırım teşvikleri ve ekonomik istikrar ortamı, yabancı yatırımlarının artmasına doğrudan etki etmektedir. Bu amaçla sağlanan teşvikler, vergi indirimleri, iç pazarın canlılığı, girdi ve istihdam koşullarının cazibesi yabancı yatırımcı için yatırım kararlarının alınmasında belirleyici faktörlerdir. Böylelikle ülkeye gelen yabancı sermaye, döviz girişinin artmasına bağlı olarak yabancı para karşısında ulusal para değerlenecektir (Ayhan, 2016: 14-15). Dolayısıyla ülkenin yatırım koşullarının zaman içinde değişiklik göstermesiyle yabancı sermaye giriş-çıkışında meydana gelen hareketler döviz kuru volatilitisini artıracaktır.

- Ülkelerin Gelişmişlik Düzeyleri

Güçlü ve istikrarlı ekonomiler yatırımcılara fonlarını o ülkelere yönlendirmekte ve bu ülkelerin paralarının değerini artırmaktadır. Sanayileşmiş ülkelerde döviz kuru volatilitésinin gelişmekte olan ülkelere göre daha düşük olmasının nedenleri altı madde ile özetlenebilir:

- Birincisi, gelişmekte olan ülkelerin, daha büyük ticaret şoklarına maruz kalmalarıdır.
- İkincisi, gelişmekte olan ülkeler, konjonktüre karşı para ve maliye politikaları yürütme yeteneklerinin sınırlı olması nedeniyle GSYİH büyümesinde büyük volatilitéye maruz kalmaktadırlar.
- Üçüncüsü, gelişmekte olan ülkeler, güvenilir olmayan parasal kurumlara ve zayıf mali pozisyona sahip oldukları için büyük nominal şoklara maruz kalmaktadırlar.
- Dördüncüsü, gelişmekte olan ülkeler, para krizine neden olan sermaye akımlarında ani duraklamalara maruz kalabilirler.
- Beşincisi, volatilité farklılıkları, gelişmekte olan ülkelerin sanayileşmiş ülkeler kadar açık olmaması nedeniyledir.
- Son olarak volatilitédeki farklılıklar, farklı döviz kuru düzenlemelerinden ve özellikle krebilitesi düşük sabit kur rejimlerinden kaynaklanmaktadır (Hausmann vd., 2004: 6-7).

- Faiz Oranları

Mali piyasalarda kısa vadede faiz oranları ile döviz kurları arasında sıkı bir ilişki vardır. Karını arttırmak isteyen firmalar, nakit rezervlerini kendisine en yüksek yüksek faiz getirisini sunan para birimi cinsinden tutacaktır. Ülkelerden birinin faiz oranlarının diğerine kıyasla artması o ülke para birimine olan talebin artmasına neden olacaktır. Bunun sonucunda ise söz konusu ülkenin para birimi diğer para birimi karşısında değer kazanacaktır. Ancak eğer zaman içinde diğer ülkenin faiz oranları başlangıçtaki ülkeye nazaran daha yükselirse bu durumda diğer ülkenin para birimi değer kazanacaktır. Cari

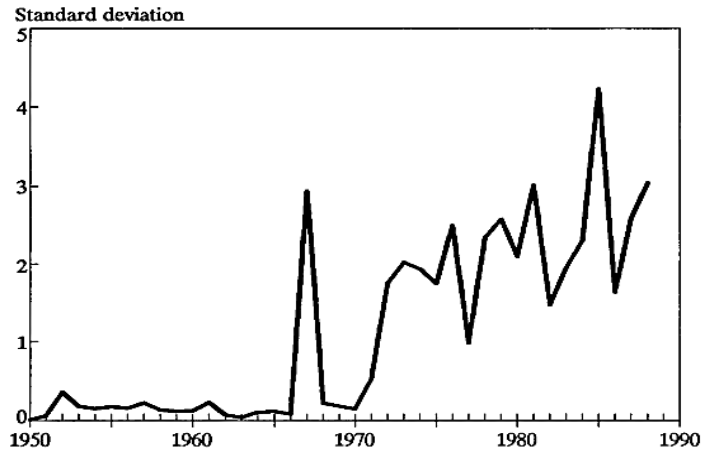
faiz oranlarındaki değişikliklerde olduğu gibi faiz oranı beklentilerindeki değişikliklerde sermaye akımlarına ve dolayısıyla döviz kurlarının dalgalanmasına neden olurlar. Eğer bir ülkede yatırımcılar merkez bankasının faiz oranlarını arttıracığı yönünde bir beklenti oluşmuş ise söz konusu ülkenin parasına olan talep artacak ve böylece faizler artmamış olsa dahi kısa dönemde ilgili ülkenin parası değerlenecektir (Walter, 2002: 83-84).

Faiz ve döviz kuru ilişkisi özellikle yüksek kârlılık peşinde olan ve yabancı yatırımcıyı kendi ülkesine çekerek tasarruf açığını kapatmaya çalışan ekonomilerde dikkat çekmektedir. Aralarındaki ilişki şu şekilde ifade edilebilir: Tasarruf açığı olan ülkeler dış dünyaya göre faizi yükselterek yabancı sermayeyi ülkesine çekmektedirler. Bu milli para talebinin artmasına ve döviz kurlarının düşerek milli paranın yabancı paralar karşısında değerlendirilmesiyle sonuçlanacaktır (Ayhan, 2016: 19). Böylece ekonomiler faiz oranlarını değiştirerek döviz kurunun dalgalanmasına neden olmaktadır.

- Kur Rejimleri

Bretton Woods sisteminin kaldırılmasından bu yana, sabit ve esnek döviz kuru rejimleri arasında net bir kesim çizgisini oluşturmayı neredeyse imkansız hale getiren çeşitli döviz kuru anlaşmaları türlerini gördük. Bazı tipik örnekler; yönetimli dalgalanma, kirli dalgalanma, sürünen pariteler, sürünen bant, para kurulları, dolarizasyon, sabit ancak ayarlanmış sistemler vb. (Edwards ve Savastano, 1999: 6-7). Sabit döviz kurundan dalgalı döviz kuruna geçişte döviz kuru volatilitésinin arttığına dair yaygın bir görüş hakimdir. Şekil 2.8'de gösterildiği gibi 1973 sonrasında döviz kuru volatilitésindeki dalgalanma önceki döneme göre daha fazladır. Ancak birçok analist döviz kuru tüccarlarının yeni sisteme adapte olana kadar, volatilité artışının geçici olmasını beklemişlerdir. Döviz kurlarının aylık yüzde değişimlerinin standart sapmasını gösteren Şekil 2.8, beklentilerin aksine döviz kuru oynaklığının 1973 sonrasında düşme eğilimi göstermediğini işaret etmektedir (Beckett ve Sellon, 1989: 24; Stančík, 2007: 417).

Şekil 2.8: Dolar/Pound Döviz Kurunun Volatilitésini (1950-1988)



Kaynak: Beckett ve Sellon, Has Financial Market Volatility Increased?

- Döviz Piyasasına Müdahale:

Döviz piyasasına müdahale, en geniş anlamda, resmi bir devlet kurumu veya hükümet tarafından döviz kurunun değerini veya uluslararası rezerv miktarını etkilemek amacıyla yapılan bir işlem ya da açıklama olarak tanımlanmaktadır. Dar anlamda ise merkez bankaları müdahaleyi, ulusal para karşılığı döviz alımı veya satımı şeklinde tanımlamaktadır (Türkel, 2014: 3). Müdahale kararı genellikle ülkeye bağlı olarak maliye bakanlığı veya hazine yetkilileri tarafından da alınmasına rağmen çoğu ülkede, müdahale işlemleri para otoritesi tarafından uygulanmaktadır. Uygulamada ise merkez bankası daha ziyade döviz piyasasında yurtiçi varlıklar karşısında yabancı varlık alım veya satım miktarını belirlemektedir (Dominguez, 1998: 163-164). Sabit döviz kuru rejiminde, merkez bankası paranın uluslararası fiyatını sabit tutmak için müdahalede bulunurken, dalgalı kur rejiminde ise, merkez bankasının cari işlemler hesabındaki dengesizlikleri düzeltmek amacıyla müdahalede bulunur (Tunay, 2008: 78).

Hükümetler ve Merkez bankalarının piyasalara müdahalesinin döviz kurlarına üzerinde kesin bir etkisi yoktur. Bir diğer ifadeyle, müdahaleler volatilitiyi artırabilir, azaltabilir veya hiç etkilemeyebilir. Merkez bankası müdahalesi, piyasa katılımcılarının gelecekteki para politikası hakkında belirsizliği gidermesi durumunda döviz kuru oynaklığını azaltabilir. Örneğin, piyasanın para politikasının tutumu konusunda belirsiz olması durumunda, doların düşmesini durdurmak için müdahale, Merkez bankasının sıkı bir para politikası uygulayacağına işaret edebilir. Gelecekteki para politikası ile ilgili belirsizliğin çözümü daha az döviz kurlarında oynaklığa neden olabilir. Spekülatörler merkez bankasının düşüşü engellemek için müdahale edeceğine inanıyorlarsa, dolar düşmeye başladığında satış baskısını azaltılarak döviz kuru volatilitesi azaltabilir. Merkez bankası müdahalesi, merkez bankası politikaları ile ilgili özel sektör belirsizliğini arttırırsa, bu müdahale döviz kuru volatilitisini gerçekten artırabilir. Özellikle, merkez bankası müdahalesinin varlığı, büyüklüğü ve anlamıyla ilgili piyasa belirsizliği, döviz kurlarının daha az öngörülebilir ve dolayısıyla daha uçucu olabileceğini ima etmektedir. Spekülatörler merkez bankasının spekülatif bir atak sırasında müdahale edeceğine inanmıyorlarsa, yaşanan spekülatif ataklarla döviz kuru volatilitesinin artmasına neden olabilir. Son olarak, merkez bankası müdahalesinin günümüzdeki yüksek işlem hacimli döviz piyasaları üzerinde etkisi küçük olabileceği için döviz kuru volatilitesini etkilemeyebilir (Bonser-Neal, 1996: 50-51).

### **3.3.3. Döviz Kuru Volatilitesini Önlemeye Yönelik Öneriler**

Döviz kuru volatilitesini azaltmak için literatürde bazı önlemler yer almaktadır. Bunlardan en önemlileri;

- Sabit döviz kuru veya altın standardı sistemine geri dönülerek uluslararası sistemin yeniden yapılanmasını sağlamak.
- Döviz kurundaki dalgalanmaların parasal otoriteler tarafından sınırlandırılması.

Döviz kuru volatilitelerini azaltmada hükümetlerin uygulayabileceği en etkin rol, istikrarlı bir politika şartını yerine getirmektir. Bunu gerçekleştirmek için maliye politikası ile bütçe açığındaki beklenmedik kaymalardan kaçınarak istikrarlı bir ortam sağlanabilir. Para politikası ile de parasal büyümenin istikrarlı bir yurt içi fiyat seviyesi ile tutarlı olmasını sağlayarak katkıda bulunulabilir (Ertuğrul, 2012: 15).

Spekülatif piyasalardaki volatiliteler, halk tarafından hükümet düzenleyicilerinin meşru bir kaygısı olarak görülmekte ve bu nedenle piyasalardaki volatilitenin artması, düzenleyiciler üzerindeki kamu talepleriyle birlikte görülmektedir. Dolayısıyla, doların serbest bırakılmasından sonra döviz kurlarındaki oynaklığın artması, sabit döviz kurlarına dönme önerileri oluşturulmuş ve 1979'da Federal Rezerv'in yeni işlem prosedürlerini takiben faiz oranlarındaki oynaklığın artması ile faiz oranlarının sabit tutulması talep edilmiştir (Shiller, 1988: 7). Genellikle politika yapımcılar volatiliteleri doğrudan azaltmak için düşük bir eğilim gösterirler. Dahası, hükümetler günlük piyasaları engellemek için döviz kuru piyasalarına müdahalede bulunmalarına rağmen, onlar sabit döviz kuru sistemine geri dönüş önerilerini genellikle reddederler (Beckett ve Sellon, 1989: 27).

Ancak her şeye rağmen ülke içindeki uzun süren istikrarlı bir ortam, döviz kuru volatilitelerini tamamen ortadan kaldırmaz. Politika yapımcıların veya Merkez bankalarının kontrol ve dolayısıyla müdahale edemediği, diğer ülkelerin enflasyon oranları, reel ticaret hadleri, faiz oranları gibi temel piyasa değişkenlerindeki beklenmedik hareketler, döviz kuru volatilitelerini artırmaya devam edecektir. Ayrıca Shiller'in (1988) "piyasa psikolojisi" olarak ifade ettiği, piyasa beklentilerindeki anlık bozulmalar da döviz kuru volatilitesine neden olmaya devam edecektir (Ertuğrul, 2012: 15).

## ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

### VOLATİLİTENİN ÖLÇÜLMESİ

Finansal piyasa volatilitésinin bir özelliđi, doğrudan gözlemlenememesidir. Örneđin, IBM hisse senedinin günlük getirilerini göz önünde bulundurun. İşlem gününde tek bir gözlem bulunduğundan, günlük volatilité getiri verilerinden doğrudan gözlemlenememektedir. Eğer hisse senedinin gün içi verisi, örneđin 10 dakikalık getiriler halinde erişilebiliyorsa, günlük volatilité tahmin edilebilir. Ancak böyle bir tahminin doğruluđu dikkatli bir çalışmayı gerektirir. Örneđin, hisse senedi volatilitésini, gün içi volatilité ve gecelik volatiliteden ibarettir. Yüksek frekanslı (sıklıklı) gün içi getirileri, gecelik volatilité hakkında yalnızca çok sınırlı bilgi içerir. Volatilitenin gözlemlenememesi koşullu heteroskedastik modellerin tahmin performansını değerlendirmeyi zorlaştırmaktadır (Tsay, 2004: 80).

Volatilité doğrudan gözlemlenmemesine rağmen, varlık getirisinde sıkça görülen bazı özellikleri vardır.

#### 1. FİNANSAL ZAMAN SERİLERİNİN KARAKTERİSTİK ÖZELLİKLERİ

Döviz kurları, hisse senedi getirileri ve diđer finansal seriler gibi finansal zaman serileri, doğru model spesifikasyonu, öngörü ve tahmin için çok önemli olan bazı stilize kalıplar sergilemektedir.

##### ➤ Kalın Kuyruk:

Varlık getirileri leptokurtik ya da kalın kuyruklu olma eğilimindedir. Mandelbrot (1963), Fama (1963, 1965), Clark (1973) ve Blattberg ve Gonedes (1974) in çalışmaları bunu desteklemiştir. Kayalıdere'ye (2013) göre, finansal serilerde dağılımın uç noktaları daha geniş (fat tail), ortalama etrafındaki görünümü ise daha sivri ya da basıktır (excess kurtosis). Yapılan araştırmalar sonucunda basıklık derecesinin 4 ile 50 arasında olduđu bulunmuştur (Kayalıdere, 2013: 12). Bu, herhangi bir oynaklık modelinin içermesi gereken bir özelliktir. Getirilerin koşullu yoğunluđu ile koşulsuz yoğunluk arasındaki ilişki, kalın kuyrukların kaynađını kısmen ortaya koymaktadır. Koşullu yoğunluk Gaussian ise, koşulsuz yoğunluk, aşırı basıklığa sahip olacaktır. Bununla birlikte, koşullu yoğunluğun kendisinin Gaussian olduđunu varsaymanın hiçbir nedeni yoktur ve birçok volatilité modelinde koşullu yoğunluğun kendisinin koşulsuz yoğunlukta daha büyük basıklık üreten kalın kuyruk olduđu varsayılmaktadır (Engle ve Patton, 2001: 240).



➤ Volatilite Kümelenmesi:

Fiyatlardaki büyük ve küçük hareketlerin (her iki işaretten de) kümelenmesi, varlık fiyatlarının volatilite sürecinin ilk belgelenmiş özelliklerinden biridir. Mandelbrot (1963) ve Fama (1965), bir varlığın fiyatındaki büyük değişiklikleri çoğunlukla diğer büyük değişikliklerin, küçük değişikliklerin de genellikle küçük değişiklikleri takip ettiğine dair kanıtlar sunmuştur. Bu davranış, Baillie ve arkadaşları (1996), Chou (1988) ve Schwert (1989) gibi çok sayıda başka araştırma tarafından da rapor edilmiştir. Bu tür volatilite kümelenmesinin anlamı, bugün ki volatilite şoklarının, gelecekte birçok dönemde volatilite bekleyişine neden olacağı şeklindedir (Engle ve Patton, 2001: 239).

➤ Kaldıraç Etkisi:

İlk kez Black (1976) tarafından öne sürülen kaldıraç etkisi, hisse senedi fiyatlarındaki değişimlerin, hisse senedi volatilitesindeki değişimlerle negatif korelasyonlu olma eğilimidir. Finansal ve operasyonel kaldıraç gibi sabit maliyetler, bu olgu için kısmi bir açıklama sağlar. Borç ve öz sermayesi olan bir firma, firmanın değeri düştüğünde genellikle daha fazla kaldıraçlanır (leveraged). Bu, firma üzerindeki getirilerin bir bütün olarak sabit olması halinde, öz sermaye getiri volatilitesini artırmaktadır. Bununla birlikte Black (1976), hisse senedi volatilitesinin getiri yönüne tepkisinin yalnızca kaldıraçla açıklanamayacak kadar büyük olduğunu savunmuştur. Bu sonuç aynı zamanda Christie (1982) ve Schwert (1989b) in ampirik çalışmaları tarafından da desteklenmektedir (Bollerslev vd., 1994: 2966).

➤ Uzun Bellek (Long Memory):

Uzun bellek kavramı ilk defa, su bilimcisi olarak, İngiliz egemenliğinde olan Mısır Kahire'ye gelen Harold Edwin Hurst tarafından ortaya çıkarılmıştır. Hurst'un görevi, Nil Nehri'nin yıldan yıla ne kadar sele maruz kaldığını tahmin etmektir. O uzun dönemli bağımlılık için bir test geliştirerek Nil taşkınlarının dalgalanmaları arasında anlamlı uzun vadeli korelasyonlar bulmuş ve bu korelasyonları güç yasaları açısından açıklamıştır. Bu istatistik, 'yeniden ölçeklendirilmiş aralık', 'standart sapmadan aralık' veya 'R / S' istatistiği olarak adlandırılır. 1951'den 1956'ya kadar, Hurst tarafından, daha sonrasında yetmişli yıllarda ise, onun bulgularını anlatan bir dizi makale yayınlanmıştır (Sewell, 2011: 13). Hurst, güç yasasını gösteren  $H$  üsseli için aşağıdaki ilişkiyi tanımlamıştır:

- $H = 1/2$  ise: Su seviyesinin ortalamadan sapmaları bağımsız ve rassaldır. Bu durum rassal yürüyüşe karşılık gelmektedir.
- $1/2 < H \leq 1$  ise: Su seviyesindeki sapmalar kalıcıdır. Bir diğer deyişle yüksek su seviyeleri, yüksek su seviyeleri tarafından ve düşük su seviyelerini de düşük su seviyeleri tarafından takip edilmektedir.
- $0 \leq H < 1/2$  ise: Su seviyesinde sapmalar kalıcı değildir. Diğer bir ifadeyle su seviyeleri ortalamaya geri dönüşlüdür; Yüksek su seviyeleri düşük su seviyeleri

tarafından takip edilme eğilimindedir ve bunun tersi de geçerlidir (Grabbe, 2001:5).

Mandelbrot söz konusu güç yasasının finansal zaman serilerinde de geçerli olduğunu tespit ederek parametrik olmayan Dönüştürülmüş Genişlik (Rescaled Range, R/S) analizini geliştirmiş ve uzun dönemli belleğin ölçülebilmesini, diğer bir yaklaşımla da piyasa etkinliğinin zayıf formunun test edilebilmesini sağlamıştır. Mandelbrot'un çalışmalarından esinlenen araştırmacılar ise ARMA, ARCH, GARCH gibi kısa bellekli modeller yerine, uzun dönemli belleği dikkate alan yarı parametrik GPH ve parametrik yöntemler olan ARFIMA ve FIGARCH gibi yöntemleri geliştirmişlerdir (Günay, 2014: 6301).

➤ Volatilitede Ortak Hareket:

Black'e (1976) göre, hisse senetlerinin volatilitede değişikliklerinde bir çok ortaklık var: % 1'lik bir piyasa volatilitesi değişikliği, tipik olarak, her hisse senedi için % 1 lik bir volatilitede değişikliği anlamına gelir. Yüksek volatil hisse senetlerinin piyasa volatilitede değişmesine düşük volatil hisse senetlerinden daha duyarlı olması muhtemeldir. Genel olarak, hisse senetleri volatilitesi değiştiğinde hepsinin aynı yönde değişme eğiliminde olduğunu söylemek doğru olur.

Volatilitede değişikliklerinin diğer bir ortak noktası ise, yalnızca bir piyasadaki varlıklar için değil aynı zamanda farklı piyasalardaki varlıkları için de devam etmesidir. Örneğin, Engle ve Susmel (1993) ve Hamao vd. (1990), uluslararası hisse senedi piyasalarında meydana gelen volatilitede değişiklikleri arasında yakın bir ilişki bulurken, Schwert (1989a) ABD hisse senedi ve tahvil volatilitelerinin birlikte hareket ettiği sonucuna varmıştır. Bollerslev vd. (1994) göre, bu ortak faktörlerin, varlık getirilerinin koşullu varyans ve kovaryanslarındaki geçici değişimlerin çoğunu açıkladığını belirterek volatilitenin birlikte hareket etmesi, model yapıcılar için cesaretlendiricidir (Bollerslev vd., 1994: 2966).

➤ Volatilitede Ortalamaya Dönüş Eğilimi:

Volatilitede kümelemesi, volatilitenin değiştiğini ima eder. Dolayısıyla, yüksek volatilitede dönemi zamanla daha normal volatiliteye yol açacak ve benzer şekilde, düşük volatilitede dönemini bir yükseliş izleyecektir. Volatilitede ortalamaya dönüş eğilimi genellikle volatilitenin sonunda geri döneceği normal bir volatilitede seviyesinin olduğu anlamına gelir. Volatilitenin çok uzun dönem tahminleri, ne zaman yapıldığı önemli olmaksızın, aynı normal volatilitede seviyesine yaklaşmalıdır. Çoğu uygulayıcı bunun volatilitenin bir özelliği olduğuna inanıyor olsa da, volatilitenin normal seviyesinde ve tüm zaman boyunca ve kurumsal değişiklikler üzerinde sabit olup olmadığı konusunda farklılaşmaktadırlar. Opsiyon fiyatları genellikle ortalamaya dönüş ile tutarlı olarak değerlendirilir. Opsiyon fiyatlaması ile ilgili basit varsayımlar altında, uzun vadeli opsiyonların zımni (implied) volatiliteleri, kısa vadeli opsiyonların aksine daha

düşüktür. Onlar genellikle, kısa vade opsiyonlar yerine varlığın uzun vadeli ortalama volatilitesine daha yakındır (Engle ve Patton, 2001: 239).

➤ Makroekonomik Değişkenler ve Volatilitite:

Hisse senedi değerleri ekonominin sağlığıyla yakından bağlantılı olduğundan, sanayi üretiminin koşullu değişkenleri, faiz oranları, para artışı vb. gibi makroekonomik belirsizliklerin ölçümlerinin, hisse senedi değişkenliğinin açıklanmasına yardımcı olacağını beklemek doğaldır. Schwert (1989a, b) resesyon ve finansal kriz sırasında hisse senedi volatilitésinin keskin bir şekilde artması ve genişleme sırasında düşmesine rağmen, makroekonomik belirsizlik ve hisse senedi volatilitésindeki bu ilişki şaşırtıcı derecede zayıf olduğunu bulmuştur. Diğer taraftan, Glosten vd. (1993), hisse senedi getiri volatilitésini ile faiz oranları arasında güçlü bir pozitif ilişki ortaya çıkarmıştır (Bollerslev vd., 1994: 2967).

➤ Dışsal Değişkenler

Yukarıda özetlenen volatilité özelliklerinin çoğunda, serinin volatilitésini yalnızca bu serinin geçmişinde bulunan bilgilerle ilişki olan tek değişkenlik göstermektedir. Ancak, finansal varlık fiyatlarının çevresindeki piyasadan bağımsız olarak gelişmesi mümkün değildir ve bu yüzden diğer değişkenlerin de bir serinin oynaklığı için gerekli bilgileri içermesi gerekir. Bu kanıt diğerlerinin yanı sıra Bollerslev ve Melvin (1994), Engle ve Mezrich (1996) ve Engle vd. (1990a, b) tarafından da bulunmuştur.

Volatilité sürecini etkileyen diğer varlıklara ek olarak, deterministik olayların da etkisi olabilir. Planlanan şirket duyuruları, makroekonomik duyurular ve hatta günü deterministik zamanı etkileri gibi şeyler, volatilité süreci üzerinde bir etkiye sahip olabilir. Örneğin, Andersen ve Bollerslev (1998a), İstihdam Raporu, Üretici Fiyatları İndeksi veya üç aylık GSYİH gibi ABD makroekonomik verisinin ilan edilme zamanı boyunca Deutsche Mark-Dolar döviz kurunun volatilitésinin belirgin bir şekilde arttığını tespit etmiştir. Glosten vd. (1993), iktisadi değişkenlerinin, Ekim ve Ocak aylarındaki finansal varlık getirilerinin koşullu volatilité dinamiklerinden bazılarını açıklamasına yardım ettiğini bulmuştur (Engle ve Patton, 2001: 240).

➤ Volatilité ve Serisel Korelasyon

LeBaron (1992), ABD hisse senedi endeksleri için volatilité ve serisel korelasyon arasında kuvvetli ters bir ilişki bulmuştur. Bu bulgu, çeşitli örneklem süreleri, piyasa endeksleri, ölçüm aralığı ve volatilité ölçütlerinde de geçerli görünmektedir. Kim (1989) ise döviz kuru verilerinde benzer bir ilişki bulmuştur (Bollerslev vd., 1994: 2966).

➤ Tahmin Edilebilir Olaylar

Şaşırtıcı olmayan bir şekilde, önemli bilgilerin tahmini, yüksek ex ante volatilitésini ile ilişkilendirilir. Örneğin, Cornell (1978) ve Patell and Wolfson (1979, 1981) bireysel

firmaların hisse senedi getiri volatilitésinin kazanç açıklamaları sırasında yüksek olduđunu göstermektedir. Benzer şekilde, Harvey ve Huang (1991, 1992), merkez bankalarının yoğun işlem yaptığı dönemlerde ya da makroekonomik haberler yayınlandığında sabit gelir ve döviz kuru volatilitésinin daha yüksek olduđunu bulmuştur.

➤ Takvim Etkisi

Finansal piyasalar kapatıldığında biriken bilgiler, piyasaların yeniden açılmasından sonra fiyatlara yansır. Örneđin, bilgi takvim süresi boyunca sabit bir oranda birikirse, Cuma gününden Pazartesi gününün kapanışına kadar getirilerin varyansı, Pazartesi gününden Salı gününün kapanışına olan varyansın üç katına çıkacaktır. Bununla birlikte, Fama (1965) ve French and Roll (1986), bilgilerin piyasalar kapalı olduđunda, açık olduđuna nazaran çok daha yavaş bir şekilde biriktiđini bulmuşlardır. Deđişme, hafta sonları ve tatil günlerinde, diđer günlere kıyasla daha yüksektir (Bollerslev vd., 1994: 2965).

Harris (1986), pazar açıldıktan sonraki ilk 45 dakika boyunca tüm firmalar için, gün içi getirilerdeki önemli hafta içi farklılıkların olduđunu keşfetmiştir; Pazartesi sabahları, fiyatlar düşerken, diđer hafta içi sabahları ise yükselmektedir.

- *Hafta sonu etkisi* (Pazartesi etkisi olarak da bilinir), hisse senetlerinin Cuma günleri Pazartesi gününe kıyasla daha büyük getiri gösterme eğiliminde olduđunu işaret etmektedir. Bu şaşırtıcı bir anormalliktir. Pazartesi üç günlük bir aradan sonra geldiđi için Pazartesi getirilerinin, daha uzun dönem ve daha büyük risk nedeniyle haftanın diđer günleri için getirilerden daha yüksek olmasını beklenir. Hafta sonu etkisi ilk kez Fields (1931) tarafından ileri sürülmüştür. Ve bu etkiyle ilgili belirleyici bir çalışma, 1980'de Kenneth R. French tarafından yayınlanan ‘‘Hisse Senedi Getirileri ve Haftasonu Etkisi’’ dir. O işlem saati hipotezinde beklenen getirinin haftanın her günü için aynı olduđunu belirtirken, takvim zamanı hipotezine göre ise Pazartesi getirilerinin ortalamasının haftanın diđer günleri için beklenen getirinin üç katına kadar çıkabileceđini ileri sürmüştür. French, bu iki hipotezin de dođru olmadıđını ve haftanın diđer dört gününün ortalama getirisi pozitif olmasına rağmen, Pazartesi ortalamasının anlamlı bir şekilde negatif olduđunu bulmuştur. Cross (1973), piyasanın Cuma günleri yükselme ve Pazartesileri düşme eğiliminde olduđunu bulmuştur. Harris (1986) hisse senedi getirilerinde haftalık ve gün içi modeller üzerinde çalışmış, fiyatların diđer hafta içi sabahları düşerken Pazartesi sabahları ise yükseldiđi sonucuna varmıştır.
- *Aylık etkiler*, ayın ilk yarısında pozitif getirilerin varlıđını içermektedir. Daha belirgin olarak, bir ayın son günü ve bir sonraki ayın ilk üç gününde ay deđişimi etkisinin yüksek olmasıdır. Aylık etki üzerindeki belirleyici çalışma Robert Ariel'in ‘‘Stock Returns and the Weekend Effect’’ (Ariel, 1987)'dir. Ariel, hisse

senetlerinin ortalama getirisinin sadece ayın ilk yarısı öncesinde ve sırasındaki günler için pozitif olduğu ve ayın son yarısı boyunca günler için sıfırdan farksız olduğu sonucuna varmıştır.

- *Ocak etkisi* (yıl değişimi etkisi veya Ocak ayı anormalliği olarak da bilinir), tartışmalı olarak en önemli takvim anormalliğidir. Ocak ayında yaygın hisse senedi getirileri diğer aylara göre çok daha yüksektir.
- *Tatil etkisi*, piyasanın tatil öncesi herhangi bir günde yaptığı eğilimi ifade eder. Fields (1934), tatil öncesi DJIA'nın yüksek oranda avantajlı olduğunu tespit etmiştir. Lakonishok ve Smidt (1988), tatil öncesi getiri oranının normal günlük getiri oranından 23 kat daha fazla olduğunu ve tatillerin DJIA'daki fiyat artışının yaklaşık yüzde 50'sini oluşturduğunu bulmuştur. Ariel (1990) tatil günleri öncesindeki işlem gününde, yılın geri kalan günlerinin ortalama getirisinden ortalama dokuz ila on dört katı kadar daha yüksek bir ortalama getiri gösterdiğini tespit etmiştir (Sewell, 2011: 9-12).

## 2. VOLATİLİTENİN ÖLÇÜLMESİ

Döviz kuru volatilitésinin meydana getirmiş olduğu belirsizlik ve buna bağılı olarak gelişen risk ortamı neredeyse tüm sektörler için büyük önem arz etmektedir. Ekonomilerde meydana gelen ani değişiklikler volatilitenin; dolayısıyla belirsizlik ve risk ortamının artmasına neden olmakta ve bu artan belirsizlik ve risk ortamı ekonominin büyük bir kesimini önemli ölçüde etkilemesinden dolayı, piyasalarda meydana gelebilecek olumsuzlukların önceden tahmin edilmesine yönelik çalışmalar hız kazanmıştır. Bu durum volatilitenin ölçülmesinin temel dayanağını oluşturmaktadır (Odabaşı, 2011: 47-48).

### 2.1. Koşullu Değişen Varyans Modelleri

Finansal piyasalarda getirilerin zaman içinde birlikte hareket etmediği, bununla birlikte birbirinden bağımsız olmadığı bilinmektedir. Getiri serilerine bakıldığında büyük fiyat değişimlerini büyük fiyat değişimleri, küçük fiyat değişimlerini ise küçük fiyat değişimlerinin takip ettiği bir ortamda hata teriminin değişen varyansa sahip olduğu kabul edilmektedir. Dolayısıyla sabit varyans varsayımı yapan Olağan En Küçük Kareler (OLS) gibi geleneksel ekonometrik modeller değişkenler arasındaki ilişkiyi ortaya koyma konusunda yeterli olmamaya başlayarak yerini değişen varyansı dikkate alan ARCH grubu süreçlere bırakmıştır.

Literatürde zaman serisinin özelliklerine göre, farklı uygulama alanları olan çeşitli koşullu değişen varyans modelleri mevcuttur. Bu modeller arasında en sık kullanılanları, volatilitenin hesaplanmasında yaygın olarak varyansın zamana bağılı olarak değiştiğini ve bu değişimin de volatilitayı değiştirdiğini öne süren ve Engle (1982) tarafından geliştirilen ARCH modeli, varyansın zaman içerisinde geçmiş dönem

varyanslarına bağlı olarak değiştiği varsayımına dayanan ve Bollerslev (1986) tarafından geliştirilen GARCH modeli, hata teriminin işaretinin ne olduğu dikkate alınmaksızın sadece büyüklüğünün önemli olduğu geleneksel değişen varyans modellerinin aksine kaldıraç etkisini dikkate alan ve Nelson (1991) tarafından geliştirilen üssel GARCH (EGARCH) modeli, Glosten, Jaganathan ve Runkle (1994) tarafından geliştirilen GJR-GARCH modeli, Zakoian (1994) tarafından geliştirilen eşik GARCH (TGARCH) modeli ve Ding, Granger ve Engle (1993) tarafından geliştirilen asimetric üslü ARCH (APARCH) modelleridir.

### 2.1.1. ARCH Modeli

Engle (1982) tarafından geliştirilen ARCH modelleri belirli bir zamanda serilerin varyansını tahmin etme imkanına sahip olan, koşullu varyansın zamanla değişmesine izin veren, ancak koşulsuz varyansı sabit kabul eden yöntemlerdir.

Engle (1982), bir  $y_t$  değişkeni için geçici değişkenler kullanmak ve/veya veri dönüşümleri yapmak yerine, bir serinin ortalama ve varyansını eşanlı olarak modellemenin mümkün olduğunu göstermektedir. Engle'nin yöntemini anlamak için koşullu öngörülerin koşulsuz öngörülere göre çok daha üstün olduğuna dikkat edilmelidir. Durağan ARMA modelini;

$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$  olduğunu varsayalım ve  $y_t$  değişkeninin bir sonraki dönem değeri olan  $y_{t+1}$  'i tahmin etmek isteyelim. Bu durumda,

- $y_{t+1}$  'in koşullu ortalaması;

$$E_t y_{t+1} = a_0 + a_1 y_t$$

$y_{t+1}$  'i tahmin etmek için bu koşullu ortalamayı kullanırsak,

- Öngörü hata varyansı;

$$E_t [(y_{t+1} - a_0 - a_1 y_t)^2] = E_t \varepsilon_{t+1}^2 = \sigma^2 \text{ 'dir.}$$

Bununla birlikte, eğer koşulsuz öngörüler kullanılırsa,

- Koşulsuz öngörü her zaman  $y_t$  serisinin uzun dönem ortalaması,

$a_0/(1 - a_1)$  'e eşittir.

- Koşulsuz öngörü hata varyansı;

$$E\{[y_{t+1} - a_0/(1 - a_1)]^2\} = E[(\varepsilon_{t+1} + a_1 \varepsilon_t + a_1^2 \varepsilon_{t-1} + a_1^3 \varepsilon_{t-2} + \dots)^2] = \sigma^2/(1 - a_1^2)$$

$1/(1 - a_1^2) > 1$  olduğundan, koşulsuz öngörü koşullu öngörüden daha büyük varyansa sahiptir. Böylece, koşullu öngörüler (serinin bilinen cari ve geçmiş değerlerini hesaba kattıkları için) koşulsuz öngörülere tercih edilirler.

Benzer şekilde, eğer hata terimi  $\varepsilon_t$ 'nin varyansı sabit değilse, bir ARMA modeli kullanılarak varyansta sürekli hareketler için herhangi bir eğilim tahmin edilebilir. Örneğin, *let*  $\{\hat{\varepsilon}_t\}$ ,  $y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$  ARMA modelinden tahmin edilen kalıntıları göstermektedir.

- Böylece  $y_{t+1}$ 'in koşullu varyansı;

$$Var(y_{t+1} | y_t) = E_t[(y_{t+1} - a_0 - a_1 y_t)]^2 = E_t(\varepsilon_{t+1})^2$$

Bu noktaya kadar  $E_t(\varepsilon_{t+1})^2$ 'i sabit ve  $\sigma^2$ 'ye eşit olarak belirlenmiştir. Engle (1982) çalışmasında ise, koşullu varyansın sabit olmadığı durumda, koşullu varyansın tahmin edilen kalıntıların gecikmelerinin karelerini kullanarak bir AR(p) süreci olarak şu şekilde modellemiştir;

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \vartheta_0 + \vartheta_1 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \vartheta_2 \hat{\varepsilon}_{t-2}^2 + \dots + \vartheta_p \hat{\varepsilon}_{t-p}^2 + v_t \quad (3.1)$$

burada,  $v_t$  terimi beyaz gürültü (white noise) sürecidir.

Eğer  $\vartheta_1, \vartheta_2, \dots, \vartheta_p$ 'nin değerlerinin tamamı sıfıra eşitse, tahmin edilen varyans  $\vartheta_0$ 'dır (diğer bir deyişle sabittir). Diğer taraftan,  $y_t$ 'nin koşullu varyansı denklem (3.1)'de verilen otoregresif sürece göre değişir. Bu nedenle  $t + 1$ 'deki koşullu varyansı tahmin etmek için denklem (3.1) kullanılabilir;

$$E_t \hat{\varepsilon}_{t+1}^2 = \vartheta_0 + \vartheta_1 \hat{\varepsilon}_t^2 + \vartheta_2 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \dots + \vartheta_p \hat{\varepsilon}_{t+1-p}^2$$

Bu nedenle, denklem (3.1) **Otoregresif Koşullu Heteroskedasite (Değişen Varyans) (ARCH)** modeli olarak adlandırılır. Denklem (3.1)'deki kalıntılar bir otoregresyon, ARMA modeli veya standart bir regresyon modelinden geldiğinden ARCH modelleri için pek çok olası uygulama vardır.

Engle'ye (1982) göre, denklem (3.1)'in doğrusal spesifikasyonu çok uygun değildir. Bunun nedeni,  $y_t$  için modelin ortalama ve koşullu varyansının, maksimum olabilirlik yöntemi kullanılarak eşanlı olarak tahmin edilmesidir. Engle (1982) denklem (3.1)'de verilen doğrusal spesifikasyon yerine,  $v_t$ 'yi çarpımsal bozucu (disturbance) terim olarak belirlemiştir.

Engle (1982) çarpımsal koşullu değişen varyans için aşağıdaki modeli önermiştir;

$$\varepsilon_t = v_t \sqrt{\vartheta_0 + \vartheta_1 \varepsilon_{t-1}^2} \quad (3.2)$$

burada,  $v_t$  = beyaz gürültü süreci olup  $v_t$  ve  $\varepsilon_{t-1}$  birbirinden bağımsızdır,  $\sigma_v^2 = 1$ , ve  $\vartheta_0$  ve  $\vartheta_1$  sabit olup ve  $\vartheta_0 > 0$  ve  $0 < \vartheta_1 < 1$  dir.

$v_t$  beyaz gürültü ve  $\varepsilon_{t-1}$ 'den bağımsız olduğu için,  $\varepsilon_t$  serisinin sıfır ortalama ve korelasyonsuz olduğunu göstermek kolaydır.

- $E v_t = 0$  olduğundan,  $\varepsilon_t$ 'nin koşulsuz ortalaması;

$$E \varepsilon_t = E[v_t(\vartheta_0 + \vartheta_1 \varepsilon_{t-1}^2)^{1/2}] = E v_t E(\vartheta_0 + \vartheta_1 \varepsilon_{t-1}^2)^{1/2} = 0 \quad (3.3)$$

- $E v_t v_{t-i} = 0$  olduğundan

$$E \varepsilon_t \varepsilon_{t-i} = 0 \quad (i \neq 0) \quad (3.4)$$

olacaktır.

- $\varepsilon_t$  nin koşulsuz varyansının elde edilmesi de açıktır.  $\varepsilon_t$ 'nin karesi ve koşulsuz ortalamasının alınmasıyla

$$E \varepsilon_t^2 = E[v_t^2(\vartheta_0 + \vartheta_1 \varepsilon_{t-1}^2)] = E v_t^2 E(\vartheta_0 + \vartheta_1 \varepsilon_{t-1}^2)$$

$\sigma_v^2 = 1$  ve  $\varepsilon_t$ 'nin koşulsuz varyansı  $\varepsilon_{t-1}$ 'in ki ile özdeş (yani,  $E \varepsilon_t^2 = E \varepsilon_{t-1}^2$ ) olduğu için koşulsuz varyans,

$$E \varepsilon_t^2 = \vartheta_0 / (1 - \vartheta_1) \quad (3.5)$$

olacaktır.

Böylece, koşulsuz ortalama ve varyans denklem (3.2)'de verilen hata sürecinin varlığından etkilenmemiştir.

Benzer şekilde,  $\varepsilon_t$  nin koşullu ortalamasının sıfıra eşit olduğunu göstermek kolaydır.  $v_t$  ve  $\varepsilon_{t-1}$  birbirinden bağımsız ve  $E v_t = 0$  olduğunu varsayıldığında,

- $\varepsilon_t$  nin koşullu ortalaması;

$$E(\varepsilon_t | \varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots) = E_{t-1} v_t E_{t-1}(\vartheta_0 + \vartheta_1 \varepsilon_{t-1}^2)^{1/2} = 0$$

Bu noktada, ortalamanın sıfır olması, varyansın sabit olması ve tüm otokovaryansların sıfır olması nedeniyle,  $\varepsilon_t$  serisinin özelliklerinin denklem (3.2) tarafından etkilenmediği sonucuna varılabilir.

- Bununla birlikte  $E v_t^2 = 1$ ,  $\varepsilon_t$ 'nin  $\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots$ 'in geçmiş değerlerine koşullu varyansı;

$$E[\varepsilon_t^2 | \varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots] = \vartheta_0 + \vartheta_1 \varepsilon_{t-1}^2 \text{ 'dir} \quad (3.6)$$

Denklem (3.6)'da  $\varepsilon_t$ 'nin koşullu varyansı  $\varepsilon_{t-1}^2$ 'in gerçekleşen değerine bağlıdır. Eğer  $\varepsilon_{t-1}^2$ 'in gerçekleşen değeri büyükse, t döneminde koşullu varyans da o kadar büyük olacaktır. Denklem (3.6)'da koşullu varyans, ARCH(1) modelini simgeleyen birinci



dereceden otoregresif süreci izlemektedir. Denklem (3.6)'da verilen ARCH(1) modeli ARCH(p) modeline genişletilebilir;

$$E[\varepsilon_t^2 | \varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots] = \vartheta_0 + \vartheta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \vartheta_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \vartheta_p \varepsilon_{t-p}^2$$

Burada, olağan (usual/normal) otoregresyonun aksine,  $\vartheta_0$  ve  $\vartheta_1$  katsayıları sınırlandırılır. Koşullu varyansın kesinlikle negatif olmadığını sağlamak için,  $\vartheta_0$  ve  $\vartheta_1$  katsayılarının her ikisinin pozitif olduğu varsayımı gereklidir. Buna karşın, eğer  $\vartheta_0$  negatif ise,  $\varepsilon_{t-1}$ 'nin yeteri kadar küçük gerçekleşmesi, denklem (3.6)'nın negatif olduğu anlamına gelecektir. Benzer şekilde, eğer  $\vartheta_1$  negatif ise,  $\varepsilon_{t-1}$ 'nin yeteri kadar büyük gerçekleşmesi, koşullu varyans için negatif değer ifade edebilir. Dahası, bu sürecin durağanlığını (stability) sağlamak için  $\vartheta_1$ 'in  $0 < \vartheta_1 < 1$  şeklinde sınırlandırılması gereklidir.

(3.3), (3.4), (3.5) ve (3.6) denklemleri herhangi bir ARCH sürecinin temel özelliklerini göstermektedir. ARCH modelinde, hata yapısı koşullu ve koşulsuz ortalamaların sıfıra eşit olduğu şeklindedir. Dahası, tüm  $\varepsilon_t$  serisi için  $s \neq 0$ ,  $E\varepsilon_t \varepsilon_{t-s} = 0$  olduğu için  $\varepsilon_t$  serisi serisel olarak korelasyonsuzdur. Ancak korelasyon sadece doğrusal ilişkiyi gösterdiği için buradan  $\varepsilon_t$  serisinin bağımsız ya da ilişkisiz olduğu anlamı çıkmamalıdır. Diğer bir ifadeyle, hata terimleri ikinci bir moment ile ilişkili oldukları için, hata terimleri birbirlerinden bağımsız değildir. Koşullu varyansın kendisi koşullu olarak heteroskedastik hatalarla sonuçlanan otoregresif bir süreçtir.  $\varepsilon_{t-1}$ 'in gerçekleşen değeri sıfırdan uzaksa - böylece  $\vartheta_1(\varepsilon_{t-1})^2$  görece olarak büyük olacak -  $\varepsilon_t$ 'in varyansı büyük olma eğiliminde olacaktır. Buradan hareketle,  $\varepsilon_t$ 'deki koşullu heteroskedastisite  $y_t$ 'nin heteroskedastik olmasına neden olacaktır. Böylece, ARCH modeli  $y_t$  serisindeki sakinlik ve volatil dönemleri yakalayabilmektedir.

$y_t$  serisinin özelliklerini incelendiğinde;

- koşullu ortalama ve

$$E_{t-1}y_t = a_0 + a_1y_{t-1}$$

- koşullu varyans

$$Var(y_t | y_{t-1}, y_{t-2}, \dots) = E_{t-1}(y_t - a_0 - a_1y_{t-1})^2 = E_{t-1}(\varepsilon_t)^2 = \vartheta_0 + \vartheta_1(\varepsilon_{t-1})^2$$

$\vartheta_1$  ve  $\varepsilon_{t-1}^2$  negatif olmadığı için, koşullu varyans için minimum değer  $\vartheta_0$ 'dır.  $\varepsilon_{t-1}$ 'in her sıfır dışındaki gerçekleşmesi için  $y_t$ 'nin koşullu varyansı  $\vartheta_1$  ile pozitif ilişkilidir.  $y_t$ 'nin koşullu ortalaması ve varyansı,  $y_t$  için fark denklemini çözerek ve daha sonra ortalamasını alarak elde edilmiştir. Eğer bu süreç, geçmişten yeterince uzaklaşmaya başlarsa,  $y_t$  için çözüm;

$$y_t = \frac{a_0}{1-a_1} + \sum_{i=0}^{\infty} a_1^i \varepsilon_{t-i} \quad (3.7)$$

Tüm t dönemi için  $E\varepsilon_t = 0$  olduğundan, denklem (3.7)'nin koşulsuz ortalaması  $Ey_t = a_0/(1 - a_1)$  'dir.

Koşulsuz varyans denklem (3.7) kullanılarak benzer şekilde elde edilebilir. Tüm  $i \neq 0$  için  $E\varepsilon_t \varepsilon_{t-i}$ 'nin sıfır olduğu varsayımıyla,  $y_t$ 'nin koşulsuz varyansı denklem (3.7)'den doğrudan çıkarılabilir;

$$Var(y_t) = \sum_{i=0}^{\infty} a_1^{2i} var(\varepsilon_{t-1})$$

$\varepsilon_t$ 'nin koşulsuz varyansının sabit olmasının sonucu, [yani,  $var(\varepsilon_t) = var(\varepsilon_{t-1}) = var(\varepsilon_{t-2}) = \dots = \vartheta_0/(1 - \vartheta_1)$ ];

$$Var(y_t) = \left(\frac{\vartheta_0}{1-\vartheta_1}\right) \left(\frac{1}{1-a_1^2}\right) \text{ 'dir.}$$

Açık bir şekilde,  $y_t$  serisinin varyansı  $\vartheta_1$  ve  $a_1$ 'in mutlak değeri arttıkça artmaktadır. Burada temel nokta, ARCH hata sürecinin tek değişkenli çerçeve içindeki volatilité dönemlerini modellemek için kullanılmasıdır.

Denklem (3.2)'de verilen ARCH süreci, birkaç yolla genişletilmiştir. Engle'nin (1982) katkısı, yüksek dereceden ARCH(p) süreçlerini dikkate almaktır;

$$\varepsilon_t = v_t \sqrt{\vartheta_0 + \sum_{i=1}^q \vartheta_i \varepsilon_{t-i}^2} \quad (3.8)$$

Denklem (3.8)'de,  $\varepsilon_{t-1}$ 'den  $\varepsilon_{t-q}$ 'ya tüm şoklar  $\varepsilon_t$  üzerinde doğrudan etkiye sahiptir. Böylece koşullu varyans, p derecesinin otoregresif bir süreci gibi hareket etmektedir. Bu, denklem (3.1) ve (3.8)'den ortaya çıkan  $E\varepsilon_{t+1}^2$  için tahminin tamamen aynı olduğunu gösteren iyi bir yoldur (Enders, 2004: 113-118).

### ARCH Modelinin Zayıflıkları

- 1) Model, pozitif ve negatif şokların, önceki şokların karesine bağlı olduğundan dolayı, şokların pozitif veya negatif olması önemli değildir. Dolayısıyla bu şokların volatilité üzerinde aynı etkilere sahip olduğu varsayılmaktadır. Uygulamada ise, bir finansal varlığın fiyatının pozitif ve negatif şoklara farklı tepki verdiği bilinmektedir.
- 2) ARCH modeli oldukça kısıtlayıcı bir modeldir. Örneğin, koşullu varyansın kesinlikle negatif olmadığını sağlamak için ,  $\vartheta_0$  ve  $\vartheta_1$  katsayılarının her ikisinin de pozitif olduğu kısıtları gereklidir. Bu kısıtlar yüksek dereceden ARCH modellerini daha karmaşık hale getirmektedir.
- 3) ARCH modeli, bir finansal zaman serisindeki değişikliklerin kaynağını anlamak için yeni bir bakış açısı sağlamamaktadır. O sadece koşullu varyansın

davranışını tanımlamak için mekanik bir yol sağlar. Ancak böyle davranışların ortaya çıkmasına neden olan şey hakkında hiçbir bilgi vermez.

- 4) ARCH modelleri getiri serisinin büyük şoklarına karşı yavaş tepki verdiğiinden dolayı, bu modellerin volatilitiyi aşırı tahmin etmesi muhtemeldir (Tsay, 2004: 86).

### 2.1.2. GARCH Modeli

Bollerslev (1986), koşullu varyansın bir ARMA süreci olmasına izin veren bir teknik geliştirerek Engle'nin orijinal çalışmasını genişletmiştir. Şimdi hata sürecinin şu şekilde olmasına izin verelim;

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

Burada,  $\sigma_v^2 = 1$  ve

$$h_t = \vartheta_0 + \sum_{i=1}^p \vartheta_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q \beta_i h_{t-i} \quad (3.9)$$

$v_t$  beyaz gürültü süreci olduğundan  $\varepsilon_t$ 'nin koşullu ve koşulsuz ortalaması sıfıra eşittir.  $\varepsilon_t$ 'nin beklenen değeri alınırsa,

$$E \varepsilon_t = E v_t (h_t)^{1/2} = 0$$

Önemli nokta,  $\varepsilon_t$ 'nin koşullu varyansının  $E_{t-1} \varepsilon_t^2 = h_t$  olmasıdır. Böylece,  $\varepsilon_t$ 'nin koşullu varyansı denklem (3.9)'da  $h_t$  olarak gösterilen bir ARMA sürecidir.

Bu genelleştirilmiş ARCH(p,q) modeli ya da GARCH(p,q) olarak adlandırılan model, heteroskedastik varyansta hem otoregresif hem de hareketli ortalama bileşenlerine izin vermektedir. Eğer  $p = 0$  ve  $q = 1$  olarak belirlenirse, denklem (3.2)'de verilen birinci dereceden ARCH modelinin basitçe GARCH(0,1) modeli olduğu açıktır. Bu nedenle,  $\beta_i$ 'nin tüm değerleri sıfıra eşitse, GARCH(p,q) modeli ARCH(p) modeline eşdeğerdir. GARCH modelinin bu avantajları açık olmalıdır; daha yüksek dereceden bir ARCH modeli, parametre sayısı bakımından daha tutumlu (parsimonious) olan bir GARCH gösterimine sahip olabilir. Böylece, GARCH(p,q) modelinin belirlenmesi ve tahmin edilmesi çok daha kolay olmaktadır. Bu özellikle denklem (3.9)'daki tüm katsayıların pozitif olması gerektiği için doğrudur. Dahası, varyansın sonlu olmasını sağlamak için, denklem (3.9)'un tüm karakteristik kökleri birim çemberin içinde bulunmalıdır. Dolayısıyla böyle tutumlu bir model daha az katsayı kısıtlarını gerektirir.

GARCH modellerinin en önemli özelliği,  $y_t$  serisinin hatalarının koşullu varyansının bir ARMA süreci oluşturmasıdır. Bu nedenle, uyumlu (fitted) bir ARMA modelinden gelen kalıntıların bu karakteristik kalıbı göstermesi beklenebilir. Bunu açıklamak için  $y_t$ 'yi bir ARMA süreci olarak tahmin ettiğimizi varsayalım. Eğer  $y_t$  serisinin modeli yeterliyse (adequate) kalıntıların ACF ve PACF'si beyaz gürültü süreci göstermelidir. Bununla

birlikte, kalıntıların karesinin ACF'si GARCH sürecinin tanımlanmasına yardımcı olabilir. Denklem (3.9) standart bir ARMA süreci gibi görünmektedir. Buna bağlı olarak, koşullu heteroskedastisite varsa, korelogram böyle bir süreci akla getirmelidir. Kalıntı karelerinin korelogramını oluşturma yöntemi aşağıdaki gibidir:

**Adım 1:** 'En uyumlu' ARMA modelini (veya regresyon modelini) kullanarak  $y_t$  serisini tahmin edin ve uyumlu hataların karelerini  $\{\hat{\varepsilon}_t^2\}$  elde edin. Ayrıca

$$\hat{\sigma}^2 = \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2 / T$$

olarak tanımlanan kalıntıların örneklem varyansını hesaplayın.

burada,  $T$  = kalıntıların sayısıdır.

**Adım 2:** Kalıntıların karesinin örneklem otokorelasyonlarını aşağıdaki gibi hesaplayın ve çizin;

$$p_i = \frac{\sum_{t=i+1}^T (\hat{\varepsilon}_t^2 - \hat{\sigma}^2)(\hat{\varepsilon}_{t-i}^2 - \hat{\sigma}^2)}{\sum_{t=1}^T (\hat{\varepsilon}_t^2 - \hat{\sigma}^2)^2}$$

**Adım 3:** Büyük örneklerde  $p_i$ 'nin standart sapması  $T^{-0.5}$  ile yaklaşık olarak hesaplanabilir. Sıfırdan önemli ölçüde farklı olan  $p_i$ 'nin ferdi (individual) değerleri, GARCH hatalarının göstergesidir. İlave olarak, Ljung-Box Q istatistikleri, önemli katsayı gruplarını test etmek için kullanılabilir;

$$Q = T(T + 2) \sum_{i=1}^n p_i / (T - i)$$

Bu istatistik,  $\hat{\varepsilon}_t^2$  serisi serisel olarak korelasyonsuz ise, n serbestlik derecesi ile asimptotik  $\chi^2$  (ki-kare) dağılımına sahiptir.  $\hat{\varepsilon}_t^2$ 'nin serisel olarak korelasyonsuz olduğu sıfır hipotezini reddetmek, ARCH veya GARCH hatalarının sıfır hipotezini reddetmek ile eşdeğerdir. (Uygulamada  $n$  değerlerini  $T/4$  e kadar hesaba katılmalıdır)

Engle (1982) tarafından ARCH bozuklukları için daha formal Lagrange Çarpanı testi önerilmiştir. Bu yöntem, aşağıdaki iki aşamayı içerir:

**Aşama 1:** En uygun regresyon denklemini veya ARMA modelini tahmin etmek için OLS kullanın ve uyumlu hataların karelerini gösterin.

**Aşama 2:** Bu kalıntı karelerinin sabit veya  $p$  gecikmeli  $\hat{\varepsilon}_{t-1}^2, \hat{\varepsilon}_{t-2}^2, \hat{\varepsilon}_{t-3}^2, \dots, \hat{\varepsilon}_{t-p}^2$  değerleri üzerine regresyonu;

$$\hat{\varepsilon}_{t-i}^2 = \vartheta_0 + \vartheta_1 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \vartheta_2 \hat{\varepsilon}_{t-2}^2 + \vartheta_p \hat{\varepsilon}_{t-p}^2$$

Burada ARCH veya GARCH etkileri yoksa,  $\vartheta_p$  aracılığıyla (through)  $\vartheta_1$ in tahmin edilen değeri sıfır olmalıdır. Bu nedenle, bu regresyon düşük açıklayıcı güce sahip olacaktır. Böylece determinasyon katsayısı (yani,  $R^2$ ) oldukça düşük olacaktır.  $T$  kalıntılarının örnekleme kullanılarak, ARCH hataları bulunmayan boş hipotez altında, test istatistiği  $TR^2$ ,  $q$  serbestlik derecesine sahip bir  $\chi^2$  dağılımına yakınsar. Eğer  $TR^2$  yeterince büyükse,  $\vartheta_1 = \dots = \vartheta_p = 0$  boş hipotezin reddedilmesi, ARCH hataları bulunmayan boş hipotezin reddedilmesine eşdeğerdir. Diğer taraftan, eğer  $TR^2$  yeterince düşükse, ARCH etkisinin bulunmadığı sonucuna varılabilir.

### 2.1.3. ARCH-M Modeli

Engle, Lilien ve Robins (1987), temel ARCH çerçevesini, bir serinin koşullu ortalamasını kendi koşullu varyansına bağlı olarak genişletmiştir. Ortalama ARCH (ARCH-M) modeli olarak adlandırılan bu model sınıfı, özellikle varlık piyasalarının incelenmesi için uygundur. Temel düşünce, riskten kaçınan yatırımcıların riskli bir varlık tutması için tazminat (compensation) isteyecek olmasıdır. Bir varlığın riskliliğinin getirilerin varyansı ile ölçülebileceği göz önüne alındığında, risk primi, getirilerin koşullu varyansının artan bir fonksiyonu olacaktır. Engle, Lilien ve Robins, riskli bir varlığı tutmaktan elde edilen aşırı getiriye şu şekilde ifade etmişlerdir;

$$y_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad (3.10)$$

burada,  $y_t$  = uzun vadeli bir varlığın bir dönemlik (kısa vadeli) hazine bonusu yerine tutulmasından elde edilen fazla (aşırı/excess) getiri.

$\mu_t$  = Riskten kaçınan yatırımcıların bir dönemlik tahvil yerine uzun vadeli varlıkları elinde tutması için gerekli olan risk primi.

$\varepsilon_t$  = Uzun vadeli varlık üzerindeki aşırı getiri için tahmin edilemeyen şok.

Denklem (3.10)'u açıklamak için, uzun vadeli varlığın elde tutulmasından beklenen aşırı getirinin risk primine eşit olması gerektiğini varsayalım:

$$E_{t-1}y_t = \mu_t$$

Engle, Lilien ve Robins, risk priminin  $\varepsilon_t$  nin koşullu varyansının artan bir fonksiyonu olduğunu varsayar. Diğer bir ifadeyle, getirilerin koşullu varyansı ne kadar yüksekse, yatırımcıya uzun vadeli varlığı elinde tutmaya teşvik etmek için gerekli olan tazminat da o kadar yüksek olacaktır. Matematiksel olarak, eğer  $h_t$ ,  $\varepsilon_t$ 'nin koşullu varyansı ise, risk primi şu şekilde ifade edilir;

$$\mu_t = \beta + \delta h_t \quad \delta > 0 \quad (3.11)$$

burada,  $h_t$  bir ARCH(p) sürecidir;

$$h_t = \vartheta_0 + \sum_{i=1}^p \vartheta_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (3.12)$$

Bir grup olarak, (3.10), (3.11) ve (3.12) denklemleri, temel ARCH-M modelini oluşturmaktadır. Denklem (3.10) ve (3.11) 'den,  $y_t$ 'nin koşullu ortalaması, koşullu varyans  $h_t$ 'ye bağlıdır. Denklem (3.12)'de, koşullu varyans bir ARCH(p) sürecidir. Koşullu varyans sabitse (yani, eğer  $\vartheta_1 = \vartheta_2 = \dots = \vartheta_p = 0$  ise), ARCH-M modelinin, daha geleneksel bir sabit risk primine dönüşmesine dikkate edilmelidir.

### GARCH Modelinin İlave Özellikleri

Bir GARCH süreci tahmin edildiğinde, birbiriyle ilişkili olan iki denklem tahmin edilecektir;

$$y_t = a_0 + \beta x_t + \varepsilon_t$$

ve

$$\varepsilon_t = v_t (\vartheta_0 + \vartheta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \vartheta_p \varepsilon_{t-p}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \dots + \beta_q h_{t-q})^{0.5} \quad (3.13)$$

Burada,  $x_t$ ,  $(p^m, q^m)$  derecesinden bir ARCH sürecidir. Dahası,  $x_t$  egzojen değişkenler içerebilir.

İlk denklem ortalamanın modeli, ikincisi de varyansın modelini göstermektedir.  $p^m$  ve  $q^m$  sembolleri, ARMA sürecinin derecesinin GARCH(p, q) denkleminin derecesine ortalama olarak eşit olmadığına işaret etmek için kullanılır. Bu iki denklem  $\varepsilon_t$ 'nin koşullu varyansı olan  $h_t$  ile ilişkilidir. Bu nedenle, denklem (3.13)'teki GARCH süreci, ortalama denkleminin koşullu varyansıdır.

$\varepsilon_t = v_t (h_t)^{0.5}$  olduğu varsayılırsa,  $\varepsilon_t^2$  ve  $h_t$  arasındaki ilişki şöyledir;

$$\varepsilon_t^2 = v_t^2 h_t$$

ve  $E v_t^2 = E_{t-1} v_t^2 = 1$  olduğundan,

$$E_{t-1} \varepsilon_t^2 = h_t$$

Böylece,  $h_t$ ,  $\varepsilon_t$  serisinin koşullu varyansıdır.

GARCH(1,1) spesifikasyonu, koşullu volatilitenin en yaygın şeklidir. Bu, volatilitenin şoklarının çok kalıcı olduğu özellikle finansal veriler için geçerlidir. Bu nedenle, GARCH sürecinin bu şekline özellikle dikkat edilmesi gerekir.

## GARCH(1,1) Hata Sürecinin Özellikleri

Koşullu heteroskedastisitenin yokluğunda,  $\varepsilon_t$  serisi sıfır ortalama, sabit varyans ve  $\varepsilon_t$  ve  $\varepsilon_{t-j}$  arasındaki tüm otokorelasyonların sıfır olması özelliklerine sahiptir. Bu durum GARCH süreçleriyle açık bir şekilde daha da karmaşıklaşmaktadır. Bu noktada, GARCH(1,1) hata sürecinin özelliklerini oluşturmak arzu edilir. Eğer GARCH(1,1) sürecinin koşullu beklentisi alınırsa;

$$E_{t-1}\varepsilon_t^2 = \vartheta_0 + \vartheta_1\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1h_{t-1}$$

veya

$$h_t = \vartheta_0 + \vartheta_1\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1h_{t-1} \quad (3.14)$$

- **$\varepsilon_t$  nin ortalaması:**  $\varepsilon_t$ 'nin koşulsuz ortalaması sıfırdır. Denklem (3.13)'ün beklenen değeri,

$$E\varepsilon_t = E[v_t(h_t)^{1/2}] \text{ 'dir.}$$

$h_t, v_t$ 'ye bağımsız ve  $E v_t = 0$  olduğundan, bunu  $E\varepsilon_t = 0$  olması izlemektedir.

- **$\varepsilon_t$  nin varyansı:**  $\varepsilon_t^2 = v_t^2(\vartheta_0 + \vartheta_1\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1h_{t-1})$  olduğundan, GARCH(1,1) sürecinin koşulsuz varyansı,

$$E\varepsilon_t^2 = E v_t^2(\vartheta_0 + \vartheta_1 E\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 E h_{t-1}) \quad (3.15)$$

olacaktır.

Eğer  $E v_t^2 = 1$  ve  $E\varepsilon_{t-i}^2 = E h_{t-i}$  olarak tanımlanırsa, bu ifade daha da basitleştirilebilir. Verilen ikinci ilişki yinelenen beklentiler kanunundan çıkar. Kanunun bu şekli,  $E\varepsilon_t^2 = E(E_{t-1}\varepsilon_t^2)$  'ni sağlamaktadır. Esas olarak, koşullu varyansın koşulsuz beklentisi sadece koşulsuz varyanstır. Dolayısıyla ilişki bir dönem geriye alınıp,  $E\varepsilon_{t-i}^2 = E(E_{t-2}\varepsilon_{t-i}^2)$  yazılabilir. Böylece  $E\varepsilon_{t-i}^2 = E h_{t-i}$  olur. Bu denklem (3.15)'te yerine konulursa,

$$E\varepsilon_t^2 = \vartheta_0 + (\vartheta_1 + \beta_1)E\varepsilon_{t-1}^2 \quad (3.16)$$

olacaktır. Böylece, denklem (3.16) koşulsuz varyans için bir çözüm verir. Eğer,  $\vartheta_1 + \beta_1 < 0$  varsayılırsa, koşulsuz varyans,

$$E\varepsilon_t^2 = \vartheta_0 / (1 - \vartheta_1 - \beta_1) \text{ olacaktır.}$$

Daha genel GARCH(p,q) modeli için, eğer  $(1 - \sum_{i=1}^p \vartheta_i - \sum_{i=1}^q \beta_i > 0)$  ise, varyans sonlu olacaktır.

- **Otokorelasyon fonksiyonu:** Otokorelasyonların ( $E\varepsilon_t\varepsilon_{t-j}$ ) hepsi sıfıra eşittir.

$$E\varepsilon_t\varepsilon_{t-j} = E \left[ v_t(h_t)^{1/2}v_{t-j}(h_{t-j})^{1/2} \right]$$

$h_t$ ,  $v_{t-j}$  ve  $h_{t-j}$ ,  $v_t$ 'nin değerine bağlı değildir ve  $E\varepsilon_t = 0$  olduğundan,  $j \neq 0$  için tüm otokorelasyonların sıfır olduğu görülür.

- **Koşullu varyans:** Hata sürecinin koşullu varyansı  $h_t$ 'dir.

$$E_{t-1}\varepsilon_t^2 = E_{t-1}v_t^2h_t = h_t$$

Bu sonuç GARCH modelinin temel özelliğidir. Hata sürecinin koşullu varyansı sabit değildir.  $h_t$  nin parametrelerinin uygun spesifikasyonu ile  $y_t$  sürecinin koşullu varyansının modellenmesi ve tahmin edilmesi mümkündür.

- **Volatilité kalıcılığı:** GARCH sürecinde, hatalar korelasyonsuzdur ( $E\varepsilon_t\varepsilon_{t-j} = 0$ ). Bununla birlikte, denklem (3.14)'te gösterildiği gibi, GARCH(1,1) sürecinin hata kareleri korelasyonludur. Kalıntı karelerinin otoregresif bozulma (decay) derecesi ( $\vartheta_1 + \beta_1$ )'dir. İlave olarak, gerçekte, GARCH(1,1) sürecinin kalıntı karelerinin ACF'si, ARMA(1,1) sürecine benzer davranış sergileme eğilimindedir.

$\vartheta_1$  ve  $\beta_1$ 'in büyük değerleri, koşullu volatilitéyi artırmaktadır. Ancak onlar bunu farklı yollardan yaparlar.  $\vartheta_1$  ne kadar büyükse,  $h_t$ 'nin yeni bilgiye olan tepkisi de o kadar büyük olacaktır. Açık bir şekilde, eğer  $\vartheta_1$  büyükse,  $v_t$  şoku  $\varepsilon_t^2$  ve  $h_{t+1}$  üzerinde oldukça büyük bir etkiye sahip olacaktır.

Ayrıca  $\vartheta_1$  değerinin kesinlikle pozitif olması gerekmektedir. Bu nedenle, GARCH(1,1)'in kalıntı karelerinin ACF'si ile ARMA(1,1) sürecinin kalıntılarının ACF'si arasında benzerlik mükemmel değildir. Eğer  $\vartheta_1 = 0$  ise, denklem (3.14)'ü şu şekilde yazmak mümkündür:

$$h_t = \vartheta_0 + \beta_1 h_{t-1}$$

Böylece  $h_t$  ve  $v_t$  arasında hiçbir ilişki yoktur. Bu nedenle, bu model koşullu varyans için tanımlanamaz. Bu benzerlik GARCH(p, q) sürecinin genel durumu için daha açıktır. Bollerslev (1986) GARCH(1,1) sürecinden kalıntı karelerin ACF'sinin  $m = \max(p, q)$  olduğunu ve ARMA(m,p) sürecininkine benzer hareket ettiğini kanıtlamıştır. Bu,  $p$  ve  $q$  için en uygun değerlerin tanımlanmasını biraz zorlaştırmaktadır.

### Uyumun Değerlendirilmesi

GARCH modelinin yeterliliğini değerlemenin bir yolu, veriye ne kadar uyumlu olduğuna bakmaktır. Bazı yazarlar AIC ve SIC kullanırlar. Dahası, bazı istatistiksel



yazılım paketleri, herhangi bir GARCH tahmin türü için uyumun iyiliği ölçüsünü rapor ederler. Bununla birlikte, Bollerslev, Engle ve Nelson'a (1994) göre ise, ARCH modelinin istatistiksel özelliklerin büyük ölçüde bilinmemesinden dolayı, bu sonuçların yorumlanmasında dikkatli olunmalıdır.

$$AIC = T \ln(\text{kalıntı kareleri toplamı}) + 2n$$

Kalıntı kareler toplamı  $\sum \varepsilon_t^2$  ile özdeşdir. Bu nedenle, AIC ve SIC, modelin ortalamasından sapmaların karesini ölçer. Bunun yerine, modelin varyansının veriye ne kadar iyi uyumlu olduğu öğrenilmek istendiği varsayalım. Örneğin, bir ARCH(2) varyansının bir GARCH (1,1)'den daha iyi uyum sağladığı görmek istenebilir. Kalıntı kareleri toplamı

$$SSR' = \sum_{t=1}^T (\varepsilon_t^2 - h_t)^2$$

burada,  $SSR'$ ,  $\varepsilon_t^2$  ile koşullu varyansın uyumlu değeri arasındaki farkların karelerinin toplamıdır.  $h_t$ 'nin uyumlu değerleri  $\varepsilon_t^2$ 'ye yakınsa,  $SSR'$  düşük olacağından,  $SSR'$ 'nin en küçük değerini veren model seçilebilir. Alternatif modelleri karşılaştırmanın bir yolu,  $h_t$ 'nin değerleri üzerine  $\varepsilon_t^2$ 'nin uyumlu değerlerinin regresyonunu tahmin etmektir. En büyük  $R^2$ 'yi veren model en uygun model olarak kabul edilmektedir.

Modellerin varyansını değerlendirmek için çeşitli seçim kriterlerinden çok azı bilinmesine rağmen, umut verici bir öneri, AIC ve SIC'ye benzer ölçümler kullanmaktır. Eğer hata sürecinin normal olduğu varsayılırsa, olasılık fonksiyonunun maksimize edilmiş değeri,

$$L = -\sum_{t=1}^T [\ln(h_t) + \varepsilon_t^2/h_t] \text{ 'dir.}$$

burada,  $\hat{h}_t$  = koşullu varyansın tahmin edilen değeri

$\hat{\varepsilon}_t^2$  = kalıntı karelerin uyumlu değerleri

$L$  = log olabilirlik fonksiyonunun maksimize edilmiş değeri

$L$ 'nin ilave parametrelerin tahmini için bir ceza (penalty) verilmemekte ve bununla birlikte, AIC ve SIC

$$AIC' = -\ln L + 2n$$

$$SIC' = -\ln L + n \ln(T)$$

kullanılarak oluşturulabilir. Burada,  $L$  yukarıda tanımlanmıştır ve  $n$  tahmin edilen parametrelerin sayısıdır.

### Koşullu Varyansın Tahmini

Koşullu varyansın bir dönem ileri tahminini elde etmek kolaydır;

$$h_{t+1} = \vartheta_0 + \vartheta_1 \varepsilon_t^2 + \beta_1 h_t$$

$\varepsilon_t^2$  ve  $h_t$  t döneminde bilindiğinden, bir dönem ileri tahmin basit bir şekilde,  $\vartheta_0 + \vartheta_1 \varepsilon_t^2 + \beta_1 h_t$  dır. j dönem ileri tahminleri elde etmek biraz daha zordur.  $\varepsilon_{t+j}^2 = v_{t+j}^2 h_{t+j}$  olması için  $\varepsilon_t^2 = v_t^2 h_t$  kullanılmalıdır. j dönem ilerisi için her iki tarafın koşullu beklentisi alınırsa;

$$E_t \varepsilon_{t+j}^2 = E_t(v_{t+j}^2 h_{t+j})$$

$v_{t+j}$ ,  $h_{t+j}$ 'den bağımsız ve  $E_t v_{t+j}^2 = 1$  olduğundan,

$$E_t \varepsilon_{t+j}^2 = E_t h_{t+j} \quad (3.17)$$

GARCH (1,1) sürecinin koşullu varyansının tahminlerini elde etmek için denklem (3.17) kullanılabilir. j dönem ilerisi için denklem (3.14);

$$h_{t+j} = \vartheta_0 + \vartheta_1 \varepsilon_{t+j-1}^2 + \beta_1 h_{t+j-1}$$

ve koşullu beklenti

$$E_t h_{t+j} = \vartheta_0 + \vartheta_1 E_t \varepsilon_{t+j-1}^2 + \beta_1 E_t h_{t+j-1}$$

olacaktır.

Eğer bu ilişki denklem (3.17) ile birleştirilirse,

$$E_t h_{t+j} = \vartheta_0 + (\vartheta_1 + \beta_1) E_t h_{t+j-1} \quad (3.18)$$

olacaktır.

Koşullu varyansın tüm diğer değerlerini tahmin etmek için denklem (3.18) kullanılabilir;

$$E_t h_{t+j} = \vartheta_0 [1 + (\vartheta_1 + \beta_1) + (\vartheta_1 + \beta_1)^2 + \dots + (\vartheta_1 + \beta_1)^{j-1}] + (\vartheta_1 + \beta_1)^j h_t$$

Eğer  $\vartheta_1 + \beta_1 < 1$  ise,  $h_{t+j}$ 'nin koşullu tahminleri uzun vadeli değere yakınsayacaktır.

$$E h_t = \vartheta_0 / (1 - \vartheta_1 - \beta_1)$$

Benzer bir şekilde, ARCH(p) sürecinin koşullu varyansı tahmin edilebilir;

$$h_t = \vartheta_0 + \vartheta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \vartheta_p \varepsilon_{t-p}^2 \quad (3.19)$$

Eğer denklem (3.19) bir dönem ileri alınırsa,

$$h_{t+1} = \vartheta_0 + \vartheta_1 \varepsilon_t^2 + \dots + \vartheta_p \varepsilon_{t-p+1}^2$$

Yukarıda bahsedildiği gibi, t döneminde, herhangi bir GARCH sürecinde  $h_{t+1}$  değerini hesaplamak için gerekli olan tüm bilgiler mevcuttur. Şimdi, eğer denklem (3.19) iki dönem ileri alınıp koşullu beklentisi alınırsa,

$$E_t h_{t+2} = \vartheta_0 + \vartheta_1 E_t \varepsilon_{t+1}^2 + \dots + \vartheta_p \varepsilon_{t-p+2}^2$$

$E_t \varepsilon_{t+1}^2 = h_{t+1}$  olduğundan,

$$E_t h_{t+2} = \vartheta_0 + \vartheta_1 h_{t+1} + \dots + \vartheta_p \varepsilon_{t-p+2}^2$$

Bu, koşullu varyansın j dönem ileri tahminlerini tekrar tekrar elde etmenin mümkün olduğu noktadır. j'nin değeri  $\rightarrow \infty$  olduğu için,  $h_{t+j}$  nin tahminleri koşulsuz ortalamaya yakınsamaktadır.

$$E \varepsilon_t^2 = \vartheta_0 (1 - \vartheta_1 - \vartheta_2 - \dots - \vartheta_p)$$

Yakınsama için gerekli şartın, tersine karakteristik denklemin  $(1 - \vartheta_1 L - \dots - \vartheta_p L^p)$  köklerinin birim çemberin dışında kalması olduğu açık olmalıdır. Bu uzun dönem ortalamasının  $\vartheta_0 / (1 - \sum \vartheta_i)$  olması için yeter şarttır. Varyansın her zaman pozitif olmasını sağlamak için, aynı zamanda  $\vartheta_0 > 0$  ve  $i \geq 1$  için  $\vartheta_i \geq 0$  gereklidir.

Bu sonuçların genel GARCH(p,q) sürecine genelleştirilmesinde sorun yaşanmaması gerekir. Neyse ki, çoğu istatistiksel yazılım paketi bu hesaplamaları otomatik olarak gerçekleştirmektedir.

### **GARCH Modellerinin Maksimum Olabilirlik Tahmini**

Birçok yazılım paketi, GARCH ve ARCH-M modellerini tahmin eden sıradan işlemleri içerir. Böylece araştırmacı sadece sürecin derecesini belirtir ve geri kalanını bilgisayar yapar. Otomatik bir işleme girilse bile, yazılım paketi tarafından kullanılan sayısal prosedürleri anlamak önemlidir. Diğer paketler ise küçük bir optimizasyon algoritması şeklinde kullanıcı girişini gerektirir. Dolayısıyla, GARCH tipi modellere yönelik bir programı anlamak ve yazmak için gereken maksimum olabilirlik yöntemi açıklanmalıdır.

$\varepsilon_t$  değerlerinin, ortalaması sıfır ve varyansı **sabit**  $\sigma^2$  olan normal dağılımdan alındığı varsayalım. Standart dağılım teorisinden,  $\varepsilon_t$ 'nin herhangi bir gerçekleşme olasılığı (olabilirliği) şu şekildedir;

$$L_t = \left( \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \right) \exp \left( \frac{-\varepsilon_t^2}{2\sigma^2} \right)$$

Burada  $L_t$ ,  $\varepsilon_t$ 'nin olasılığıdır.

$\varepsilon_t$ 'nin değerleri birbirinden bağımsız olduğundan,  $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_T$ 'nin birlikte gerçekleşme olasılığı bireysel olasılıkların sonucudur. Bu nedenle, eğer hepsi aynı varyansa sahipse, birlikte gerçekleşmelerinin olasılığı

$$L = \prod_{t=1}^T \left( \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \right) \exp\left(\frac{-\varepsilon_t^2}{2\sigma^2}\right) \text{ 'dır.}$$

Her iki tarafın doğal logaritması alınırsa,

$$\ln L = -\frac{T}{2} \ln(2\pi) - \frac{T}{2} \ln\sigma^2 - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^T (\varepsilon_t)^2 \quad (3.20)$$

elde edilecektir.  $\varepsilon_t$  aşağıdaki model tarafından üretildiği varsayılınsın;

$$\varepsilon_t = y_t - \beta x_t \quad (3.21)$$

Klasik regresyon modelinde  $\varepsilon_t$  nin ortalaması sıfır, varyansı sabit  $\sigma^2$  ve  $\varepsilon_t$ 'nin çeşitli gerçekleşmeleri birbirinden bağımsızdır.  $T$  gözlemlerinden oluşan bir örneklem kullanarak, denklem (3.20)'te verilen log olabilirlik fonksiyonu yerine (3.23) ikame edilirse;

$$\ln L = -\frac{T}{2} \ln(2\pi) - \frac{T}{2} \ln\sigma^2 - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^T (y_t - \beta x_t)^2 \quad (3.22)$$

$\sigma^2$  ve  $\beta$ 'ya göre denklem (3.22)'da log olabilirlik fonksiyonu maksimize edilirse;

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \beta} = -\frac{T}{2\sigma^2} + \frac{1}{2\sigma^4} \sum_{t=1}^T (y_t - \beta x_t)^2$$

ve

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \beta} = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{t=1}^T (y_t x_t - \beta x_t^2) \text{ sonucuna varılacaktır.} \quad (3.23)$$

varyans ve  $\beta$ 'nin ( $\hat{\beta}$  ve  $\hat{\sigma}^2$  olarak ifade edilen) bilinen OLS tahminlerinde, kısmi türevleri sıfıra eşitlemek ve  $\sigma^2$  ve  $\beta$  değerleri için çözmek,  $\ln L$  'nin maksimum değeri almasıyla sonuçlanır. Bu nedenle,

$$\hat{\sigma}^2 = \sum \varepsilon_t^2 / T \quad (3.24)$$

ve

$$\hat{\beta} = \sum x_t y_t / \sum x_t^2 \quad (3.25)$$

Regresyon analizi ile ilgili ekonometrik metinlerin çoğu maksimum olabilirlik tahminini tartıştığı için bunların hepsi ortak bir zemin içermektedir. Burada vurgulanması gereken nokta, birinci dereceden koşulların (conditions) hepsinin doğrusal olduğundan dolayı

kolaylıkla çözülmüş olmasıdır. Ne yazık ki, birinci dereceden denklemler doğrusal olmadığından ARCH veya GARCH modeli tahmininde bu geçerli değildir. Bu sorunu açıklamak için en basit yol, denklem (3.21) ile verilen regresyon modeline ARCH(1) hata sürecini tanıtmaktır (introduce).  $\varepsilon_t$  nin  $y_t - \beta x_t = \varepsilon_t$  doğrusal denklemindeki hata terimi olduğunu varsaymaya devam edildiği takdirde,

$$\varepsilon_t = v_t(h_t)^{0.5} \quad \text{verilsin.}$$

$\varepsilon_t$  nin koşullu varyansı sabit olmamasına rağmen denklem (3.20)'nin gerek(li) modifikasyonu açıktır.  $\varepsilon_t$ 'nin her değerinin koşullu varyansa ( $h_t$ ) sahip olması nedeniyle  $\varepsilon_1$ 'den  $\varepsilon_T$ 'ye değerlerin ortak (joint) olabilirliği (likelihood) şu şekildedir;

$$L = \prod_{t=1}^T \left( \frac{1}{\sqrt{2\pi h_t}} \right) \exp \left( \frac{-\varepsilon_t^2}{2h_t} \right)$$

Böylece log olabilirlik fonksiyonu;

$$\ln L = -\frac{T}{2} \ln(2\pi) - 0.5 \sum_{t=1}^T \ln h_t - 0.5 \sum_{t=1}^T \left( \frac{\varepsilon_t^2}{h_t} \right)$$

Şimdi  $\varepsilon_t = y_t - \beta x_t$  ve koşullu varyansın ARCH(1) süreci  $h_t = a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2$  olduğunu varsayalım.  $h_t$  ve  $y_t$  yerine konulursa;

$$\ln L = -\frac{T-1}{2} \ln(2\pi) - 0.5 \sum_{t=2}^T \ln(\vartheta_0 + \vartheta_1 \varepsilon_{t-1}^2) - 0.5 \sum_{t=2}^T [(y_t - \beta x_t)^2 / (\vartheta_0 + \vartheta_1 \varepsilon_{t-1}^2)]$$

$\varepsilon_0$  örneklemin dışında olduğu için ilk gözlem kaybolmaktadır.  $\varepsilon_{t-1}^2$  için  $(y_{t-1} - \beta x_{t-1})^2$  yerine konduğunda,  $\ln L$ 'yi  $\vartheta_0$ ,  $\vartheta_1$  ve  $\beta$ 'ye göre maksimize etmek mümkündür. Tahmin edileceği gibi, maksimum için birinci dereceden koşulların basit bir çözüm bulunmamaktadır. Neyse ki, bilgisayarlar, bu log olabilirlik fonksiyonunu maksimize eden parametre değerlerini seçebilmektedir. Çoğu zaman serisi yazılım paketinde, bu gibi programları yazmak için gerekli prosedür oldukça basittir (Enders, 2004: 118-140).

GARCH modelleri uygulamada oldukça kullanışlı olmasına rağmen GARCH modellerinin de bazı dezavantajları vardır. Bunlar;

- GARCH modelleri hata terimlerinin negatif ya da pozitif olmasını önemsemeksizin koşullu varyansı sadece hata terimlerinin büyüklüğünün belirlediğini varsaymaktadır. Diğer bir ifadeyle bu modelde belirleyici olan büyüklük değildir. dolayısıyla GARCH modeli asimetric etkileri ihmal etmektedir.

- GARCH modelinde koşullu varyansın negatif olmaması koşulunu sağlamak için parametrelerin kısıtlanması gerekliliği, GARCH modellerinin tahminini zorlaştırmaktadır.
- Doğrusal modellerde pozitif ya da negatif şokların ısrarcılığını belirlemek kolay olmasına rağmen GARCH modeli bu durum daha zordur. Bu modellerde şoklar bazen ısrarcı olurken bazen etkisini yitirebilmektedir (Ertuğrul, 2012: 48).

#### 2.1.4. IGARCH Modeli

Finansal zaman serilerinde, koşullu volatilité ısrarcıdır (persistent). Eğer hisse senedi getirilerinin uzun dönem serilerini kullanarak GARCH(1,1) modeli tahmin edilirse,  $\vartheta_1$  ve  $\beta_1$ 'in toplamının bire çok yakın çıkacaktır. Nelson (1990),  $\vartheta_1 + \beta_1$ 'in bire eşit olmasının bir varlığın getirisinin dağılımını çok güçlü bir şekilde yansıtacağını savunmuştur. Bazı açılardan bu sınırlama koşullu varyansı birim köklü bir süreç gibi harekete geçirmeye zorlamaktadır.

Entegre GARCH (IGARCH) olarak adlandırılan bu model bazı ilginç özelliklere sahiptir. Denklem (3.18)'den eğer  $\vartheta_1 + \beta_1 = 1$  ise, koşullu varyansın bir dönem ileri öngörüsü;

$$E_t h_{t+1} = \vartheta_0 + h_t$$

ve j dönem ileri öngörüsü

$$E_t h_{t+j} = j\vartheta_0 + h_t$$

şeklinde yazılabilir.

Böylece, sabit terim (intercept)  $\vartheta_0$  in dışında, bir sonraki dönem için koşullu varyansın öngörüsü koşullu varyansın cari dönem değerine eşittir. Dahası, koşullu varyansın sonsuz olduğu görülmektedir. Bununla beraber, Nelson (1990) birim kök içeren bir IGARCH süreci ile bir ARIMA süreci arasındaki benzerliğin mükemmel olmadığını göstermiştir.  $\vartheta_1 + \beta_1 = 1$  ve  $h_{t-1} = Lh_t$  varsayımıyla, koşullu varyans aşağıdaki gibi yazılabilir;

$$h_t = \vartheta_0 + (1 - \beta_1)\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 Lh_t$$

ve,  $h_t$  için çözüm

$$h_t = \vartheta_0 / (1 - \beta_1) + (1 - \beta_1) \sum_{i=0}^{\infty} \beta_1^i \varepsilon_{t-1-i}^2$$

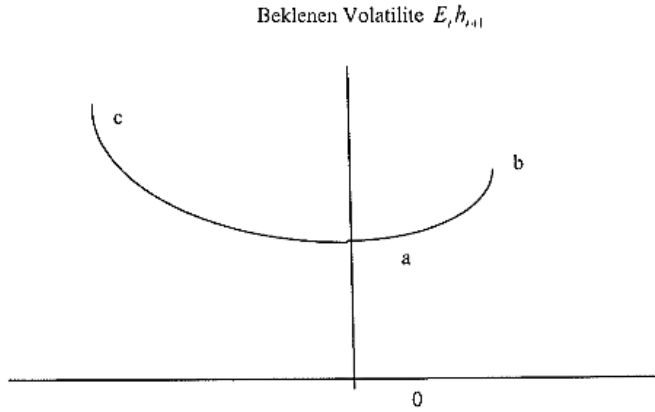
elde edilmektedir. Böylece, durağan olmayan bir sürecin aksine, koşullu varyans,  $\varepsilon_t$  serisinin cari ve geçmiş gerçekleşmelerinin geometrik olarak azalan bir fonksiyonudur. Bu nedenle, bir IGARCH modeli diğer GARCH modelleri gibi tahmin edilebilmektedir.

### GJR-GARCH & TGARCH ve EGARCH Modeli

Finansal piyasalarda ‘kötü’ haberlerin (negatif şok) ‘iyi’ haberlere (pozitif şok) göre volatilitenin üzerinde daha belirgin bir etkiye sahip olduğunun görülmesi varlık fiyatlarının ilginç bir özelliğidir. Birçok hisse senedi için cari getiri ile gelecekteki volatilitenin arasında güçlü bir negatif ilişki vardır. Getiriler yükseldiğinde volatilitenin gerileme eğiliminde ve getiriler düştüğünde yükselme eğiliminde olması genellikle **kaldıraç etkisi** olarak adlandırılır. Kaldıraç etkisinin varlığı geleneksel değişen varyans modellerinin bazen yetersiz kalmasına neden olabilmektedir.

Kaldıraç etkisi, ‘yeni bilgi’ nin  $\varepsilon_t$ ’nin boyutuyla ölçüldüğü şekil 3.1’de gösterilmiştir. Eğer  $\varepsilon_t = 0$  ise, volatilitenin beklenen değeri ( $E_t h_{t+1}$ ) 0a kadardır. Herhangi bir haber volatilitenin artırmaktadır. Ancak, eğer haber iyi ise (yani, eğer  $\varepsilon_t$  pozitifse), volatilitenin ab kadar artmakta, haber kötü ise, volatilitenin ac kadar artmaktadır. ac eğrisi ab’den daha dik olduğundan, pozitif  $\varepsilon_t$  şokunun volatilitenin üzerinde aynı büyüklüğün negatif şokundan daha küçük bir etkisi olacaktır.

Şekil 3.1: Kaldıraç Etkisi (Yeni Bilgi)



Kaynak: Enders, Applied Econometric Time Series

Geleneksel değişen varyans modellerinde, hata teriminin işaretinin ne olduğu dikkate alınmaksızın sadece büyüklüğü önemli iken kaldıraç etkisini dikkate alan asimetrik modellerde ise asimetrinin yönü ile ilgili bilgiler de mevcuttur. Pozitif ve negatif şokların asimetrik etkileri Nelson’un (1991) çalışmasıyla önem kazanarak asimetriyi dikkate alan volatilitenin modelleri geliştirilmiştir (Ertuğrul, 2012: 49). Bu modellerden başlıcaları, Nelson (1991) tarafından üssel GARCH (EGARCH) modeli, Glosten,

Jaganathan ve Runkle (1994) tarafından GJR-GARCH modeli, Zakoian (1994) tarafından eşik GARCH (TGARCH) modeli ve Ding, Granger ve Engle (1993) tarafından geliştirilen asimetrik üslü ARCH (APARCH) modelidir.

### 2.1.5. GJR-GARCH ve TGARCH Modeli

Glosten, Jaganathan ve Runkle (1994) iyi ve kötü haberlerin volatilité üzerinde farklı etkilere sahip olduğunu göstermişlerdir. Bir anlamda,  $\varepsilon_{t-1} = 0$ , eşiğin (threshold) üzerinde olan şokların eşik altındaki şoklardan farklı etkilere sahip olduğu bir eşiktir.  $\vartheta$  parametresi ARCH etkisinin,  $\beta$  parametresi GARCH etkisinin ve  $\lambda$  terimi ise kaldıraç etkisinin ve aynı zamanda asimetriiliğin göstergesi olmak üzere GJR-GARCH süreci;

$$h_t = \vartheta_0 + \vartheta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda_1 d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \quad (3.26)$$

burada,  $d_{t-1}$ , eğer  $\varepsilon_{t-1} < 0$  ise bire eşit ve  $\varepsilon_{t-1} \geq 0$  ise sifira eşit olan bir kukla deęişkendir. Ayrıca Ali'ye (2013) göre denklem (3.26)'daki GJR-GARCH modeli, koşullu varyans yerine koşullu standart sapmanın modellenmesi durumunda TGARCH modeline karşılık gelmektedir (2013: 60).

GJR-GARCH ve TGARCH modelinin arkasındaki düşünce  $\varepsilon_{t-1}$ 'in pozitif deęerlerinin  $d_{t-1}$ 'in sifır deęeriyle ilişkilendirilmesidir. Bu nedenle, eđer  $\varepsilon_{t-1} \geq 0$  ise,  $\varepsilon_{t-1}$  şokunun  $h_t$  üzerindeki etkisi  $\vartheta_1 \varepsilon_{t-1}^2$ 'dir.  $\varepsilon_{t-1} < 0$  olduğunda,  $d_{t-1} = 1$  ve  $\varepsilon_{t-1}$  şokunun  $h_t$  üzerindeki etkisi  $(\vartheta_1 + \lambda_1) \varepsilon_{t-1}^2$ 'dir. Eđer  $\lambda_1 > 0$  ise, negatif şoklar volatilité üzerinde pozitif şoklardan daha büyük etkiye sahip olacaktır. Kukla deęişken olan  $d_t$  ve  $d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2$  kolayca oluşturulabilir. Eđer  $\lambda_1$  katsayısı istatistiksel olarak sıfırdan farklı ise, verilerin eşik etkisi içerdiği sonucuna varılabilir.

### 2.1.6. EGARCH Modeli

Haberin asimetrik etkisine dikkate alan başka bir model, üstel GARCH (EGARCH) modelidir. Standart bir GARCH modeli ile ilgili bir problem, tahmin edilen katsayıların hepsinin pozitif olması gerektiğidir. Nelson (1991), negatif olmayan kısıtlamaları gerektirmeyen bir spesifikasyon önermiştir;

$$\ln(h_t) = \vartheta_0 + \vartheta_1 (\varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5}) + \lambda_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}^{0.5}} \right| + \beta_1 \ln(h_{t-1}) \quad (3.27)$$

Denklem (3.27), üstel GARCH veya EGARCH modeli olarak adlandırılır. EGARCH modeli hakkında dikkat çeken üç özellik vardır:

1. Koşullu varyans için denklem, log-doğrusal formdadır.  $\ln(h_t)$ 'nin büyüklüğüne bakılmaksızın,  $h_t$ 'nin deęeri hiçbir zaman negatif olamaz. Bu nedenle, katsayıların negatif olmasına izin verilebilir.



2.  $\varepsilon_{t-1}^2$  değerini kullanmak yerine, EGARCH modeli  $\varepsilon_{t-1}$ 'in standardize edilmiş değerini (yani,  $\varepsilon_{t-1} / (h_{t-1})^{0.5}$  ile bölünerek elde edilir) kullanır. Nelson, bu standardizasyonun, şokların boyut ve kalıcılığının daha doğal bir şekilde yorumlanmasına izin verdiğini savunmaktadır. Sonuçta,  $\varepsilon_t$ 'nin standardize edilmiş değeri, birimden bağımsız (unit-free) bir ölçüdür.
3. EGARCH modeli kaldıraç etkisini dikkate almaktadır. Eğer  $\varepsilon_{t-1} / (h_{t-1})^{0.5}$  pozitif ise, bu şokun koşullu varyansının logaritması üzerine etkisi  $\vartheta_1 + \lambda_1$ 'dir. Eğer  $\varepsilon_{t-1} / (h_{t-1})^{0.5}$  negatif ise, şokun koşullu varyansının logaritması üzerine etkisi  $-\vartheta_1 + \lambda_1$ 'dir (Enders, 2004: 140-142). Ayrıca Güneş ve Saltoğlu'na (1998) göre, bu modelle beklenmeyen pozitif ve negatif getiri şoklarının volatilitenin üzerindeki etkileri asimetrik bir biçimde irdelenebildiği için bu model diğer standart modellerden daha esneklerdir. Diğer bir ifadeyle, bilginin volatilitenin oluşumuna asimetrik olarak katkıda bulunup bulunmadığı bu model yardımı ile incelenebilir (Güneş ve Saltoğlu, 1998: 86).

EGARCH modelinin TARARCH modeli üzerine göre bazı avantajları olmasına rağmen, EGARCH modelinin koşullu varyansının tahmin edilmesi zordur. TARARCH modeli için,  $E_t d_{t+j} = 0.5$ 'yi varsaymak akla uygundur. Eğer varlık getirileri simetrik ise, %50 olasılıkla  $\varepsilon_{t+j}$ 'nin gerçekleşen değeri pozitif olacaktır.

### 2.1.7. APARCH Modeli

Asimetri etkisini hesaba katan bir diğer model Ding, Granger ve Engle (1993) tarafından geliştirilmiş olan asimetrik üslü ARCH (APARCH) modelidir:

$$h^\delta = \vartheta_0 + \sum_{i=1}^p \vartheta_i (|\varepsilon_{t-i}| - \lambda_i \varepsilon_{t-i})^\delta + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j}^\delta \quad (3.28)$$

$\vartheta$  parametresi ARCH etkisinin,  $\beta$  parametresi GARCH etkisinin ve  $\lambda$  terimi ise kaldıraç etkisini ve  $\delta$  terimi de güç parametresini gösterirken, bu parametrelere ilişkin kısıtlar,  $\vartheta_0 > 0$ ,  $\vartheta_1 \dots \vartheta_p > 0$ ,  $\beta_1 \dots \beta_q > 0$ ,  $\vartheta_p + \beta_q < 1$ ,  $|\lambda_i| \leq 1$  ve  $\delta \geq 0$ 'dır. Ayrıca asimetri parametresinin  $|\lambda_i| > 0$  ve istatistiksel olarak anlamlı olması volatilitenin varlığını gösterirken, istatistiksel olarak anlamsız olması ise volatilitenin asimetri etkisi olmadığını göstermektedir.

### Kaldıraç Etkisinin Test Edilmesi:

Kaldıraç etkisi için testin bir yolu GJR-GARCH, TGARCH, EGARCH veya APARCH modelini tahmin etmek ve boş hipotez  $\hat{\lambda}_1 = 0$  için bir t testi yapmaktır. Bununla birlikte, kalıntılarda kaldıraç etkilerinin devam edip etmediğini belirlemeyi sağlayan özel bir test bulunmaktadır. ARCH veya GARCH modelini tahmin ettikten sonra standartlaştırılmış kalıntılar oluşturulur;

$$s_t = \hat{\varepsilon}_t / \hat{h}_t^{1/2}$$

Böylece,  $s_t$  dizisi her bir kalıntının standart sapmasına bölünmesiyle oluşur. Kaldıraç etkilerini test etmek, bu formun regresyonunun tahmini;

$$s_t^2 = a_0 + a_1 s_{t-1} + a_2 s_{t-2} + \dots \text{ dir.}$$

Eğer kaldıraç etkisi yoksa, hata kareler hata terimlerinin düzeyiyle (level) korelasyonlu olmamalıdır. Dolayısıyla,  $a_1 = a_2 = \dots$  boş hipotezi için  $F$ 'nin örneklem değeri bir  $F$  tablosundan elde edilen kritik değeri aşarsa, kaldıraç etkisi olduğuna karar verilebilir.

Engle ve Ng (1993) pozitif ve negatif şokların koşullu varyans üzerinde farklı etkileri olup olmadığını belirlemek için iki yol geliştirmiştir.  $d_{t-1}$ , eğer  $\hat{\varepsilon}_{t-1} < 0$  ise bire eşit ve eğer  $\hat{\varepsilon}_{t-1} \geq 0$  ise sıfıra eşit olan bir kukla değişkendir. Test,  $d_{t-1}$  serisini kullanarak kalıntı kare öngörülerinin (estimated) tahmin (predict) edilebilecek olup olmadığını belirlemektedir. Sign Bias testi, bu formun aşağıdaki regresyon denklemini kullanır;

$$s_t^2 = a_0 + a_1 d_{t-1} + \varepsilon_{1t}$$

burada,  $\varepsilon_{1t}$  regresyon kalıntısıdır.

Eğer  $t$  testi,  $a_1$  in istatistiksel olarak sıfırdan farklı olduğu sonucuna varırsa, cari dönem şokunun işareti koşullu volatilitenin öngörülmesine yardımcı olmaktadır. Testi genelleştirilirse

$$s_t^2 = a_0 + a_1 d_{t-1} + a_2 d_{t-1} s_{t-1} + a_3 (1 - d_{t-1}) s_{t-1} + \varepsilon_{1t}$$

regresyonu tahmin edilecektir.  $d_{t-1} s_{t-1}$  ve  $(1 - d_{t-1}) s_{t-1}$ 'in varlığı, pozitif ve negatif şokların etkilerinin boyutlarına bağlı olup olmadığını belirlemek için tasarlanmıştır. Boş hipotez  $a_1 = a_2 = a_3 = 0$ 'i test etmek için  $F$  istatistiği kullanılabilir. Eğer kaldıraç etkisinin olduğu sonucuna varılırsa, GJR-GARCH, TGARCH, EGARCH veya APARCH modelinin spesifik formu tahmin edilebilir (Enders, 2004: 142-143).

### 3. DÖVİZ KURU VE İHRACAT ARASINDAKİ İLİŞKİYE YÖNELİK AMPİRİK ÇALIŞMALAR

1973'te dalgalı döviz kuru rejiminin benimsenmesinden bu yana, döviz kuru değişkenliğinin uluslararası ticaret hacmine etkisi, hem teorik hem de ampirik araştırmaların konularını oluşturmaktadır. Döviz kuru volatilitesi, döviz kurundaki beklenmedik (öngörülmeyen) hareketlerle ilgili risk olarak tanımlanmaktadır. Enflasyon oranı, faiz oranı ve 1980'lerde ve 1990'ların başında daha da volatil hale gelen ödemeler dengesi gibi ekonomik temeller, döviz kuru volatilitésinin kaynağını oluşturmaktadır. Daha yakın bir tarihte, sermaye hesabının serbestleştirilmesi, teknolojideki ilerleme ve para spekülasyonları eğilimi ile kolaylaştırılmış sınır ötesi akışların artırılması döviz kurunun dalgalanmasına neden olmuştur (Hook ve Boon, 2000). 1973'te dalgalı döviz

kuru başlangıcından bu yana döviz kuru hareketlerinin belirsizliği ve yüksek değişkenlik eğilimi, politika yapımcıların ve araştırmacıların, bu hareketlerin ticaret hacmi üzerindeki etkisinin niteliğini ve boyutunu araştırmasına yol açmıştır.

Bretton-Woods sisteminin sona ermesinin ardından, döviz kurları ile ticaret arasındaki ilişki üzerine yapılan ekonomik literatür, döviz kurlarının ticaret üzerindeki artan değişkenliğinin (volatilité) etkisi ile ilgilenmektedir. Bununla birlikte, 2000'li yılların ortalarından beri, akademik çevrenin odağı döviz kurlarının seviyesi (ticarete uymama) ve ticaret arasındaki ilişkiye de yönelmiştir.

Ampirik makaleler, bazı durumlarda döviz kuru volatilitesi ile ticaret arasında güçlü bir negatif ilişki bulurken, diğer durumlarda da bunun tersini bulabilmektedirler. Tahmin tekniklerinde ve veri setlerinde kaydedilen ilerlemelere rağmen, döviz kuru volatilitésinin ticaret üzerindeki etkileri konusunda, teorik ve ampirik literatürün önemli bir kısmı belirsizliği korumaktadır.

Literatürde genişçe yer bulan negatif hipotez işleyişi şu şekildedir; Yüksek döviz kuru volatilitesi, riskten kaçınan tüccarlar için daha yüksek maliyet ve daha az dış ticarete neden olur. Bunun nedeni, döviz kurunun ticaret sözleşmesi sırasında üzerinde anlaşma yapılması, ancak gelecekteki teslimatın gerçekleşene kadar ödeme yapılmamasıdır. Döviz kurundaki değişiklikler önceden tahmin edilemez (öngörülemez) hale gelirse, bu yapılacak karlarla (kazanç/profit) ilgili belirsizlik yaratır ve dolayısıyla uluslararası ticaretin faydalarını azaltarak dış ticaret hacminin olumsuz etkilenmesine neden olmaktadır.

Bu çelişkili teorik tahminler göz önüne alındığında, ampirik araştırmacılar hem reel hem de nominal döviz kuru volatilitésinin uluslararası ticaret hacmi üzerinde etkisini incelemiştir. Varılan sonuçlar ise, örneklem dönemi, model spesifikasyonu, döviz kuru volatilitesi için kullanılan ölçüm ve dikkate alınan ülkeler (gelişmiş ve gelişmekte olan) açısından farklılık göstermektedir.

Döviz kuru volatilitesi ile ihracat ve ithalat arasındaki ilişkiye yönelik yabancı ve yerli literatür aşağıdaki tabloda özetlenmiştir:

Tablo 3.1: Döviz Kuru Volatilitesi İle İhracat ve İthalat Arasındaki İlişkiye Yönelik Yabancı ve Yerli Literatür

Çalışma	Örneklem Dönemi	Nominal & Reel Döviz Kuru	İhracat & İthalat	Ülkeler	Tahmin Yöntemi	Sonuç
Hooper ve Kohlhagen (1978)	1965-1975 (Çeyrek)	Nominal	İhracat	Gelişmiş ülkeler	OLS	Negatif etki
Warner ve Kreinin (1982)	1957-1970; 1972-1980 (Çeyrek)	Reel	İhracat İthalat	Gelişmiş ülkeler	OLS	Ülkelerin özelliklerine göre her iki etki de var

Cushman (1983)	1965-1977 (Çeyrek)	Reel	İhracat	Gelişmiş ülkeler	OLS	Negatif etki desteklenmiyor
IMF (1984)	1965-1982 (Çeyrek)	Reel	İhracat	Gelişmiş ülkeler	OLS	Negatif etki desteklenmiyor
Akhtar ve Hilton (1984)	1974-1981 (Çeyrek)	Nominal	İhracat İthalat	Gelişmiş ülkeler	OLS	Negatif etki
Gotur (1985)	1974-1982 (Çeyrek)	Nominal	İhracat İthalat	Gelişmiş ülkeler	OLS	Negatif etkiye önemli bir destek yok.
Chan ve Wong (1985)	1977-1984 (Çeyrek)	Reel	İhracat	Gelişmiş ülkeler	---	Negatif etki desteklenmiyor
De Grauwe ve Bellefroid (1986)	1960-1969; 1973-1984 (Yıllık)	Nominal Reel	İhracat	Gelişmiş ülkeler	SURE	Negatif etki
Kenen ve Rodrik (1986)	1975-1984 (Çeyrek)	Reel	İthalat	Gelişmiş ülkeler	OLS	Negatif etki
Cushman (1986)	1965-1977; 1973-1983 (Çeyrek)	Reel	İhracat	ABD	OLS	Zayıf negatif etki
Bailey, Tavlas ve Ulan (1986)	1973-1984 (Çeyrek)	Nominal Reel	İhracat	Gelişmiş ülkeler (G7)	OLS	Anlamli değil, karma etki
Bailey, Tavlas ve Ulan (1987)	1962-1985 (Çeyrek)	Nominal Reel	İhracat	Gelişmiş ülkeler	OLS	Negatif etkiye önemli bir destek yok.
Thursby ve Thursby (1987)	1974-1982 (Yıllık)	Nominal	İhracat	Gelişmiş ülkeler	OLS	Negatif etki
De Grauwe (1987)	1960-1969; 1973-1984 (Yıllık)	Nominal Reel	İhracat	Gelişmiş ülkeler	SURE	Negatif etki
De Grauwe (1988)	1960-1969; 1973-1984 (Yıllık)	Reel	İhracat	Gelişmiş ülkeler	SURE	Etki belirsiz, fakat ihracatçının riskten kaçınma derecesine göre pozitif etki söz konusu olabilir.
Bailey ve Tavlas (1988)	1975-1986 (Çeyrek)	Nominal Reel	İthalat	7 OECD ülkeleri	OLS	Anlamli değil
Belenger vd. (1988)	1976-1987 (Çeyrek)	-----		Kanada - ABD	IVE	Anlamli ve negatif
Brada ve Mendez (1988)	1973-1977 (Yıllık)	Reel			Cross-section	Pozitif etki
De Grauwe ve Verfaillie (1988)	1975-1985 (Yıllık)	Reel	İhracat İthalat	Gelişmiş ülkeler	Cross-section	EMS içi EMS dışından önemli ölçüde daha güçlü ticaret düzeyi.
Cushman (1988a)	1973-1983 (Çeyrek)	Reel	İhracat İthalat	ABD	OLS	Zayıf negatif etki
Koray ve Lastpares (1989)	1961-1985 (Aylık)	Reel	İhracat İthalat	ABD	VAR	Zayıf negatif ilişki
Mann (1989)	1977-1987 (Çeyrek)	Reel			OLS	Düşük anlamli etki
Peree ve Steinherr (1989)	1960-1985 (Yıllık)	Nominal	İhracat	Gelişmiş ülkeler	OLS	Negatif etki
Caballero ve Corbo (1989)	---	Reel			OLS ve IVE	Anlamli ve negatif etki
Lastrapes ve Koray (1990)	1975-1987 (Çeyrek)	Reel	İhracat İthalat	ABD	VAR	Zayıf ilişki
Medhora (1990)	1976-1982 (Yıllık)	Nominal	İthalat	Batı Afrika Para Birliği	OLS	Anlamli ve pozitif etki
Klein (1990)	1978-1986 (Aylık)	Reel	İhracat	ABD	Pooled regresyon	Pozitif etki
Asseery ve Peel (1991)	1972-1987 (Çeyrek)	Reel	İhracat	Gelişmiş ülkeler	OLS-ECM	Anlamli ve İngiltere haricinde pozitif etki

Bini – Smaghi (1991)	1976-1984 (Çeyrek)	Nominal	İhracat	Gelişmiş ülkeler	OLS	Anlamli ve negatif etki
Feenstra ve Kendall (1991)	1975-1988 (Çeyrek)	---	İthalat	Gelişmiş ülkeler	GARCH	Negatif etki
Akhtar ve Hilton (1991)	1974-1981 (Çeyrek)	Nominal		Gelişmiş ülkeler	OLS	Anlamsız, karma etki
Kumar ve Dhawan (1991)	1974-1985 (Çeyrek)	Nominal Reel	İhracat	Pakistan	OLS	Anlamsız ve negatif etki
Belenger vd. (1992)	1975-1987 (Çeyrek)	Nominal			IVE, GIVE	Anlamli ve negatif etki
Kumar (1992)	1962-1987 (Yıllık)	Reel	İhracat İthalat	ABD, Japonya ve Almanya	Standart Sapma	Karma etki
Savvides (1992)	1973-1986 (Yıllık)	Reel			Cross-section	Negatif etki
Pozo (1992)	1900-1940 (Yıllık)	Reel	İhracat	Gelişmiş ülkeler	OLS	Negatif etki
Bahmani-Oskooee ve Payesteh (1993)	1973-1990	Reel	İhracat İthalat	Gelişmekte olan ülkeler	OLS	Uzun dönemde etki yok
Gagnon(1993)	(Çeyrek)	Reel			Simülasyon analizi	Anlamsız
Frankel ve Wei (1993)	1980-1990 (Yıllık)	Nominal Reel	İhracat İthalat	Batı Asya	OLS ve IVE	1980’de küçük ve negatif 1990’da pozitif
Kroner ve Lastpares (1993)	1973-1990 (Aylık)	Nominal	İhracat	Gelişmiş ülkeler	GARCH-M	Anlamli, fakat ülkelere göre farklı işaretler ve büyüklükler
Chowdhury (1993)	1973-1990 (Çeyrek)	Reel	İhracat	Gelişmiş ülkeler (G7)	VAR	Anlamli negatif etki
Caporale ve Dorodian (1994)	1974-1992 (Aylık)	Reel	İthalat	Gelişmiş ülkeler	GARCH-M	Anlamli negatif etki
Qian ve Varangis (1994)	1973-1990 (Aylık)	Nominal	İhracat	Gelişmiş ülkeler	ARCH-M	Negatif ve pozitif etki
Arize (1995)	1973-1991	Nominal	İhracat	ABD	ARCH	Negatif etki
Bahmani Oskooee (1996)	1973-1990	Nominal	İhracat İthalat	Gelişmekte olan ülkeler	Johansen Koentegrasyon	Negatif etki
McKenzie ve Brooks (1997)	1973-1992 (Aylık)	Nominal	İhracat İthalat	Gelişmiş ülkeler	OLS	Pozitif etki
McKenzie (1998)	1969-1995 (Çeyrek)	Nominal	İhracat İthalat	Gelişmiş ülkeler	OLS, ARCH, GARCH	İhracatta pozitif etki, ithalatta ise negatif etki
Daly (1998)	1978-1992 (Çeyrek)	Reel			---	Karma etki (Genel olarak pozitif bir ilişki)
Arize ve Shwiff (1998)	1973-1995	Reel	İthalat	Gelişmiş ülkeler	Johansen	G-7 Ülkelerinin çoğunda negatif etki varken, Kanada’da ise pozitif etki vardır
Dell’Ariccia (1999)	1975-1994	Reel	İhracat İthalat	Gelişmiş ülkeler	OLS	Negatif etki
Dorodian (1999)	1973-1996	Reel	İhracat İthalat	Gelişmekte olan ülkeler	GARCH	Negatif etki
Laopodis (1999)	1979-1998	Reel	İhracat İthalat	Gelişmiş ülkeler	OLS	Zayıf negatif etki
Lee (1999)	1973-1992	Reel	İthalat	Gelişmiş ülkeler	GARCH, VAR	İthal mallar için negatif etki
Özbay (1999)	1988-1997	Reel	İhracat İthalat	Türkiye	GARCH	İhracat için negatif etki, ithalat için etki yok
WeliwitaEkanayake veTsuji(1999)	1978-1996	Reel	İhracat	Gelişmekte olan ülkeler	ARCH	

Terzi ve Zengin (1999)	1989-1996 (Aylık)		İhracat İthalat	Türkiye	VAR	Döviz kuru ile ithalat ve ihracat arasında bir ilişkiye rastlanmamıştır
Hook ve Boon (2000)	1985-1997 (Çeyrek)	Nominal Reel			VAR	İhracat üzerine negatif etki
Arize, Osang ve Slotte (2000)	1973-1996	Reel	İhracat	Gelişmekte olan ülkeler	Johansen, ECM	Hem uzun hem de kısa dönemde negatif etki
De Grauwe ve Skudelny (2000)	1962-1995	Reel	İhracat	Gelişmiş ülkeler	Koentegrasyon	Negatif etki
Rapp ve Reddy (2000)	1978-1995	Reel	İhracat	Gelişmiş ülkeler	ECM	Etki ithalatçı ülkelere ve sektörlerle bağlı olarak değişmektedir.
Doyle (2001)	1979-1992	Reel	İhracat	Gelişmiş ülkeler	GARCH, Engle Granger ECM	Sektörel olarak etki belirsiz, toplu olarak pozitif etki
Sukar ve Hassan (2001)	1975-1993	Reel	İhracat	ABD	GARCH, Johansen, ECM	Kısa dönemde zayıf negatif etki, uzun dönemde güçlü etki
Zengin (2001)	1994-2000 (Aylık)	Reel	İhracat İthalat	Türkiye	VAR	İhracattan döviz kuruna nedensellik varken, ithalattan döviz kuruna nedensellik yoktur
Sivri ve Usta (2001)	1994-2000 (Aylık)	Reel	İhracat İthalat	Türkiye	VAR	Reel döviz kurundan hem ihracat hem de ithalata doğru nedensellik yoktur
Aristotelous (2001)	1989-1999 (Yıllık)	Reel	İhracat	ABD İngiltere	Çekim modeli	İhracat üzerine etki yok
Vergil (2002)	1990-2000 (Çeyrek)	Reel	İhracat	Türkiye	ADF, Engle Granger	İhracat üzerine negatif etki
Bahmani-Oskooee (2002)	1959-1989	Reel	İhracat İthalat	İran	Engle Granger, Johansen	Negatif etki
Doğanlar (2002)	1980-1990	Reel	İhracat	Gelişmekte olan ülkeler	Engle- Granger, ECM	Negatif etki
Arize, Malindretos ve Kasibhatla (2003)	1973-1998	Reel	İhracat	Gelişmekte olan ülkeler	Johansen, ECM	Negatif etki
Bahmani ve Kara (2003)	1973-1998	Nominal Reel	İhracat İthalat	Gelişmiş ülkeler	ECM	Ülkelerin özelliklerine göre farklı etki
Bredin, Fountas ve Murphy (2003)	1978-1998	Reel	İhracat	Gelişmekte olan ülkeler	Johansen, ECM	Kısa dönemde etki yok, uzun dönemde pozitif etki
Kasman (2003)	1989-2002	Reel	İhracat	Türkiye	ADF, Johansen, VAR	Negatif etki
Das (2003)	1980-2001 (Çeyrek)	Nominal Reel			ADF, ECM, Koentegrasyon	İhracat üzerine anlamlı negatif etki
Baak (2004)	1980-2002 (Yıllık)	Reel	İhracat İthalat	Asya Pasifik ülkeleri	OLS	İhracat üzerine anlamlı negatif etki
Tenreyro (2004)	1970-1997 (Yıllık)	Nominal	İhracat	Gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler	OLS, IV, PML	Ticaret üzerine anlamsız ve etkisiz
Clark, Tamirisa, ve Wei (2004)	1975-2000 (Yıllık)	Nominal Reel	İhracat		Çekim modeli	Anlamlı ve negatif etki
Baum, Caglayan, Ozkan (2004)	1980-1998	Reel	İhracat	Gelişmekte olan ülkeler	OLS	Etki doğrusal değil ve değişken

Cheong (2004)	1974-2000	Nominal	İthalat	Gelişmekte olan ülkeler	OLS	Negatif etki
Devita ve Abbott (2004)	1987-2001	Reel	İhracat	Gelişmekte olan ülkeler	ARDL	Piyasalara göre değişiklik göstermektedir
Dash ve Narasimhan (2004)	1970-1985	Nominal Reel	İhracat	Hindistan	ECM	Negatif etki
Demirel ve Erdem (2004)	1990-2001	Reel	İhracat	Türkiye	Engle Granger	Negatif etki
Egert ve Zumaquero (2005)	1990-2003	Nominal Reel	İhracat	Gelişmekte olan ülkeler	OLS	Negatif etki
Karagöz ve Doğan (2005)	1995-2004 (Aylık)	Reel	İhracat İthalat	Türkiye	Koentegrasyon	Döviz kurundan ihracat ve ithalata bir nedensellik yoktur
Kasman ve Kasman (2005)	1982-2001 (Çeyrek)	Reel	İhracat	Türkiye	Koentegrasyon ECM	İhracat üzerine anlamlı pozitif etki
Arize vd. (2005)	1973-2004 (Çeyrek)	Reel	İhracat	Latin Amerika ülkeleri	Koentegrasyon ECM	İhracat üzerine anlamlı negatif etki
Hwang ve Lee (2005)	1990-2000 (Aylık)	Reel			GARCH-M	İthalat üzerine pozitif ihracat üzerine anlamsız etki
Lee ve Saucier (2005)	1986-2003 (Çeyrek)	Nominal	İhracat İthalat		ARCH-GARCH	Ticaret üzerine negatif etki
Öztürk ve Acaravcı (2006)	1989-2002	Reel	İhracat	Türkiye	Koentegrasyon	Negatif etki
Tunçsiper ve Öksüzler (2006)	1980-2001 (Çeyrek)	Reel	İhracat	Türkiye	ADF, Johansen, ARCH, GARCH	Negatif etki
Wang ve Barrett (2007)	1989-1999	Reel	İhracat	Gelişmekte olan ülkeler	GARCH-M	Sektörel olarak değişiklik göstermektedir
Köse, Ay ve Topallı (2008)	1995-2008 (Aylık)	Reel	İhracat	Türkiye	ARCH, GARCH	Negatif etki
Tarı ve Yıldırım (2009)	1989-2007 (Çeyrek)	Reel	İhracat	Türkiye	Koentegrasyon, ECM	Negatif etki
Sarı (2010)	1982-2006 (Aylık)		İthalat	Türkiye	SWARCH	Negatif etki
Hepaktan vd. (2011)	1982-2011 (Aylık)	Reel	İhracat İthalat	Türkiye	Johansen, Granger Nedensellik	Sınırlı etki
Saatçioğlu ve Karaca (2011)	1981-2000 (Çeyrek)	Reel	İhracat	Türkiye	ADF, Johansen, VAR	Negatif etki
Tapşın ve Karabulut (2013)	1980-2001	Reel	İhracat İthalat	Türkiye	Toda ve Yamamoto Nedensellik	İthalattan ihracata ve döviz kurundan ithalata tek yönlü nedensellik vardır.

Kaynak: (Côté, 1994: 16-17; Öztürk, 2006: 88-92; McKenzie, 1999: 80-83; Odabaşı, 2011: 35-39).

Yukarıda tablo halinde verilen döviz kuru volatilitésinin dış ticaret üzerindeki etkisi ile ilgili olarak literatürde önemli bir yere sahip olan yerli ve yabancı çalışmalardan kısaca bahsedilirse:

### 3.1. Yabancı Literatür

Çoğu araştırma, döviz kuru volatilitesi ile uluslararası ticaret arasında negatif bir ilişki olduğu sonucuna varsa da, ne teorik ne de ampirik çalışmalar bu konuda net bir ilişki kuramamıştır. Bu paradoksu açıklamaya çalışan ilk model Clark ve Haulk (1972)'tir. Onlar, Kanada'nın 1962'den önce dalgalı döviz kuru rejiminin hakim olduğu 1952-1970 dönemindeki deneyimini incelemiştir. Onlara göre, iki dönem arasında farklı olmakla birlikte, nominal döviz kuru değişkenliği, anlamlı bir etkiye sahip olmadığı bulunmuştur. Either (1973), döviz kurlarındaki beklenmedik değişikliklerin, riskten kaçınan emtia ticareti yapanların verdiği kararları etkilediği ve bunun sonucunda ticaret hacminin azaltılacağı görüşündedir. Dolayısıyla döviz kuru volatilitesi ile ticaret akışları arasında negatif hipotezi desteklemektedir.

Hooper ve Kohlhagen (1978), 1965-1975 döneminde Almanya, Japonya, Kanada, Fransa, ABD ve Birleşik Krallık için üç aylık çok taraflı ve ikili ticaret akış verilerini kullanarak volatilitenin ticaret akışlarına ve fiyatlarına olan etkisini test etmiş ve volatilitenin hacim veya fiyatlar üzerinde önemli bir etkisi bulunmadığı sonucuna varmıştır. Warner ve Kreinin (1982), 19 sanayileşmiş ülke için ithalat ve ihracat talebinin sabit bir döviz kuru dönemi (1957-1970) ve dalgalı döviz kuru dönemini (1972-1980) Chow testi ile döviz kurlarının ticaret hacmini etkileyip etkilemediğini incelemiştir. Onlara göre, test edilen iki dönem arasında parametrelerin önemli bir şekilde değiştiğini gösteren ithalat denklemlerinin çoğunda F istatistiği anlamlıdır. Warner ve Kreinin'in çalışmasının bir eksikliği ise, dikkate alınan tüm ülkelerin (Avustralya ve Yeni Zelanda gibi) verilerindeki kesilme noktasında dalgalı bir döviz kuruna geçiş yapılmadığıdır.

Cushman (1983), Hooper ve Kohlhagen'in (1978) çalışmasında nominal döviz kurlarını dikkate aldığını eleştirmiş ve Hooper ve Kohlhagen'in (1978) denklemlerinin reel versiyonlarını, aynı ülke seti, verilere ilave iki yıl ve volatilitenin reel döviz kuru ölçümünde değişkenliğin dört çeyrekli hareketli standart sapmasını kullanarak yeniden test etmiştir. Ampirik sonuçlar, test edilen on altı denklemden altısının anlamlı ve negatif katsayılı olduğudur. Bu sonuçlar, orijinal Hooper ve Kohlhagen sonuçlarına kıyasla bir gelişme kat etmesine rağmen, Cushman, bunun negatif hipotez için hala sadece "sınırlı" bir destek olduğunu kabul etmektedir. Uluslararası Para Fonu (1984) ve Chan ve Wong (1985) da Cushman (1983) ile aynı yöntemi kullandılar. Ancak döviz kuru değişkenliğinin ticaret hacmi üzerinde istatistiksel olarak anlamlı ve negatif etkilere sahip olduğunu gösteren bir kanıt bulamamışlardır (Mckenzie, 1999: 83-84).

Akhtar ve Spence-Hilton (1984), döviz kuru volatilitesinin ticaret akışları üzerinde doğrudan ve dolaylı etkilerini incelemiş ve negatif ilişki hipotezi kurmuşlardır. Bu çalışmada, ihracat ve ithalat hacmi; gelir, nispi fiyatlar, kapasite kullanımı, döviz kuru, döviz kuru belirsizliğinin bir fonksiyonu olarak belirtilerek, 1974-1981 döneminde çeyrek dönemli, ABD ile Almanya arasındaki ikili ticaret akışlarını incelenmiştir.



Sonuçlar, döviz kuru değişkenliğinin genel olarak Alman ikili ticaretini ve aynı zamanda ABD ihracatını negatif etkilediğini göstermektedir. Bununla birlikte, nominal volatilité ölçümünü kullanan Akhtar ve Spence-Hilton'u eleştiren Gotur'un (1985) yaptığı bir çalışmada, bu sonuçlar eleştirilmiştir. Gotur, tüccarlar tarafından benimsenen orta vadeli bir zaman dilimi boyunca, bir firmanın nominal döviz kurundaki dalgalanmalardan kaynaklanan gelir ve maliyetler üzerindeki belirsizliklerin etkilerinin büyük oranda maliyet ve fiyat hareketleri ile dengelendiğinden dolayı reel döviz kuru daha belirgin bir ölçüttür.

Kenen ve Rodrik (1986), reel efektif döviz kurundaki volatilitenin negatif bir etkisinin olup olmadığını teyit etmek için on bir gelişmiş ülkenin toplam ithalatını incelemiştir. İthalatın gelire regrese edildiği basit bir OLS denklemi kullanılarak, volatilitenin ithalat üzerinde anlamlı ve negatif bir etkisi olduğunu bulmuşlardır.

Cushman (1986), Cushman (1983) çalışmasını modele üçüncü ülke etkileri olasılığını da dahil ederek genişletmiştir. Bunlar, döviz kuru riskinin bir para biriminde artması olasılığına bağlı olarak, ihracatçıların kararlarının, döviz kurunun daha düşük volatilité sergilediği başka bir ülkenin lehine sapmasıdır. Cushman, ABD'nin altı büyük ticaret ortağına yaptığı ikili ihracat akışını test etmiş ve vardığı sonuç, üçüncü ülke etkilerinin bu etkinin büyüklüğünü etkilemekle birlikte, volatilitenin ticaret akışlarını azalttığı yönündedir.

Bailey, Tavlas ve Ulan (1986), petrol üreten ülkelerin reel ihracat kazançlarını bağımlı değişken olarak dahil etmesi bakımından farklı bir model türetmiştir. Volatilité ölçümü olarak nominal efektif döviz kurundaki mutlak yüzde değişimini kullanan Bailey vd., 1973-1984 dönemi için test edilen toplam 28 denklemden hiçbirini, volatilitenin ticareti azaltma etkisinin istatistiksel olarak anlamlı kanıtlarını sağlayamamıştır. Bailey, Tavlas ve Ulan (1987) hem reel hem de nominal olarak ifade edilen döviz kuru volatilitésinin standart sapmasının logaritmasını ve mutlak yüzde değişimini ölçmüşlerdir. Onlar OECD Büyük Yedi ve diğer dört ülke için 1962-1985 dönemi boyunca üçer aylık verileri kullanarak, verileri dalgalanma öncesi ve sonrası olarak ayırmış ve volatilitenin etkilerini test etmişlerdir. Genel olarak, onların sonuçları sabit dönemde volatilitenin pozitif, dalgalı dönemde ise hem pozitif hem de negatif etkisi olduğudur.

De Grauwe (1987), en büyük on ticaret ülkesi arasındaki ikili ticaret akışlarını sabit bir döviz kuru dönemi (1960-1969) ile dalgalı döviz kuru dönemi (1973-1984) üzerinden incelemiştir. Bu çalışmada, ihracat büyüme oranını; ticaret entegrasyonu, GSYH büyümesi ve döviz kuru belirsizliği derecesinin fonksiyonu olarak açıklayan bir model kullanılmıştır. Varılan sonuç ise, döviz kurları değişkenliğinin ikili ticaretin büyüme oranı üzerinde anlamlı negatif bir etkisi olduğu yönündedir. De Grauwe (1988), ihracatçıların riskinden kaçınma derecesine bağlı olarak bir fayda fonksiyonu oluşturmaktadır. Hafifçe riskten kaçınan tüccarlar, döviz kuru riski arttıkça, ihracat arzını azaltmaktadır. Bununla birlikte, çok riskten kaçınan firmalar, döviz kuru riski

arttıkça, ihracat arzı artma eğiliminde olacaktır. Başka bir deyişle, döviz kuru riskinde meydana gelen değişiklikler, ticaret hacminde hem ikame hem de gelir etkisi yaratmaktadır. Net sonuç, fayda fonksiyonunu oluşturan tüccarların riskten kaçınma derecesine bağlıdır. Dellas ve Zilberfarb (1993) ve Giovannini (1988), döviz kuru değişkenliğinin ticaret üzerindeki etkisinin modeldeki tüccarların riskten kaçınma özelliklerine nasıl bağlı olduğunu gösteren diğer çalışmalardır (Hodge, 2005: 5-6).

Thursby ve Thursby (1987), çekim (gravity) modeli ve Linder hipotezine odaklanan ikili ticaret akışları modeli oluşturmak için (1985) çalışmalarını revize etmiştir. Çekim modeli, iki ülke arasındaki ticaretin değerini ulusal gelirin pozitif bir fonksiyonu ve aralarındaki mesafenin negatif bir fonksiyonu olarak belirtir. Linder hipotezi ise, iki ülke arasında imal edilen malların ticaretinin, kişi başı gelirdeki fark ile ters orantılı olacağını belirtmektedir. Thursby ve Thursby'nin sonuçları, test edilen on beş ülkede, volatilité ve ikili ticaret arasında negatif bir ilişki bulunduğu ve bunlardan onunda bu etkilerin istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir.

Cushman (1988a), dalgalanma döneminde denenen ve çeşitli volatilité ölçümleri kullanılan ikili ticaret akış analizinin, daha önce literatürde bildirilen anlamlı fakat çelişkili etkilerin herhangi birini doğrulayıp doğrulayamayacağını üzerine çalışmıştır. Bu amaçla, 1983 çalışmasında türettikleri aynı ABD ikili ticaret akış modeli, genişletilmiş bir veri kümesine (1974-1983) uygulanmıştır. Volatilité ölçümü olarak gerçekleşen sapmalara dayalı on iki aylık hareketli standart sapmanın kullanıldığı çalışmada varılan sonuçlar, hem ithalat hem de ihracatta anlamlı negatif risk etkileri olduğunu ortaya koymaktadır. Bununla birlikte, yazarın "bilmece (puzzle)" olarak değindiği, bir takım anlamlı ve pozitif volatilité katsayıları da çıkarılmıştır. Cushman, bu çalışmanın ikili sonuçlarının toplu ticaret akışları için daha önce yayınlanmış sonuçlarla genel olarak tutarlı olduğuna karar vermiştir.

Peree ve Steinherr (1989), Belçika, Almanya, Japonya, ABD ve Birleşik Krallık için 1960-1985 döneminde toplu ve ikili ihracat verilerini kullanarak, reel ihracat; gelir, fiyatlar, döviz kuru ve orta vadeli belirsizlik ölçüsünün bir fonksiyonu olarak açıklayan oldukça standart bir modeli kullanmıştır. Bu çalışmada varılan sonuç, ABD dışında test edilen tüm ülkeler için döviz kuru belirsizliğinin ticaret üzerinde negatif bir etki yaptığıdır. Klein (1990), volatilité ve ticaret akışları tartışması üzerine toplu ticaret yerine sektörel perspektifi benimsemiştir. Klein, 1978-1986 döneminde ABD'nin yedi büyük sanayileşmiş ülkeye ikili ihracatını incelemiş ve ticareti yapılan malları dokuz kategoriye ayırmıştır. Elde edilen sonuçlar, test edilen dokuz ihracat emtia sınıfının bu sektörel yaklaşımı desteklediği, altısı volatilité tahmincisi ve ticaret arasında anlamlı bir ilişki olduğu ve bunlardan beşinin pozitif bir ilişki gösterdiği şeklindedir.

Asseery ve Peel (1991), yapılan çalışmaların birçoğunda elde edilen sonuçların eksikliğini, kullanılan verilerin özelliklerini dikkate alınmamasına bağlamış ve Avustralya, Japonya, Almanya, ABD ve İngiltere için mevsim etkilerinden arındırılmış

verileri 1972-1987 dönemi için test ederken, verilerin durağanlığını kontrol etmek için Artırılmış Dickey-Fuller (ADF) testini kullanmışlardır. İki aşamalı bir Engle-Granger hata düzeltme modeliyle varılan sonuç, döviz kuru volatilitésinin ihracat üzerine anlamlı pozitif bir etkisi olduğudur.

Kumar ve Dhawan (1991), Cushman'ın 1983 modelini ve 1974'ten 1985'e kadar dönem boyunca elde edilen üç aylık verileri kullanarak Pakistan'ın ihracatı için üçüncü ülke etkisini test etmişlerdir. Volatilité ölçümünde 15 farklı reel ve nominal ölçüm kullanarak kurmuş oldukları standart modelin sonuçları (üçüncü ülke etkileri olmaksızın), reel volatilitenin Pakistan'ın ihracatı üzerinde herhangi bir etkisi olmadığı, ancak nominal döviz kuru volatilitésinin ihracat üzerinde anlamlı ve negatif bir etkisi olduğudur. Üçüncü ülke etkilerinin modele dahil edilmesi ile, volatilitenin etkisinin yönü daha az kesin olmasına rağmen, modelin açıklayıcı kapasitesinin arttığı sonucuna varılmıştır.

Bini-Smaghi (1991), döviz kuru volatilitésinin toplu ticaret akışları yerine (ikili veya çok taraflı) ticareti yapılan emtia grupları üzerindeki etkisinin test edilmesinin büyük bir potansiyele sahip olduğunu savunmaktadır. Bunun nedeni, toplu ticaret verilerinin kullanılması, gelir, fiyat ve döviz kuru risk esnekliklerini sektörler arasında eşit olarak kısıtlamasıdır. Ticaretin gerçekleştiği pazarların farklı doğası göz önüne alındığında (topraktan çıkarılan ürünler ile imal edilen ürünler arasında olduğu gibi) volatilité farklı sektörler üzerinde farklı etkide bulunacak ve bu sektörler arasında toplanması, önemli bilgilerin kaybolması anlamına gelmektedir. Bu hipotezin test etmek için, Bini-Smaghi, 1976-1984 döneminde döviz kuru riskinin Avrupa Para Sistemi (EMS) üzerine etkisini Hooper ve Kohlhagen'ın ihracat modelini kullanarak ölçmüştür. Bini-Smaghi'nin sonuçları, değişkenliğin hem fiyat hem de miktar bakımından ticareti azaldığı standart hipotezi desteklemektedir (Mckenzie, 1999: 87).

Belgrad, Gutierrez, Racette ve Raynauld'da (1992), nominal döviz kuru volatilitésinin beş sektörde (gıda ürünleri, endüstriyel gereçler, sermaye malları, otomotiv araçları ve tüketim malları) ABD-Kanada ticaret akışları üzerindeki etkisini araç değişkenler yaklaşımı ile 1976-1987 döneminde tek ve çoklu denklem modellerini tahmin etmek için kullanmışlardır. ABD'nin Kanada'ya ihracatının, kapasite kullanımı, çıktı, nispi fiyatlar ve döviz kuru riskinin bir fonksiyonu olarak belirtildiği modelde varılan sonuç, volatilitenin endüstriyel gereçler ve otomobil sektörleri üzerinde anlamlı ve negatif bir etkiye sahip olduğu iken gıda ve tüketim malları üzerinde pozitif bir etkiye sahip olmasıdır.

Pozo (1992), 1900-1940 döneminde toplanan yıllık verileri kullanarak İngiltere'den ABD'ye yapılan ikili ihracat hacmini incelemiştir. Bir GARCH süreci olarak modellenen reel döviz kurunun koşullu varyansı ve volatilitenin reel döviz kuru ölçümünün hareketli ortalama standart sapması kullanılarak ölçüldüğü, bu çalışmada elde edilen sonuçlar, döviz kuru volatilitésinin ticaret hacmine istatistiksel olarak

anlamli negatif bir etki yaptigidir. Gagnon (1993), Bretton Woods döneminin öncesi (1960-1971) ve dalgalı döviz kuru dönemini (1972-1988) ayırt ederek, ABD'den, Fransa, Almanya, İtalya, Japonya ve İngiltere'ye yönelik ikili ticaret akış hacmiyle döviz kuru belirsizliği arasındaki ilişkinin yönünü ölçmeye çalışmıştır. Varılan sonuç; aralarında negatif bir ilişki olduğuna dair kanıtlar sunmasına ve bu ilişkinin ekonomik büyüklüğünün önemli olmasına rağmen, istatistiksel olarak anlamlı olmayacağıdır.

Chowdhury (1993), reel döviz kurunun büyüme oranının sekiz yıllık hareketli örneklem standart sapması olarak ölçülen ihracat hacmi ile döviz kuru volatilitesi arasında bir ilişki kurmak için çok değişkenli bir hata düzeltme modelini (ECM) 1973-1990 döneminde OECD G-7 grubu ülkeleri için uygulamıştır. ECM, anlamlı bir negatif etkiye işaret etmiş ve böylece standart hipotezi destekleyen sonuçlar üretmiştir. Kroner ve Lastrapes (1993), aylık verileri kullanarak 1973-1990 döneminde Almanya, Japonya, Fransa, ABD ve İngiltere için döviz kuru volatilitesi ile çok taraflı ihracat hacmi ve değeri arasındaki ilişkiyi incelemektedir. Sonuçlar, döviz kuru volatilitesinin etkisinin büyük ölçüde ticaret hacminden ziyade ihrac fiyatıyla sınırlı olduğunu göstermektedir. Ayrıca, bu etkinin yönü ülkeler arasında farklılık göstermektedir.

Qian ve Varangis (1994), aylık verilerle 1973-1990 döneminde Kanada, Avustralya, Japonya, Birleşik Krallık, İsveç ve Hollanda için ARCH-M modelini kullanmıştır. Test edilen ülkeler için üretilen tahmini sonuçlar döviz kuru dalgalanmasının ticaret üzerinde hem pozitif hem de negatif etkisinin olduğuna dair kanıtlar sağlamıştır. Diğer bir ifadeyle, ihracatın ihracatçı ülkenin para birimi cinsinden ifade edildiği yerde, volatilitenin pozitif bir etkiye sahip olduğuna ve ihracatın yabancı para cinsinden ifade edildiğinde ise bunun tersi olduğu sonucuna varılmıştır. Ayrıca dalgalı dönem boyunca nominal ve reel döviz kurlarının birlikte hareket ettiğini gösteren kanıtlar sunmuştur. Dolayısıyla, reel veya nominal değişkenlik arasındaki ayrımın elde edilen sonuçlardan hareketle hiçbir fark yaratmayacağını savunmaktadırlar (Mckenzie, 1999: 95).

Caporale ve Doroodian (1994), 1974-1992 dönemi boyunca reel döviz kuru belirsizliğinin Kanada'dan ABD ithalatının değerini etkileyip etkilemediğini test etmek için GARCH-M modelinin iki değişkenli bir versiyonunu kullanmaktadır. Elde edilen sonuçlar, döviz kuru belirsizliğinin ticaret akışları üzerinde anlamlı ve negatif bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Cote'nin (1994) ampirik çalışmasında, volatilitedeki bir artışın ticaret düzeyini düşüreceği yönündeki yaygın görüşe rağmen, volatilitenin etkilerinin belirsiz olduğu ileri sürülmüştür.

McIvor (1995), döviz kuru değişkenliğinin Avustralya ihracat verilerine 1978-1982 dönemi üzerindeki etkisini inceleyen bir çalışmada, reel döviz kuru oynaklığı birkaç alternatif ölçüm kullanılarak tanımlanmıştır; döviz kurunun dört ve sekiz çeyrek hareketli standart sapması ve döviz kuruna uygulanan bir ARIMA modelinden alınan kalıntı kareler. Bu çalışmanın sonuçları, uzun bir zaman aralığında döviz kurundaki değişkenlik (hareketli ortalamalar gibi) ölçümlerinin belirgin (significant) sonuçlar

doğurma ihtimalinin daha yüksek olmasıdır. Ve ilave olarak reel döviz kuru değişkenliği ile reel ihracat seviyesi arasında negatif bir ilişki bulunduğunu gösteren standart hipotez desteklenmektedir.

McKenzie ve Brooks (1997), 1973-1993 döneminde ABD-Almanya ikili ticaret akışları üzerinde yaptıkları çalışmada aylık döviz kuru oynaklığını ölçmek için ARCH modelini kullanmıştır. Ticareti, gelirin, fiyatların, döviz kuru ve volatilitenin bir fonksiyonu olarak açıklayan bir model kullanarak, volatilitenin ile ticaret akışları arasında anlamlı pozitif bir ilişki bulunduğunu gösteren sonuçlar elde etmişlerdir. McKenzie (1998), döviz kuru volatilitenin 1988-1995 dönemi boyunca Avustralya ekonomisi için hem toplam hem de sektörel ticaret akış verileri üzerindeki etkisini analiz etmiştir. ARCH modelleri döviz kuru oynaklığını ölçmek için kullanılmış ve ihracat ve ithalat; fiyat, gelir, döviz kuru ve döviz kuru volatilitenin bir fonksiyonu olarak belirlendiği standart bir modelde test edilmiştir. Varılan sonuç, volatilitenin etkisinin büyüklüğün ve yönünün, malların ticareti yapılan pazarın niteliğine bağlı olarak farklılık gösterebileceğidir.

Arize vd. (2000), döviz kuru volatilitenin en az gelişmiş ülkelerin (on üç) ihracat talebi üzerindeki etkisine odaklanmış ve hem kısa hem de uzun vadede volatilitenin ile ihracat arasında negatif bir ilişki bulmuştur. Taglioni (2002) de, döviz kuru oynaklıklarının ticaret akışı üzerinde negatif etkisi olduğunu ileri sürmüştür.

Portföy teorisini kullanarak uluslararası bir firmanın almış olduğu optimum üretim kararlarını çalışan Brollet vd. (2006), döviz kuru riskinde (ya da bunun bekleyişinde) bir artışın ticarete negatif, pozitif ya da nötr bir etkisi olabileceği ileri sürmüştür. Bu etki, firmanın rassal kazancının standart sapmasına (veya ortalamasına) ilişkin riskten kaçınma esnekliğine bağlıdır. Bu sonuçlar, Bacchetta ve Van Wincoop'un (2000), sonuçlarını doğrulamaktadır. Coric ve Pugh (2010)'a göre, ortalama olarak, döviz kuru değişkenliği uluslararası ticaret üzerinde negatif bir etki yaratmaktadır. (Auboin ve Ruta, 2011: 16-17).

Döviz kuru oynaklığı ile toplam ihracat arasındaki pozitif korelasyon bulan ampirik çalışmalardan biri de, Klein ve Shambaugh (2006)'dır. Rahman ve Serletis (2009) ise, döviz kurundaki belirsizliğin ABD ihracatı üzerinde negatif ve anlamlı bir etkiye sahip olduğunu, ancak ihracatın pozitif ve negatif döviz kurlarındaki şoklara asimetrik tepki verdiğini tespit etmiştir. Chitet vd. (2010), 25 yıllık üç aylık veriler ve koentegrasyon teknikleri kullanarak, beş gelişmekte olan Doğu Asya ekonomisinin yanı sıra on üç sanayileşmiş ülkenin reel ihracatını incelemiştir. Çalışma, döviz kuru volatilitenin, gelişmekte olan Doğu Asya ekonomilerinin ihracatı üzerinde istatistiksel olarak anlamlı negatif bir etkisi olduğunu gösteren güçlü kanıtlar sunmaktadır. Ayrıca onlar, üçüncü ülkelerin döviz kuru volatilitenin, ithalatçı ülke ile diğer ihracatçı ülkeler arasındaki döviz kuru volatilitesindeki yükselişin, iki ticaret ortağı arasındaki ikili ihracatı teşvik edip etmediklerini test ettiler. Onların bulguları, sadece mutlak volatilitenin değil, aynı

zamanda nispi volatilitenin de, geliřmekte olan Doęu Asya ekonomilerinin ikili ihracat akıřları iin nemli olduęunu doęrulama eęilimindedir. Onlar, Doęu Asya ekonomilerinde dviz kuru volatilitenin, dnya pazarına yapılan ihracat akıřlarında anlamlı negatif bir etkisi olduęu sonucuna varmıřlardır. ztrk ve Kalyoncu (2009), altı lkeye benzer teknikler uygulamıř ve 1980-2005 dneminde dviz kurundaki belirsizlik, Kore Cumhuriyeti, Pakistan, Polonya ve Gney Afrika ticaretinde anlamlı negatif bir etki Trkiye ve Macaristan iin ise pozitif etki yaptığı sonucuna varmıřlardır.

Hondroyiannis vd. (2008), 1977-2003 dneminde anlamlı negatif bir etki bulamadığı on iki sanayileřmiř lke rneklemine kullanmıřlardır. Onlar, volatilitenin anlamlı ve negatif bir etkisinin bulunmasını, spesifikasyon nyargılarına dayandırılabilieceğı sonucuna varmıřtır. Boug ve Fagereng (2010), ihracat performansının (Norve firmalarının) dviz kuru belirsizlięinden nemli lde etkilenmiř olduęunu gsteren hibir kanıt bulamamıřtır. Baum ve aęlayan (2010), dviz kuru volatilitenin ticaret dzeyi zerinde bir etkisi olmadığını, ancak ikili ticaret akıřlarındaki volatiliteye karřı gl bir pozitif iliřki bulduklarını belirtmiřlerdir.

Bryne vd. (2008), dviz kuru volatilitenin, sektrel verileri kullanarak ikili ABD ticaret hacmine (hem ihracat hem de ithalat) etkisini deęerlendirmiřtir. Onlar en uygun sektrel blnmeyi ticareti farklılařmıř mallara ve homojen mallara ayırma olduęunu bulmuřlardır. BahmaniOskooee ve Hegerty (2008), 1973'ten bu yana artan dviz kuru oynaklıęının ABD-Japonya ikili ticareti zerindeki etkisine bakmıřtır. 1973'ten 2006'ya kadar 117 Japon endstrisi iin ayrılmıř veriler kullanarak, kısa vadede bazı endstrilerin dviz kuru volatilitesinden etkilendięini, ancak bu etkinin genellikle belirsiz olduęunu tespit etmiřlerdir. aęlayan ve Di (2010), ABD ile ilk on  ticaret ortaęı arasındaki reel dviz kuru oynaklıęının ve sektrel ticaretin etkisini incelemiř ve dviz kuru oynaklıęının sistematik olarak sektrel ticaret akıřlarını etkilemedięi sonucuna varmıřlardır.

### **3.2. Yerli Literatr**

Yabancı alıřmaların yanı sıra Trkiye'de de dviz kuru volatilitesi ile dıř ticaret arasındaki iliřkiyi inceleyen birok alıřma yapılmıřtır. Bu alıřmalardan ilki olan zbay (1999), 1988-1997 arası dneminde ele alarak dviz kuru belirsizlięini GARCH modeli yardımıyla tahmin etmiř ve reel dviz kuru volatilitesinin ihracat zerinde anlamlı negatif bir etkiye sahip olduęu, buna karřın reel dviz kuru volatilitesi ile ithalat arasında istatistiksel olarak anlamlı bir iliřkinin bulunmadığı sonucuna varmıřtır.

Terzi ve Zengin (1999), Trkiye'de 1989-1996 aylık verileri ile dviz kuru ile sektrel bazda ithalat-ihracat iliřkisini incelemiř ve dviz kuru ile ihracat ve ithalat arasında nedensellik iliřkisine rastlamamıřtır. Zengin (2001), alıřmasında Trkiye iin 1994-2000 aylık verileri ile ihracat fiyat endeksi, ithalat fiyat endeksi ve reel dviz kuru iliřkisini incelemiř ve ihracattan reel dviz kuruna doęru nedensellik bulunamazken,

ithalattan reel döviz kuruna doğru nedensellik tespit edilmiştir. Ayrıca döviz kurundan ithalat veya ihracata doğru nedensellik bulunamamıştır

Gürbüz ve Çekerol (2002), eşbütünleşme analiziyle döviz kuru ile dış ticaret hadleri arasında uzun dönemli bir ilişkinin olmadığı sonucuna varmışlardır. Vergil (2002), Türkiye’de döviz kuru volatilitesi ve ticaret akımlarına etkisini 1990-2000 döneminde Avrupa birliği üyesi olan üç büyük ticaret ortağı ve ABD’ye olan ihracat akımlarını eş bütünleşme ve hata düzeltme modellerini kullanarak araştırmıştır. Türkiye’nin reel ihracatı ve döviz kuru oynaklığı arasında uzun dönemde İngiltere, Almanya ve Fransa için istatistiksel olarak anlamlı ve negatif bir ilişki olduğu sonucuna varılmıştır.

Doğanlar (2002), Türkiye’nin de aralarında bulunduğu 5 ülke (Türkiye, Güney Kore, Malezya, Endonezya ve Pakistan) için yaptığı analizde, ihracatçıların reel döviz kurunun gelecekteki hareketini tahmin edemediklerinden dolayı reel döviz kuru volatilitésinin ihracat üzerinde negatif etkisinin bulunduğu sonucuna ulaşmıştır. Kasman (2003) yapmış olduğu çalışmasında, reel efektif döviz kuru volatilitésinin ihracat üzerine etkisini 1989-2002 dönemi için aylık veriler kullanarak araştırmıştır. Çalışma sonucuna göre, reel efektif döviz kuru volatilitesi ihracat düzeyini belirlemede önemli bir değişken olarak bulunmuştur. Ayrıca, döviz kuru volatilitésinin toplam ihracat üzerindeki etkisinin hem uzun, hem de kısa dönemde negatif olduğunu ifade etmiştir.

Karagöz ve Doğan (2005), çalışmasında Türkiye için 1995-2004 aylık verileri ile ihracat, ithalat ve reel döviz kuru ilişkisini incelemiş ve reel döviz kurundan dış ticaret değişkenlerine doğru bir nedensellik ilişkisinin olmadığı sonucuna varmışlardır. Kandil ve Berument ve Dinçer (2006), döviz kuru dalgalanmalarının Türkiye ekonomisine olan etkilerini 1980-2004 yılları için incelemiş ve beklenmeyen döviz kuru dalgalanmalarının asimetrik etki ortaya çıkararak ekonomide tüketim ve yatırım kararlarını olumsuz etkileyeceği sonucuna ulaşılmıştır.

Öztürk ve Acaravcı (2006) çalışmasında, döviz kuru değişkenliğinin Türkiye ihracatı üzerindeki etkisi 1989-2002 dönemi için analiz edilmiş ve elde edilen sonuca göre; döviz kurundaki belirsizlik, reel ihracatı negatif yönde etkilemektedir. Tunçsiper ve Öksüzler (2006) tarafından yapılan çalışmada da döviz kuru riskinin toplam ve sektörel ihracatı negatif ve önemli ölçüde etkilediği sonucuna ulaşılmıştır.

Köse vd. (2008) çalışmasında, reel döviz kuru volatilitésinin ihracat üzerinde etkisi Johansen eş-bütünleşme ve hata düzeltme modeli kullanılarak 1995-2008 dönemi aylık verileri incelenmiştir. Elde edilen bulgular reel döviz kuru volatilitésinin Türkiye ihracatını hem uzun hem de kısa dönemde negatif olarak etkilediğini göstermektedir. Ayrıca, öngörü hatasının varyans ayrıştırması sonuçları, reel ihracat üzerinde en etkili değişkenin reel döviz kuru volatilitesi olduğuna işaret etmiştir. Reel döviz kuru volatilitésinin hem kısa hem de uzun dönemde ihracat üzerinde negatif bir etkiye neden olması, Türkiye’deki üreticilerin riskten çekinen bir yapıya sahip olduğu anlamına gelmektedir.

Tarı ve Yıldırım (2009), döviz kuru belirsizliğinin ihracat hacmi üzerindeki etkisini araştırmıştır. Türkiye için 1989-2007 döneminde üç aylık veriler kullanılarak yapılan ampirik analiz sonucunda Türkiye’de uzun dönemde döviz kuru belirsizliğinin ihracat üzerinde negatif bir etkiye sahip olduğu görülürken kısa dönemde bu etkinin mevcut olmadığı görülmüştür. Sarı (2010), çalışmasında 1982-2006 dönemi için SWARCH tekniğini kullanarak döviz kuru volatilitelerini belirlemiştir. Regresyon sonuçlarına göre; ithalat değeri, yurtiçi fiyatlarla aynı yönde hareket ederken, döviz kuru volatilitesi ve kur büyüklüğü ile ters yönlü hareket etmektedir.

Hepaktan ve Çınar ve Dündar (2011) çalışmasında, 1982-2011 dönemine ait aylık veriler kullanılarak, reel efektif döviz kurunun, ihracat ve ithalat ile olan ilişkisi, Johansen eşbütünleşme ve Granger nedensellik testi ile analiz edilmektedir. Varılan sonuç, reel efektif döviz kurundaki değişmelerin, ihracat ve ithalat üzerinde etkisi, sınırlı düzeyde söz konusu olmaktadır. İhracat ve ithalatın, reel efektif döviz kuru üzerindeki etkisi ise anlamlıdır. Saatçioğlu ve Karaca (2011) çalışmasında ise, Türkiye’deki döviz kuru belirsizliği ile ihracat arasındaki ilişki araştırılmıştır. Çalışmanın örneklem periyodu Türkiye’nin sabit kur sistemini terk edip esnek kur sistemine geçtiği 1 Mayıs 1981 ile kurların dalgalanmaya bırakıldığı 22 Şubat 2001 arasındaki dönem oluşturmaktadır. Üçer aylık verilerin kullanıldığı çalışma sonucunda, Türkiye’de döviz kuru belirsizliğinin hem uzun hem de kısa dönem için ihracatı olumsuz etkilediği sonucuna varılmıştır.

Karaçor ve Gerçekler (2012), 2003-2010 dönemi VAR modeli, Koentegrasyon (Eşbütünleşme) analizi, hata düzeltme yöntemleriyle incelenmiştir. Elde edilen bulgulara göre reel döviz kurları ile dış ticaret hacmi arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı tespit edilmiştir. Öte yandan, reel döviz kurlarından dış ticaret hacmine yönelik hem kısa hem de uzun dönemde bir nedensellik ilişkisi bulunurken, dış ticaret hacminden reel döviz kurlarına yönelik olarak yalnızca kısa dönemde bir nedensellik bulunduğu tespit edilmiştir. Kızıldere ve Kabadayı ve Emsen (2013) çalışmasında, 1994-2010 yılları için Türkiye’nin de dâhil olduğu yükselen ekonomiler özelinde kur oynaklığının kısa dönemde ihracat yapısı üzerinde olumsuz, uzun dönemde ise olumlu etkilerinin olduğu gözlenmiştir. İthalat denklemi üzerinde ise oynaklığın anlamlı bir etkisi yoktur. Bu yazarların 2014 çalışması ise, 1980-2010 yılları için Türkiye dış ticareti üzerinde döviz kurlarının önemli bir etkiye sahip olmadığı sonucuna varılmıştır.

Tapşın ve Karabulut (2013), 1980-2011 yılları için reel döviz kuru, ithalat ve ihracat değişkenleri arasındaki ilişkiyi araştıran çalışmada, Toda ve Yamamoto (1995) tarafından geliştirilen nedensellik analizi ile varılan sonuç, ithalat değişkeninden ihracat değişkenine doğru ve reel döviz kuru endeksinden ithalat değişkenine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğudur. Diğer taraftan, ihracat ve ithalat değişkenlerinden reel döviz kuru endeksine doğru herhangi bir nedensellik ilişkisi bulunmamaktadır.



2003-2015 dönemi için Granger Nedensellik analizi, etki tepki analizi ve varyans ayrıştırması yöntemlerinin kullanıldığı Doğan ve Kurt (2016) çalışmasında, döviz kurlarındaki bir değişme ile yatırım ve tüketim malı ithalatı arasında nedensellik ilişkisine rastlanılmış ve döviz kurlarının yatırım ve tüketim malı ithalatı üzerinde etkili olduğu sonucuna varılmıştır. Bu bağlamda döviz kurları ile nedensellik ilişkisi içerisinde bulunan sermaye malı ve tüketim malı ithalatının reel döviz kuru tarafından etkilendiği anlaşılmaktadır. Buradan hareketle, kur hareketleri ithalat üzerinde önemli bir etkiye sahip olup özellikle tüketim malı ithalatındaki değişmelerin çok yüksek oranda sermaye malı ithalatındaki değişmelerden kaynaklandığı sonucu dikkat çekmektedir.

Bu bölümde, 1972 yılından bu yana yayınlanan yerli ve yabancı ampirik çalışmaların sonuçlarını inceleyerek döviz kuru volatilitesi ve ticaret ile ilgili literatür hakkında kapsamlı bir araştırma yapılmıştır. Örneklem dönemi, model spesifikasyonu, ülkeler ve volatilité ölçümü çok çeşitli olduğundan farklı çalışmaların sonuçları karşılaştırmak zordur. Genel olarak, çalışmaların çoğu, döviz kuru volatilitésinin ticaret düzeyini düşürdüğü geleneksel negatif hipotez varsayımı lehine görünmektedir.

## DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

### TÜRKİYE'DE DÖVİZ KURU VOLATİLİTESİNİN İHRACAT ÜZERİNE ETKİSİNE YÖNELİK BİR UYGULAMA

Bu bölümde Türkiye ekonomisindeki döviz kuru volatilitésinin ihracat üzerine etkisi ihracat birim değér endeksi, reel efektif döviz kuru, döviz kuru volatilitésini, Avrupa Birliđi (AB) sanayi üretim endeksi ve ithalat birim değér endeksi verileri dikkate alınarak incelenmiştir. Uygulama birinci bölüm olarak volatilitenin ölçülmesi ve ikinci bölüm olarak döviz kuru volatilitésini ile ihracat arasındaki uzun ve kısa dönem ilişkileri inceleyen ARDL-sınır testi yaklaşımının kullanılması olmak üzere iki bölümden oluşmaktadır.

#### 1. UYGULAMADA KULLANILAN ARCH TÜRÜ MODELLERİN TANITILMASI

Türkiye ekonomisinde 1995:01 ile 2017:01 dönemi için döviz kuru volatilitésinin ihracat üzerine etkisine yönelik yapılan çalışmada kullanılan modeller ARCH, GARCH, EGARCH, GJR-GARCH, TGARCH ve APARCH modelleridir. Daha önce açıklaması yapılan bu modellere ilişkin özet istatistikler aşağıda gösterilmektedir:

➤ ARCH(p) Modeli

$$h_t = \vartheta_0 + \sum_{i=1}^p \vartheta_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (4.1)$$

Engle (1982) tarafından geliştirilen ARCH modeli belirli bir zamanda serilerin varyansını tahmin etme imkanına sahip olan, koşullu varyansın zamanla değışmesine izin veren, ancak koşulsuz varyansı sabit kabul eden yöntemdir.

➤ GARCH(p,q) Modeli

$$h_t = \vartheta_0 + \sum_{i=1}^p \vartheta_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j} \quad (4.2)$$

Bollerslev (1986), koşullu varyansın bir ARMA süreci olmasına izin veren bir teknik geliştirerek Engle'nin (1982) orijinal çalışmasını genişleterek GARCH modelini geliştirmiştir.

Geleneksel değışen varyans modellerinde, hata teriminin işaretinin ne olduğu dikkate alınmaksızın sadece büyüklüğü önemli iken kaldıraç etkisini dikkate alan asimetrik modellerde ise asimetrinin yönü ile ilgili bilgiler de mevcuttur. Pozitif ve negatif şokların asimetrik etkileri Nelson'un (1991) çalışmasıyla önem kazanarak asimetriyi

dikkate alan volatilité modelleri geliřtirilmiřtir. Bu modellerden bařlıcaları, Nelson (1991) tarafından üssel GARCH (EGARCH) modeli, Glosten, Jaganathan ve Runkle (1994) tarafından GJR-GARCH modeli, Zakoian (1994) tarafından eřik GARCH (TGARCH) modeli ve Ding, Granger ve Engle (1993) tarafından geliřtirilmiř olan asimetrik üslü ARCH (APARCH) modelleridir (Ertuğrul, 2012: 49).

➤ EGARCH(p,q) Modeli

$\vartheta$  parametresi ARCH etkisinin,  $\beta$  parametresi GARCH etkisinin ve  $\lambda$  terimi ise kaldıraç etkisinin ve aynı zamanda asimetriiliğın göstergesi olmak üzere EGARCH süreci;

$$\ln(h_t) = \vartheta_0 + \sum_{i=1}^p \vartheta_i \frac{\varepsilon_{t-i}}{h_{t-i}^{0.5}} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{h_{t-i}^{0.5}} \right| + \sum_{j=1}^q \beta_j \ln(h_{t-j}) \quad (4.3)$$

EGARCH modelinin log-doğrusal formda olması nedeniyle katsayıların negatif olmasına izin verilmesi, bu modelinin ARCH ve GARCH modellerine önemli bir üstünlüğüdür.

➤ GJR-GARCH(p,q) ve TGARCH(p,q) Modeli

$$h_t = \vartheta_0 + \sum_{i=1}^p \vartheta_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \lambda_i d_{t-i} \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j} \quad (4.4)$$

ARCH ve GARCH modellerinin hata varyansındaki asimetriyi açıklamada yetersiz kalmasından dolayı bu sorununu çözmeye yönelik olarak geliřtirilen bir diğér model olan GJR-GARCH modeli Glosten-Jaganathan-Runkle (1994) ve TGARCH modeli Zakoian (1994) tarafından geliřtirilmiřtir. EGARCH modeli asimetrik etkiyi incelerken kořullu varyansın logaritmasını kullanmakta, TGARCH modelinde ise orijinal GARCH modelindeki kořullu varyans denkleminde kukla değıřken eklenmektedir. GJR-GARCH modeli, kořullu varyans yerine kořullu standart sapmanın modellenmesi durumunda TGARCH modeline karřılık gelmektedir.

➤ APARCH(p,q) Modeli

Uygulamada kullanılan son model olarak, kořullu varyans üzerindeki asimetri etkisini hesaba katan bir diğér model Ding, Granger ve Engle (1993) tarafından geliřtirilmiř olan asimetrik üslü ARCH (APARCH) modelidir:

$$h_t^\delta = \vartheta_0 + \sum_{i=1}^p \vartheta_i (|\varepsilon_{t-i}| - \lambda_i \varepsilon_{t-i})^\delta + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j}^\delta \quad (4.5)$$

$\vartheta$  parametresi ARCH etkisini,  $\beta$  parametresi GARCH etkisini ve  $\lambda$  terimi ise kaldıraç etkisini ve  $\delta$  terimi de güç parametresini göstermektedir.

Uygulamada kullanılan ARCH türü modellere ilişkin kısıtlar Tablo 4.1’de gösterilmektedir.

Tablo 4.1: Uygulamada Kullanılan ARCH Türü Modellerin Koşulları<sup>1</sup>

	ARCH(p)	GARCH(p,q)	EGARCH(p,q)	GJR-GARCH(p,q) & TGARCH(p,q)	APARCH(p,q)
Negatif olmama koşulu	$\vartheta_0 > 0$	$\vartheta_0 > 0$	-	$\vartheta_0 > 0$	$\vartheta_0 > 0$
	$\vartheta_i \dots \vartheta_p > 0$	$\vartheta_i \dots \vartheta_p > 0$	-	$\vartheta_i \dots \vartheta_p > 0$	$\vartheta_i \dots \vartheta_p > 0$
	-	$\beta_j \dots \beta_q > 0$	-	$\beta_i \dots \beta_q > 0$	$\beta_i \dots \beta_q > 0$
Durağanlık koşulu	-	$\vartheta_p + \beta_q < 1$	-	$\vartheta_p + \beta_q < 1$	$\vartheta_p + \beta_q < 1$
Asimetri parametresi koşulu	-	-	$ \lambda_i  \leq 1$	$ \lambda_i  \leq 1$	$ \lambda_i  \leq 1$
Güç parametresi koşulu	-	-	-	-	$\delta \geq 0$

$i=1,2,\dots,p$  ve  $j=1,2,\dots,q$ ’dur.

## 2. ARCH TÜRÜ MODELLERDE ÇÖZÜMLEME SÜRECİNİN AŞAMALARI

Finansal zaman serileri aşırı basıklık, volatilité kümelenmesi ve kaldıraç etkisi özelliklerinden bir veya daha fazlasına sahipse, regresyon modelinde varyansın sabit olması varsayımı geçerli olmamaktadır. Finansal zaman serilerinde varyans genellikle zamana bağlı olarak değişkenlik göstermektedir. Bu nedenle finansal zaman serileri ile yapılan çalışmalarda analizlerin değişen varyans modelleri ile gerçekleştirilmesi gerekmektedir. Bu bölümde, döviz kurlarının yıllar itibariyle oynaklığı araştırılmış ve finansal zaman serilerinde var olan değişen varyansı modellemeye imkan veren ve daha öncesinde açıklaması yapılmış olan ARCH türevi modeller olan ARCH, GARCH, EGARCH, GJR-GARCH, TGARCH ve APARCH modelleri kullanılmıştır.

Çalışmada döviz kuru volatilitésinin belirlenmesi için 1995:01-2017:01 dönemlerini kapsayan 265 veriden oluşan reel efektif döviz kuru endeksi kullanılmıştır. Söz konusu veriler 1995 ve 2003 bazlı olmak üzere T.C. Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi’nden temin edilmiş olup sonraki aşamalarda eklenecek değişkenlere uyum sağlaması amacıyla verilerin baz yılı değiştirilerek 2010 baz yılına dönüştürülmüştür. Reel efektif döviz kuru endeksini temsilen uygulamada kısaca “REER” ifadesinin kullanılması uygun görülmüştür. Serinin özelliklerinin daha iyi belirlenmesi amacıyla çalışma doğal logaritması alınmış LREER serisiyle yapılmıştır.

<sup>1</sup> Tablo 4.1’deki koşullara ilave olarak EGARCH(p,q) modelinin, GARCH parametreleri toplamı mutlak değerinin 1’den küçük olması şartı da vardır.

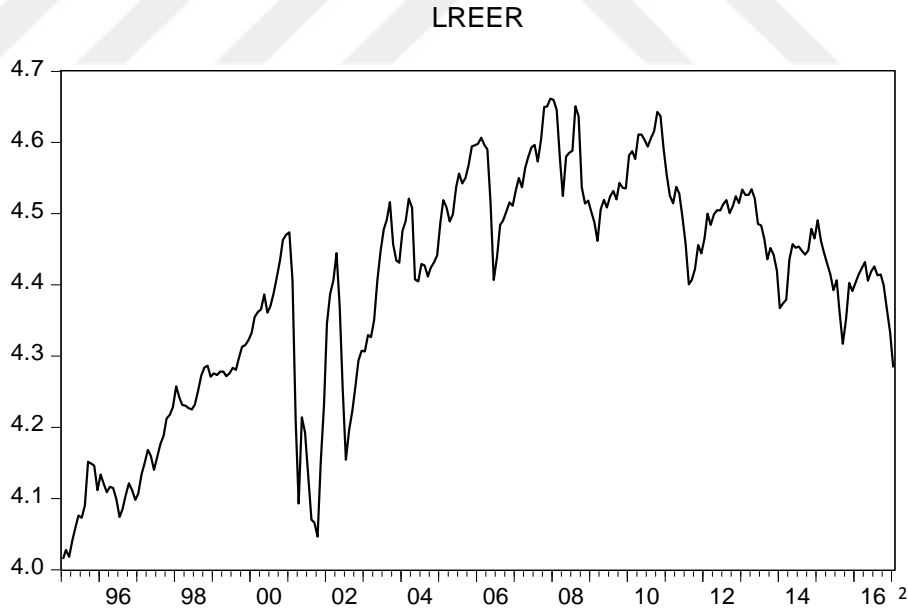
En uygun ARCH türevi modellerin belirlenmesi için çalışmada kullanılan temel aşamalar şunlardır:

- Serinin dağılım özelliklerinin belirlenmesi
- Durağanlık analizi (Korelogram ve Birim kök sınaması)
- En uygun ARMA (p,q) ya da ARIMA (p,d,q) model tipinin belirlenmesi
- Uygun bulunan modele ARCH-LM testi yapılması
- Çözümlemede kullanılacak ARCH türü modellerin belirlenmesi
- En uygun koşullu değişen varyans modellerinin değerlendirilmesi

## 2.1. LREER Serisinin Özelliklerinin Belirlenmesi

Bir zaman serisinin rassal dalgalanmalar yanı sıra, hangi bileşenlerin etkisi altında olduğunun belirlenmesi ve serinin durağanlığının araştırılmasına serinin özelliklerinin belirlenmesi denir. Serilerin özelliklerinin belirlenmesinde serinin zaman yolu grafiği ve otokorelasyon fonksiyonu kullanılır. Şekil 4.1’de LREER serisinin zaman yolu grafiği gösterilmektedir:

Şekil 4.1: Logaritması Alınmış Reel Efektif Döviz Kuru Endeksi Serisinin Zaman Yolu Grafiği



<sup>2</sup> LREER serisi için durağanlık sınaması öncesinde mevsimsel ve konjunktür etkisi içerip içermediği araştırılmış. Ve söz konusu seri üzerinde hem mevsimsel hem de konjunktür etkisinin bulunmadığı sonucuna varılmıştır.

Şekil 4.1'e göre, reel efektif döviz kuru serisinin zaman yolu grafiği incelendiğinde, serinin zaman içerisinde belirli bir ortalamaya sahip olmadığı ve varyansın zaman içerisinde büyük saçılım gösterdiğinden hareketle formel olmayan bir yaklaşımla serinin durağan dışı bir yapıya sahip olduğu sonucuna varılabilir.

### 2.1.1. LREER Serisinin Dağılım Özellikleri

Normal dağılımda simetrikliğin bozulma derecesine çarpıklık denir. Çarpıklık katsayısı (skewness) sıfırdan küçük ise seri sola çarpık, sıfırdan büyük ise seri sağa çarpık demektir. Normal dağılımın çarpıklık katsayısı ise sıfırdır. Basıklık (kurtosis) ise bir dağılımın dikliği veya düzlüğünden hareketle, tepe noktaları hakkında bilgi vermektedir. Basıklık katsayısı 3'ten büyük ise normalden daha dik (sivri) yani kalın kuyruklu bir dağılıma, basıklık katsayısı 3'ten küçük ise normalden daha düz yani ince kuyruklu bir dağılıma işaretler. Basıklık katsayısının 3'e yakın olması ise dağılımın normal dağılıma yaklaşması anlamına gelirken katsayının 3 olması da serinin normal dağıldığı dolayısıyla tam bir çan eğrisine sahip olduğu anlamına gelmektedir. Böylece, normal bir dağılımda çarpıklık 0, basıklık katsayısı da 3 değerini almaktadır. Çarpıklık katsayısının 0'dan basıklık katsayısının da 3'ten farklı olması durumunda asimetrik dağılım söz konusudur.

Çarpıklık ve basıklık katsayıları yanı sıra Jarque-Bera istatistiği hata terimlerinin normal dağılıp dağılmadığını, çarpıklık ve basıklık katsayılarından yararlanarak sınamaktadır. Bu istatistiğe yönelik hipotezler şu şekildedir;

$$H_0: S = 0 \text{ ve } K = 3 \quad \text{veya} \quad u \sim N \quad (\text{Hata terimleri normal dağılıma sahiptir})$$

$$H_1: S \neq 0 \text{ veya } K \neq 3 \text{ veya } u \not\sim N \quad (\text{Hata terimleri normal dağılıma sahip değildir})$$

S çarpıklık ve K basıklık olmak üzere 2 serbestlik derecesiyle  $\chi^2$  dağılımına sahip Jarque-Bera (JB) testi;

$$JB = n \left[ \frac{S^2}{6} - \frac{(K - 3)^2}{24} \right]$$

Eğer JB test istatistiği,  $\chi^2_2$  tablo değerinden büyükse,  $H_0$  reddedilir. Yani hata terimleri normal dağılıma sahip değildir.

Çalışmada kullanılan LREER serisinin betimleyici istatistikleri Tablo 4.2'de gösterilmektedir:

Tablo 4.2: LREER Serisinin Betimleyici İstatistikleri

<b>Ortalama</b>	4.395491
<b>Medyan</b>	4.431262
<b>Maksimum</b>	4.661537
<b>Minumum</b>	4.015010
<b>Standart Sapma</b>	0.161273
<b>Çarpıklık</b>	-0.591416
<b>Basıklık</b>	3.528122
<b>Jarque-Bera (Olasılık değeri)</b>	19.71829 (0.000052 <sup>a</sup> )

<sup>a</sup> 0.01 düzeyinde anlamlıdır. <sup>b</sup> 0.05 düzeyinde anlamlıdır. <sup>c</sup> 0.10 düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 4.2'deki verilere göre, logaritması alınmış LREER serisinin çarpıklık katsayısı -0.591416 ve basıklık katsayısı da 3.528122 olarak hesaplanmıştır. Çarpıklık katsayısı sıfırdan küçük olduğundan seri sola çarpık ve asimetric bir dağılım sergilemektedir. Basıklık katsayısı da 3'ten büyük olduğundan serinin normalden daha dik (sivri) yani kalın kuyruklu bir dağılım sergilediği sonucuna varılır.

LREER serisinin Jarque-Bera değeri 19.71829 olarak hesaplanmıştır. Hesaplanan JB değeri,  $\chi^2_2$  (5,991) tablo değerinden büyük olduğu için hata terimlerinin normal dağıldığını ileri süren boş hipotez reddedilmektedir. Aynı sonuca olasılık değerinden de ulaşılabilir.  $p=0,000052$  olasılık değeri 0,01 anlamlılık düzeyinden küçük olduğu için LREER serisinin hata terimleri normal dağılmamaktadır.

### 2.1.2. LREER Serisinin Korelogram-Durağanlık Analizi

Q istatistikleri bir grup otokorelasyon katsayısının sıfırdan anlamlı bir şekilde farklı olup olmadığının test edilmesinde kullanılır. Box ve Pierce tarafından geliştirilen Q istatistikleri sırasıyla;

$$Q_k = T \sum_{i=1}^k [ACF(i)]^2$$

$$Q_k = T(T + 2) \sum_{i=1}^k \frac{[ACF(i)]^2}{T - i}$$

T örneklem büyüklüğü ve k gecikme uzunluğu olmak üzere, test edilecek hipotezler aşağıdaki şekildedir;

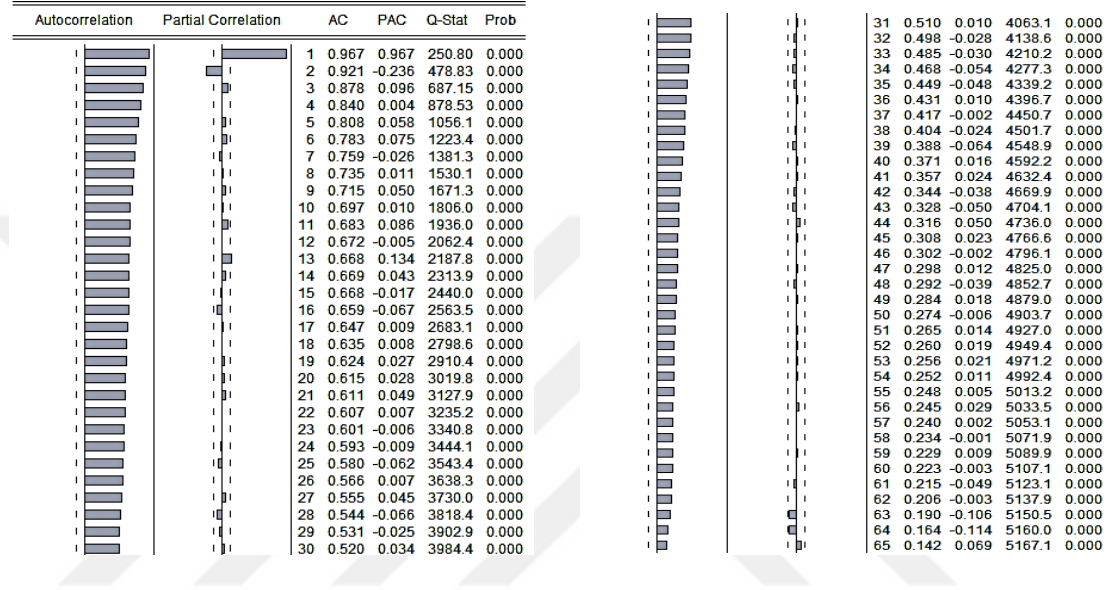
$$H_0 = ACF(1) = ACF(2) = ACF(3) = \dots = ACF(k)$$

$$H_1 = ACF(1) \neq ACF(2) \neq ACF(3) \neq \dots \neq ACF(k)$$

Boş hipoteze göre, tüm otokorelasyonlar istatistiksel olarak anlamsız iken alternatif hipotezde ise en az bir otokorelasyon anlamlıdır. İstatistiksel olarak anlamlı otokorelasyonların veya kısmi otokorelasyonların varlığı serinin durağan dışılığını ima etmektedir. Eğer hesaplanan Q değeri k serbestlik derecesi ile  $\chi^2$  tablo değerinden

büyükse boş hipotez reddedilir. Diğer bir ifadeyle, zaman serisi durağan değildir. İlave olarak seçilen gecikme sayısınca hesaplanan otokorelasyon, sıfıra ne kadar yakınsa seri için temiz dizi veya durağanlık o kadar daha fazladır (Sevüktekin ve Çınar, 2017: 278-281). Serinin durağanlığını ölçmek için öncelikle otokorelasyon katsayısının standart hatası ( $Sh$ ) ve güven aralıkları  $\pm [t_c Sh_{ACF(k)}]$  incelenmelidir:

Şekil 4.2: LREER Serisinin Otokorelasyon ve Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu



$$Sh_{ACF(k)} = \frac{1}{\sqrt{T}} = \frac{1}{\sqrt{265}} = 0.0614$$

0.05 anlamlılık düzeyinde  $t_c$  tablo değeri, 1.96 olmak üzere otokorelasyon katsayısının güven aralığı;

$$\pm [t_c Sh_{ACF(k)}] = \pm [1.96 * 0.0614] = \pm 0.1203$$

LREER serisinin değerleri arasındaki otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon katsayıları  $1/\sqrt{T}$  gecikme sayısı formülüyle 65 gecikmeye kadar hesaplanmış ve Şekil 4.2'de verilmiştir. 0.05 anlamlılık düzeyinde hesaplanan ACF(k)'ların tamamı  $\pm 0.1203$  güven aralığının dışında olduğu için reel efektif döviz kuru serisinin gözlem değerleri arasında yüksek bir birliktelik söz konusudur. Ayrıca hesaplanan Q istatistikleri, k (65) serbestlik derecesiyle 0,05 anlamlılık düzeyinde  $\chi^2$  tablo değerinden (84.805) büyük olduğu için boş hipotez reddedilir. Dolayısıyla, serinin grafiğinin ardından korelogramından hareketle de serinin durağan dışı olduğu sonucuna varılmıştır. Fakat kesin sonuca varabilmek için seriye birim kök testi uygulanması gerekmektedir.



### 2.1.3. LREER Serisinin Birim Kök Sınaması

Bir zaman serisinin durağan olabilmesi, serinin ortalaması ile varyansının zaman içinde değişmemesi ve iki dönem arasındaki kovaryansının, bu kovaryansın hesaplandığı döneme değil de yalnızca iki dönem arasındaki uzaklığa bağlı olmasına dayanır (Gujarati, 1999: 713). Genelde finansal zaman serilerinin durağan olmadığı gözlenmektedir. Diğer bir ifadeyle, serilerin ortalamaları, varyansları ve kovaryansları zamana bağlı olarak değişmektedir. Eğer zaman serisi verileri durağan değilse elde edilen regresyon modellerine dayanılarak yapılan öngörüler gerçeklikten uzak olacak ve dolayısıyla sahte regresyon problemi ortaya çıkacaktır. Bu çalışmada LREER serisinin durağanlığı, Artırılmış (Augmented) Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) ve Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) birim kök testleri kullanılarak analiz edilmiştir. Bu testlerin yapılmasında üç çeşit regresyon dikkate alınmaktadır:

$$\begin{aligned}\Delta Y_t &= \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t && \text{(Sabit terimsiz ve trendsiz)} \\ \Delta Y_t &= \mu + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t && \text{(Sabit terimli)} \\ \Delta Y_t &= \mu + \beta t + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t && \text{(Sabit terimli ve trendli)}\end{aligned}$$

ADF ve PP testi için  $H_0$  hipotezi, seride birim kök vardır.  $H_1$  hipotezi ise, seride birim kök yoktur şeklindedir. Bu testlerde hesaplanan değer, mutlak değer olarak Mackinnon kritik değerinden küçükse  $H_0$  kabul, büyükse  $H_0$  reddedilmektedir. KPSS testi için  $H_0$  hipotezi, seride birim kök yoktur.  $H_1$  hipotezi ise, seride birim kök vardır şeklindedir. KPSS testinde hesaplanan değer, mutlak değer olarak Mackinnon kritik değerinden küçükse  $H_0$  kabul, büyükse  $H_0$  reddedilmektedir. Ng-Perron testi için ise,  $MZ_a$  ve  $MZ_t$  ile  $MSB$  ve  $MPT$  olmak üzere iki farklı test istatistiği vardır. Bu test istatistiklerine ilişkin hipotezler aşağıdadır:

$$\frac{MZ_a}{MZ_t}$$

$H_0 =$  Seride birim kök vardır.

$H_1 =$  Seride birim kök yoktur.

$$\frac{MSB}{MPT}$$

$H_0 =$  Seride birim kök yoktur.

$H_1 =$  Seride birim kök vardır.

Ng-Perron  $MZ_a$  ve  $MZ_t$  için hesaplanan değer, mutlak değer olarak kritik değerden küçükse  $H_0$  kabul, büyükse  $H_0$  reddedilmektedir.  $MSB$  ve  $MPT$  için ise hesaplanan değer, mutlak değer olarak Mackinnon kritik değerinden küçükse  $H_0$  kabul, büyükse  $H_0$  reddedilmektedir.

Ancak zaman serilerinin savaş, barış, doğal afetler, terör olayları, politika değişiklikleri ve ekonomik krizler nedeniyle yapısal kırılma içermesi durumunda geleneksel birim kök testlerinin sapmalı sonuçlar vermesi muhtemeldir. Sevüktekin ve Çınar'a (2017) göre, böyle bir durumda durağan olan seriler çoğu zaman sanki durağan değilmiş gibi

görünebilirler (2017: 414). Bu nedenle bu tür seriler için yapısal kırılmayı dikkate alan testlerin kullanılması daha uygundur.

Bu çalışmada tek kırılmaya izin veren ve kırılma dönemi içsel (endojen) olarak belirlenen Zivot-Andrews (ZA) birim kök testinin kullanılması uygun görülmüştür. Zivot ve Andrews'ın (1992) çalışmasında A, B ve C modellerini ele alsa da literatürde A ve C modelleri genel kabul gördüğü için bu modellerin çalışmamıza uyarlanmış hali şu şekildedir: (Zivot ve Andrews, 1992: 253)

$$LREER_t = \mu + \beta t + \phi LREER_{t-1} + \gamma_1 DU_t(\hat{\lambda}) + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta LREER_{t-1} + \varepsilon_t \quad (Model A)$$

$$LREER_t = \mu + \beta t + \phi LREER_{t-1} + \gamma_1 DU_t(\hat{\lambda}) + \gamma_2 DT_t(\hat{\lambda}) + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta LREER_{t-1} + \varepsilon_t \quad (Model C)$$

Model A düzeyde, Model C hem düzey hem eğimde herhangi bir yapısal kırılma olup olmadığını analiz etmektedir.  $t=1,2,\dots,T$  zamanı,  $T_B$  kırılma dönemini ve  $\hat{\lambda} = T_B/T$  olmak üzere nispi kırılma yansımalarını ifade etmektedir. Modellerde yer alan  $DU_t$  sabit terimde meydana gelen yapısal kırılmayı ifade eden kukla değişkendir ve  $t > T\lambda$  olması durumunda 1, aksi takdirde 0 değerini almaktadır.  $DT_t$  ise eğimde meydana gelen yapısal kırılmayı ifade eden kukla değişkendir ve  $t > T\lambda$  olması durumunda  $t - T\lambda$ , aksi takdirde 0 değerini almaktadır.

Testin uygulanmasından sonra hesaplanan test istatistiklerinin minimumu değeri, Zivot-Andrews (1992) çalışmasında verilen kritik tablo değerinden büyük olması durumunda, birim kökün varlığına işaret eden boş hipotez reddedilmekte ve serinin birim kök içermediği sonucuna varılmaktadır.

ADF, PP ve KPSS geleneksel birim kök testlerinin yanı sıra yapısal kırılmayı dikkate alan ZA birim kök testi sonuçları sırasıyla Tablo 4.3, 4.4 ve 4.5'te gösterilmiştir.

Tablo 4.3: ADF, PP ve KPSS Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	ADF Testi			PP Testi			KPSS Testi	
	Sabitsiz ve trendsiz	Sabitli	Sabitli & Trendli	Sabitsiz ve trendsiz	Sabitli	Sabitli & Trendli	Sabitli	Sabitli & Trendli
LREER	0.6089 (0.8473)	-2.0025 (0.2858)	-0.8318 (0.9604)	0.3326 (0.7807)	-2.6616 (0.0822)	-2.4058 (0.3757)	1.3472* [0.463]	0.4568* [0.146]
$\Delta$ LREER	-6.8896* (0.0000)	-6.9089* (0.0000)	-7.2205* (0.0000)	-10.680* (0.0000)	-10.653* (0.0000)	-10.663* (0.0000)	0.1931 [0.463]	0.0196 [0.146]

ADF testi için Akaike bilgi kriteri, PP ve KPSS testi için de Newey-West bilgi kriteri kullanılmış olup uygun gecikme uzunluğu 12 olarak belirlenmiştir. Parantez içindeki değerler ADF ve PP testi için olasılık değerleri, köşeli parantez içindeki değerler ise KPSS testi için kritik değerleri göstermektedir. Ayrıca \*, 0.05 anlamlılık düzeyine göre sıfır hipotezinin reddedildiğini ifade etmektedir.

Tablo 4.4: Ng-Perron Birim Kök Testi Sonuçları

	Sabitli Model				Sabitli & Trendli Model			
	$MZ_a$	$MZ_t$	$MSB$	$MPT$	$MZ_a$	$MZ_t$	$MSB$	$MPT$
LREER	-0.30 (-8.1)	-0.31 (-1.98)	1.04* (0.23)	55.28* (3.17)	-0.67 (-17.3)	-0.28 (-2.91)	0.42* (0.17)	43.02* (5.48)
$\Delta$ LREER	-163.15* (-8.1)	-8.99* (-1.98)	0.05 (0.23)	0.21 (3.17)	-174.03* (-17.3)	-9.31* (-2.91)	0.05 (0.17)	0.56 (5.48)

Parantez içindeki değerler Ng-Perron testi için 0.05 anlamlılık düzeyinde kritik değerleri göstermektedir. Ayrıca \*, 0.05 anlamlılık düzeyine göre sıfır hipotezinin reddedildiğini ifade etmektedir.

Her üç model için hesaplanan ADF ve PP birim kök test sonuçlarından hareketle ADF ve PP test istatistikleri %1, %5 ve %10'a göre Mackinnon kritik değerlerin mutlak değerlerinden küçük olduğu için  $H_0$  kabul edilir. KPSS testinde her iki model için hesaplanan değer, mutlak değer olarak kritik değerlerden büyük olduğu için  $H_0$  reddedilmektedir. Son olarak, Ng-Perron testinde  $MZ_a$  ve  $MZ_t$  için hesaplanan değer, mutlak değer olarak kritik değerlerden küçük olduğu için  $H_0$  kabul ve  $MSB$  ve  $MPT$  için ise hesaplanan değer, mutlak değer olarak kritik değerlerden büyük olduğu için  $H_0$  reddedilmektedir. Sonuç olarak, ADF, PP, KPSS ve Ng-Perron testlerinde bütün modeller için logaritması alınmış reel efektif döviz kuru serisi durağan değildir. Seriyeye uygun ARIMA(p,d,q) model tipinin seçilmesi için serinin durağanlaştırılması gerekir. Dolayısıyla seriyi durağanlaştırmak için fark alma işlemi yapılacaktır. Tablo 4.3 ve 4.4'ün alt tarafında, ilgili değişkenin düzey değerleri yanı sıra birinci dereceden farkları da yer almaktadır. Serinin birinci farkının alınmasıyla dört birim kök testi için de serinin durağan olduğunu söylemek mümkündür. Buradan hareketle, LREER serisi birinci dereceden fark alma işlemiyle durağanlaştığı için, birinci derece entegre edilmiş dizidir [I(1)].

Tablo 4.5: Zivot - Andrews Birim Kök Testi Sonuçları

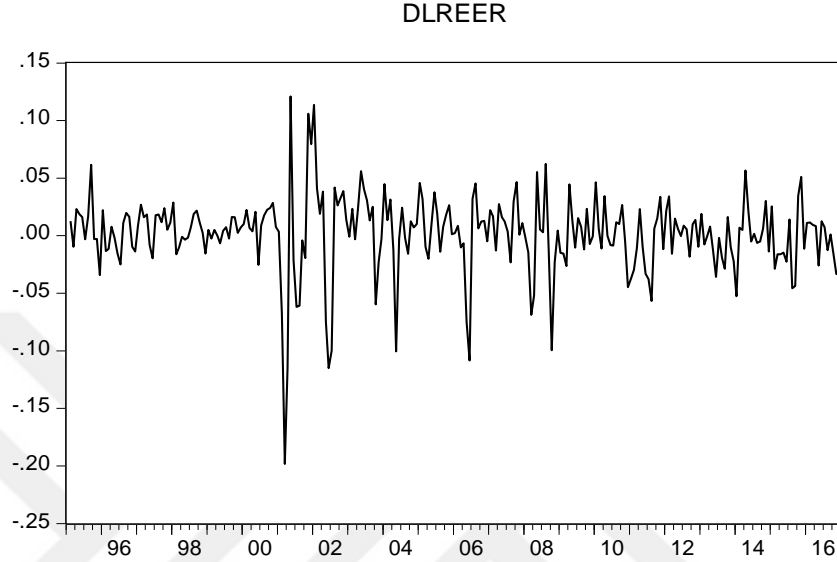
Değişken	Model A		Model C	
	t-ist.	Kırılma Dönemi	t-ist.	Kırılma Dönemi
LREER	-2.940	2002:07	-5.017	2006:06
$\Delta$ LREER	-7.792*	2002:07	-7.741*	2002:08

ADF testi için Akaike bilgi kriteri kullanılmış olup uygun gecikme uzunluğu 12 olarak belirlenmiştir. 0.05 anlamlılık düzeyine göre Zivot ve Andrews (1992: 258)'den alınan kritik değerler: Model A için, -4.80 ve Model C için, -5.08'dir. Ayrıca \*, serinin 0.05 anlamlılık düzeyinde durağan olduğunu göstermektedir.

ZA testi sonuçları incelendiğinde, LREER 0.05 anlamlılık düzeylerinde birim kök içermektedir. LREER değişkeninin birinci farkı alındığında, her iki model için de t istatistikleri kritik tablo değerlerinden büyük olduğundan durağan hale geldiği gözlenmektedir. Bu sonuç, geleneksel birim kök testleri olan ADF, PP, KPSS ve Ng-Perron testi sonuçlarıyla büyük oranda uyuşmaktadır. Dolayısıyla yapısal kırılmayı dikkate alan ZA testi sonuçlarına göre; LREER birinci dereceden durağandır [I(1)]. Reel efektif döviz kuru serisinde kırılma dönemlerine bakıldığında ise, kırılma dönemleri ilgili dönemde gerçekleşmiş olan 2002 genel seçim belirsizliği ve 2006 Mayıs-Haziran finansal dalgalanmaya denk gelmektedir. Son olarak, 2002 genel seçim belirsizliği ve

2006 Mayıs-Haziran finansal dalgalanma serilerde yapısal kırılmaya neden olmasına rağmen, bu durum LREER serisinin birim kök içerdiği sonucunu değiştirmemiştir.

Şekil 4.3: Logaritmik Birinci Dereceden Farkı Alınmış Olan DLREER Serisinin Zaman Yolu Grafiği



DLREER serisinin zaman yolu grafiği incelendiğinde, birim kök testi sonuçlarına ek olarak, logaritmik birinci dereceden farkı alınmış DLREER serisinin değerleri sabit bir ortalama etrafında saçılımlar göstererek ortalama durağanlığının sağlanmış olduğu söylenebilir. Böylece Şekil 4.3, serinin birinci dereceden farkının alınmasıyla durağanlaşmış olduğunun görsel bir kanıtını sunmaktadır. Değişken varyanslılığının yanı sıra bu şekil, büyük değişimleri büyük, küçük değişimleri ise küçük hareketlerin izlediğinin yani volatilité kümelenmesinin de bir göstergesidir.

Gerçekleştirilen analizler neticesinde, DLREER serisinin normalden sivri, sola çarpık, normal dağılıma sahip olmayan ve birinci dereceden entegre bir dizi olduğu sonucuna varılmıştır. Dolayısıyla, birinci dereceden farkı alınmış logaritmik seri, analizin bundan sonraki kısmında ve modellemelerde kullanılabilir bir duruma getirilmiştir.

## 2.2. DLREER Serisi İçin Uygun ARIMA Model Tipinin Belirlenmesi

Durağan zaman serilerini modellemenin en yaygın yolu AR otoregresif süreç, MA hareketli ortalama süreci olmak üzere ARMA otoregresif hareketli ortalama süreç yöntemidir. Durağan olmayan bir seri için fark alınması gerektiğinde ARMA süreci, otoregresif bütünleşik hareketli ortalama (ARIMA) süreci haline dönüşmektedir.

İyi bir öngörü için mümkün olduğunca en az sayıda terim ile model kurulması gerekir. Modellerde fazla sayıda terim bulunması durumunda ise söz konusu model iyi bir öngörü olmaktan uzaklaşacaktır (Box ve Jenkins, 1976: 17). Dolayısıyla en uygun

ortalama model seçiminde, Box-Jenkins'in cimrilik prensibi göz önüne alınacaktır. Ortalama denklemin tespiti için  $p=1,2,\dots,10$  ve  $q=1,2,\dots,10$  kombinasyonları denenmiştir. Ve bu kombinasyonların bir kısmı Tablo 4.6'da gösterilmiştir:

Tablo 4.6: DLREER Serisinin ARIMA(p,d,q) Modellerine İlişkin Çözümleme Sonuçları

Modeller	DLREER					
	AIC	SIC	R <sup>2</sup>	SSR	Olabilirlik Oranı (LR)	F istatistiği
ARIMA(0,1,1)	-4.06	<b>-4.019</b>	0.1505	0.2604	538.928	23.118 <sup>a</sup>
ARIMA(0,1,2)	-4.053	-3.999	0.1509	0.2603	538.992	15.401 <sup>a</sup>
ARIMA(0,1,3)	-4.055	-3.987	0.1592	0.2577	540.269	12.263 <sup>a</sup>
ARIMA(0,1,4)	-4.048	-3.967	0.1597	0.2576	540.343	9.81 <sup>a</sup>
ARIMA(1,1,0)	-4.018	-3.977	0.1136	0.2717	533.359	16.724 <sup>a</sup>
ARIMA(1,1,1)	-4.053	-3.999	0.1508	0.2603	538.974	15.387 <sup>a</sup>
<b>ARIMA(1,1,2)</b>	<b>-4.076</b>	-4.008	<b>0.1875</b>	<b>0.2501</b>	<b>543.524</b>	13.922 <sup>a</sup>
ARIMA(1,1,3)	-4.072	-3.991	0.1875	0.2513	543.524	11.349 <sup>a</sup>
ARIMA(2,1,0)	-4.056	-4.002	0.1533	0.2595	539.365	15.694 <sup>a</sup>
ARIMA(2,1,1)	-4.050	-3.983	0.1552	0.2590	539.662	11.899 <sup>a</sup>
ARIMA(2,1,2)	-4.072	-3.991	0.1803	0.2513	543.320	11.353 <sup>a</sup>
ARIMA(2,1,3)	-4.069	-3.974	0.1839	0.2502	543.490	9.652 <sup>a</sup>
ARIMA(3,1,0)	-4.049	-3.982	0.1543	0.2593	539.511	11.811 <sup>a</sup>
ARIMA(3,1,1)	-4.043	-3.962	0.1553	0.2589	539.671	9.487 <sup>a</sup>
ARIMA(3,1,2)	-4.065	-3.970	0.1770	0.2512	543.345	9.430 <sup>a</sup>
ARIMA(3,1,3)	-4.066	-3.957	0.1803	0.2509	543.450	8.441 <sup>a</sup>

<sup>a</sup> 0.01 düzeyinde anlamlıdır. <sup>b</sup> 0.05 düzeyinde anlamlıdır. <sup>c</sup> 0.10 düzeyinde anlamlıdır.

En uygun ARIMA modelinin seçiminde; parametrelerin anlamlılığı, modelin F istatistiğinin anlamlı olması, determinasyon katsayısının ( $R^2$ ) yüksek olması, Akaike (AIC) ve Schwarz (SIC) bilgi kriterlerinin düşük olması, olabilirlik oranının (LR) yüksek olması, hata (kalıntı) kareler toplamının (SSR) küçük olması ve öngörü performansı ölçme kriterlerinin (RMSE, MAE, MAPE, TIC) küçük olması beklenmektedir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2006: 258). Burada literatürde uygun model belirlenirken yaygın olarak kullanılan determinasyon katsayısı, AIC ve SIC bilgi kriterleri, hata kareler toplamı, olabilirlik oranı ve F istatistiğinin anlamlı olması dikkate alınmıştır. F istatistiği tüm modellerde anlamlıdır. Diğer tüm kriterler bir arada ele alındığında, Tablo 4.6'ya göre en uygun ortalama denklemi ARIMA(1,1,2) modelidir. ARIMA(1,1,2) modeli, SIC kriteri hariç tüm kriterlerde optimum değer olarak diğer modellere üstünlük sağlamıştır. Bu modelde, AIC ve SSR kriterleri sırasıyla -4.076 ve 0.2501 değerleriyle diğer modellere göre en küçük değerleri alırken,  $R^2$  0.1875 ve olabilirlik oranı 543.524 değerleriyle diğer modellere göre en yüksek değerleri almıştır. Öte yandan, SIC bilgi kriteri (-4.008) en düşük değeri almasa da, sadece bu kriter açısından en uygun model olan ARIMA(0,1,1), diğer kriterler açısından ARIMA(1,1,2) modelinden üstün olmadığı için en uygun model ARIMA(1,1,2) modeli tercih edilmiştir.

Tablo 4.7: ARIMA(1,1,2) Modeline İlişkin Çözümleme Sonuçları

	Katsayılar	Standart Sapmalar	t değeri	p değeri
Sabit terim	0.0011	0.0013	0.8575	0.3920
AR(1)	0.8174	0.0586	13.951	0.0000
MA(1)	-0.4560	0.0698	-6.5331	0.0000
MA(2)	-0.4354	0.0441	-9.8831	0.0000

Tablo 4.7’de görüldüğü gibi, ARIMA(1,1,2) ya da ARMA(1,2) modelinin parametreleri için hesaplanan t değerleri sırasıyla 13.951, -6.5331 ve -9.8831’dir. Bu t değerleri 0.05 anlamlılık düzeyinde mutlak değerce  $t_{0,05;265} = 1,96$  tablo değerinden büyük olduklarından ARIMA(1,1,2) model parametrelerinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu sonucuna varılır. Diğer taraftan aynı sonuca, p değerlerinin 0,05 anlamlılık düzeyinden küçük olmasıyla da ulaşılmaktadır. Ayrıca modelin genel anlamlılığını sıyanan F testinin olasılık değeri (0.0000), 0.05 anlamlılık düzeyinden küçük olduğu için model istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. ARIMA(1,1,2) ortalama modelinin matematiksel formu ise aşağıdaki gibidir;

$$DLREER_t = \delta + \phi_1 DLREER_{t-1} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} \quad (4.6)$$

$$DLREER_t = 0.0011 + 0.8174 DLREER_{t-1} - 0.4560 \varepsilon_{t-1} - 0.4354 \varepsilon_{t-2}$$

Böylece ortalama model belirlendikten sonra serilerin değişen varyans modelleriyle modellenebilmesi için serilerde ARCH etkisinin varlığı incelenecektir.

### 2.3. DLREER Serisi İçin Uygun ARIMA(1,1,2) Model Tipi Hatalarının ARCH-LM Testi

Volatilite modellerinden olan ARCH türevi modellerin finansal verilerin modellenmesinde kullanılabilmesi için, öncelikle verilerde otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH) etkilerinin bulunup bulunmadığının belirlenmesi gerekir. Burada reel efektif döviz kuru serisi için uygun görülen ARIMA(1,1,2) ortalama modelinden elde edilen hata terimlerine Engle (1982) tarafından ileri sürülen ve serilerde ARCH etkisinin varlığını test eden ARCH-LM testi uygulanmıştır. Testin temel amacı, serilerde görülen ve göz önüne alınmaması durumunda tahmin etkinliğinin azalmasına neden olan şimdiki hata terimi ile yakın geçmişteki hata terimlerinin birbirleri ile ilişkili olup olmadığını ortaya çıkarmaktır. ARCH-LM testinin ilk adımı ortalama denkleminin belirlenmesidir. Uygun ortalama denkleminin bulunabilmesi için Box-Jenkins yöntemi temel alınmıştır. ARIMA(1,1,2) ortalama denkleminde hesaplanan hata terimleri ile şu yardımcı regresyon tahmin edilir:

$$h_t = \vartheta_0 + \vartheta_1 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \vartheta_2 \hat{\varepsilon}_{t-2}^2 + \dots + \vartheta_p \hat{\varepsilon}_{t-p}^2 + v_t \quad (4.7)$$

Denklem (4.7)'deki  $h_t$ , ARIMA(1,1,2) modelinden elde edilen standartlaştırılmış artıklardır. ARCH-LM testi hipotezleri;

$$H_0 = \text{ARCH etkisi yoktur.}$$

$$H_1 = \text{ARCH etkisi vardır.}$$

şeklindedir. ARCH-LM testine göre, yardımcı regresyondan elde edilen  $R^2$  ile  $(T - p)$  serbestlik derecesinin çarpılmasıyla ortaya çıkan sonuç  $p$  serbestlik derecesiyle  $\chi_p^2$  tablo değeriyle karşılaştırılır. Eğer  $(T - p) * R^2$ ,  $\chi_p^2$  tablo değerinden büyük ise hata terimlerinde ARCH etkisi olduğu sonucuna varılır.

Tablo 4.8: DLREER Serisi ARIMA(1,1,2) Modeli ARCH-LM Testi Sonuçları

ARCH-LM testi	DLREER				
	F istatistiği	Olasılık (F)	$(T - p) * R^2$	$\chi_p^2$ tablo değeri	Olasılık ( $\chi_p^2$ )
ARCH (1)	18.14815	0.0000	17.09832	3.84146	0.0000
ARCH (2)	24.46669	0.0000	41.63415	5.99146	0.0000
ARCH (5)	11.91084	0.0000	49.34998	11.07050	0.0000
ARCH (10)	7.713998	0.0000	61.20309	18.30704	0.0000
ARCH (20)	3.979110	0.0000	64.17449	31.41043	0.0000

Tablo 4.8 incelendiğinde, DLREER serisinde 1,2,5,10 ve 20 gecikme için  $(T - p) * R^2$ ,  $\chi_p^2$  tablo değerlerinden büyüktür. Yani ARCH-LM testi sonuçlarına göre, seride ARCH etkisinin olmadığını öne süren  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir.  $H_0$  hipotezinin sınanmasında olasılık değerleri de kullanılabilir. Bütün gecikmeler için olasılıklar, 0.05 anlamlılık düzeyinden küçüktür. Dolayısıyla, DLREER serisinde ARCH etkisinin varlığı kanıtlanmıştır. Bir başka ifadeyle, ARIMA(1,1,2) modelinin hata teriminin varyansı gecikmeli değerler için zaman boyunca sabit değildir, yani modelde değişen varyans sorunu olduğu sonucuna varılabilir.

#### 2.4. Çözümlemede Kullanılacak ARCH Türü Modellerin Belirlenmesi

Bu aşamada, istatistiksel özellikleri belirlenen, birinci dereceden farkı alınarak durağanlaştırılan, en uygun ARIMA(p,d,q) modelleri bulunarak ortalama denklemi oluşturulan ve ARCH-LM testiyle ARCH etkisinin varlığı kabul edilen seriler için değişen varyansı en iyi şekilde modelleyecek koşullu değişen varyans modeli belirlenmeye çalışılacaktır. DLREER serisinin volatilitésinin belirlenmesi için literatürde en çok tercih edilen  $p=1,2,3$   $q=1,2,3$  gecikme değerleri ile ARCH(p), GARCH(p,q) ve asimetri ve kaldıraç etkisini dikkate alan EGARCH(p,q), TGARCH(p,q), GJR-GARCH(p,q) ve APARCH(p,q) modelleri kullanılmıştır. Bu modellere ilişkin sonuçlar Tablo 4.9'da verilmiştir.

Tablo 4.9: DLREER Serisinin ARIMA(1,1,2) Modeli İçin ARCH Türü Model Sonuçları

		ARCH(1)	ARCH(2)	ARCH(3)	GARCH(1,1)	GARCH(1,2)	GARCH(1,3)
	$\vartheta_0$	9.02E-10	0.000377	1.07E-08	0.000193	0.000245	0.000130
	$\vartheta_1$	914.5408	0.783966	0.133334	0.547627	0.848466	0.620452
	$\vartheta_2$		0.011051	0.044444			
	$\vartheta_3$			0.044443			
	$\beta_1$				0.339293	-0.049077	-0.097703
	$\beta_2$					0.178731	0.384823
	$\beta_3$						0.096149
ARCH-LM		$(T - p) * R^2$					
1	$\chi^2$ tablo: 3.84	0.076017	0.192872	42.25528	1.839488	0.010564	0.536408
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.7828	0.6605	0.0000	0.1750	0.9181	0.4639
2	$\chi^2$ tablo: 5.99	0.654564	0.429287	45.43059	2.324742	0.189633	0.548097
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.7209	0.8068	0.0000	0.127	0.9095	0.7603
5	$\chi^2$ tablo: 11.07	1.765942	1.691273	52.78578	3.342473	1.287442	2.151229
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.8805	0.8900	0.0000	0.6473	0.9362	0.8278
10	$\chi^2$ tablo: 18.31	9.509701	6.002859	61.46210	5.738424	3.650014	3.114504
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.4845	0.8150	0.0000	0.8367	0.9618	0.9786
20	$\chi^2$ tablo: 31.41	13.95622	10.41027	66.95038	9.820395	9.322019	7.847257
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.8327	0.9601	0.0000	0.9713	0.9789	0.9928

Tablo 4.9 Devam: DLREER Serisinin ARIMA(1,1,2) Modeli İçin ARCH Türü Model Sonuçları

		GARCH(2,1)	GARCH(2,2)	GARCH(2,3)	GARCH(3,1)	GARCH(3,2)	GARCH(3,3)
	$\vartheta_0$	6.28E-10	5.24E-05	7.98E-06	1.35E-05	6.56E-05	2.44E-09
	$\vartheta_1$	0.133328	0.613444	0.585450	0.721982	0.661008	0.099999
	$\vartheta_2$	0.043659	-0.334790	-0.525543	-0.729895	-0.310037	0.033328
	$\vartheta_3$				0.092178	-0.017381	0.032954
	$\beta_1$	0.430619	0.435935	0.790996	0.916732	0.366308	0.318200
	$\beta_2$		0.280620	0.309648		0.305859	-0.049264
	$\beta_3$			-0.163434			-0.046832
ARCH-LM		$(T - p) * R^2$					
1	$\chi^2$ tablo: 3.84	41.78320	0.735714	1.680596	0.786639	0.463036	42.11188
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.0000	0.3910	0.1948	0.3751	0.4962	0.0000
2	$\chi^2$ tablo: 5.99	44.93460	0.772673	2.247830	1.036028	0.508539	45.27488
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.0000	0.6795	0.3250	0.5957	0.7755	0.0000
5	$\chi^2$ tablo: 11.07	52.19140	1.980619	4.251028	4.512215	1.791661	52.58842
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.0000	0.8518	0.5139	0.4783	0.8772	0.0000
10	$\chi^2$ tablo: 18.31	60.88825	3.043344	7.729967	6.946873	2.789535	61.27504
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.0000	0.9804	0.6552	0.7305	0.9860	0.0000
20	$\chi^2$ tablo: 31.41	66.39884	8.643218	12.49021	11.14146	8.327217	66.77391
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.0000	0.9867	0.8982	0.9425	0.9895	0.0000



Tablo 4.9 Devam: DLREER Serisinin ARIMA(1,1,2) Modeli İçin ARCH Türü Model Sonuçları

	EGARCH(1,1)	EGARCH(1,2)	EGARCH(1,3)	EGARCH(2,1)	EGARCH(2,2)	EGARCH(2,3)	
$\vartheta_0$	-2.536607	-1.819985	-2.292936	-0.998749	-4.129414	-3.906098	
$\vartheta_1$	0.659075	0.561424	0.587671	0.559291	0.724065	0.693910	
$\vartheta_2$				-0.157837	0.454130	0.426990	
$\vartheta_3$							
$\beta_1$	0.717583	0.132996	0.297348	0.904873	-0.206344	-0.307532	
$\beta_2$		0.676322	0.668531		0.754294	0.759129	
$\beta_3$			-0.217947			0.123260	
$\lambda_1$	-0.208852	-0.227044	-0.245995	-0.358047	-0.127291	-0.176999	
$\lambda_2$				0.287283	-0.141687	-0.183557	
ARCH-LM $(T - p) * R^2$							
1	$x^2$ tablo: 3.84	0.054731	0.108642	3.05E-06	0.184868	0.212132	0.015823
	Olasılık ( $x^2$ )	0.8150	0.7417	0.9986	0.6672	0.6451	0.8999
2	$x^2$ tablo: 5.99	0.065192	1.347802	0.049468	0.203960	0.648438	0.105218
	Olasılık ( $x^2$ )	0.9679	0.5097	0.9756	0.9030	0.7231	0.9488
5	$x^2$ tablo: 11.07	0.387578	2.002643	0.839786	2.080470	1.232414	0.552104
	Olasılık ( $x^2$ )	0.9957	0.8488	0.9744	0.8379	0.9417	0.9901
10	$x^2$ tablo: 18.31	6.891603	3.793423	2.361005	4.958633	3.412170	2.541035
	Olasılık ( $x^2$ )	0.7356	0.9562	0.9928	0.9611	0.9700	0.9903
20	$x^2$ tablo: 31.41	17.89227	11.63537	13.04061	14.07889	12.52691	15.95046
	Olasılık ( $x^2$ )	0.5945	0.9281	0.8756	0.8265	0.8967	0.7197

Tablo 4.9 Devam: DLREER Serisinin ARIMA(1,1,2) Modeli İçin ARCH Türü Model Sonuçları

	EGARCH(3,1)	EGARCH(3,2)	EGARCH(3,3)	TGARCH(1,1)	TGARCH(1,2)	
$\vartheta_0$	-14.45390	-5.491603	-40.54524	0.000291	0.000313	
$\vartheta_1$	0.658120	0.717550	0.721412	0.234351	0.362792	
$\vartheta_2$	0.875190	0.523048	0.784652			
$\vartheta_3$	0.526717	0.087543	0.457285			
$\beta_1$	-0.759801	-0.287430	-0.291033	0.212264	-0.045173	
$\beta_2$		0.667913	-0.672893		0.126866	
$\beta_3$			0.296398			
$\lambda_1$	-0.264949	-0.219257	-0.250870	0.755007	0.860244	
$\lambda_2$	-0.365657	-0.169867	-0.193559			
$\lambda_3$	-0.759801	-0.081033	-0.178516			
ARCH-LM $(T - p) * R^2$						
1	$x^2$ tablo: 3.84	0.029715	0.000348	3.385670	0.005409	0.296519
	Olasılık ( $x^2$ )	0.8631	0.9851	0.0322	0.9414	0.5861
2	$x^2$ tablo: 5.99	0.146987	0.332600	3.680949	0.078249	0.941716
	Olasılık ( $x^2$ )	0.9291	0.8468	0.0187	0.9616	0.6245
5	$x^2$ tablo: 11.07	8.425481	0.490813	8.802647	0.746597	1.215505
	Olasılık ( $x^2$ )	0.1343	0.9925	0.0672	0.9803	0.9434
10	$x^2$ tablo: 18.31	11.82912	3.383121	17.99019	6.267516	5.754111
	Olasılık ( $x^2$ )	0.2967	0.9709	0.0445	0.7923	0.8355
20	$x^2$ tablo: 31.41	24.61108	14.25877	27.32328	14.43901	16.33106
	Olasılık ( $x^2$ )	0.2167	0.8171	0.0264	0.8076	0.6959

Tablo 4.9 Devam: DLREER Serisinin ARIMA(1,1,2) Modeli İçin ARCH Türü Model Sonuçları

		TGARCH(1,3)	TGARCH(2,1)	TGARCH(2,3)	TGARCH(3,1)	TGARCH(3,2)
	$\vartheta_0$	0.000268	2.12E-05	0.000165	0.000147	0.000167
	$\vartheta_1$	0.471256	0.128804	0.310256	0.186605	0.246725
	$\vartheta_2$		-0.046949	0.066662	0.010762	0.005230
	$\vartheta_3$				0.106644	0.092960
	$\beta_1$	-0.044898	0.893984	0.403260	0.510583	0.329210
	$\beta_2$	0.152909		0.038637		0.096944
	$\beta_3$	-0.000718		0.040743		
	$\lambda_1$	0.745077	0.913706	0.459947	0.594886	0.605359
	$\lambda_2$		-0.874797	-0.428862	-0.462645	-0.338130
	$\lambda_3$				-0.053140	-0.099424
ARCH-LM		$(T - p) * R^2$				
1	$x^2$ tablo: 3.84	0.270865	0.001256	0.105307	0.007179	4.42E-05
	Olasılık ( $x^2$ )	0.6028	0.9717	0.7456	0.9325	0.9947
2	$x^2$ tablo: 5.99	0.482983	0.272357	0.102007	0.07854	0.025771
	Olasılık ( $x^2$ )	0.7855	0.8727	0.9503	0.9614	0.9872
5	$x^2$ tablo: 11.07	0.876415	1.913244	1.921393	1.541450	1.314032
	Olasılık ( $x^2$ )	0.9719	0.8610	0.8599	0.9082	0.9335
10	$x^2$ tablo: 18.31	4.289616	3.734677	4.311986	3.588436	2.912074
	Olasılık ( $x^2$ )	0.9333	0.9585	0.9322	0.9640	0.9830
20	$x^2$ tablo: 31.41	14.62179	10.22992	9.728042	9.824546	9.236254
	Olasılık ( $x^2$ )	0.7976	0.9638	0.9728	0.9712	0.9800

Tablo 4.9 Devam: DLREER Serisinin ARIMA(1,1,2) Modeli İçin ARCH Türü Model Sonuçları

		TGARCH(3,3)	GJR-GARCH(1,1)	GJR-GARCH(1,2)	GJR-GARCH(1,3)	GJR-GARCH(2,1)	GJR-GARCH(2,2)
	$\vartheta_0$	0.000166	0.000271	0.000277	0.000290	2.02E-05	8.88E-05
	$\vartheta_1$	0.251067	0.512960	0.409737	0.397298	0.127980	0.101357
	$\vartheta_2$	-0.012848				-0.047573	0.091010
	$\vartheta_3$	0.128432					
	$\beta_1$	0.342313	0.370360	-0.049659	-0.051688	0.897113	0.556029
	$\beta_2$	0.066343		0.164730	0.158202		0.113205
	$\beta_3$	0.017842			0.003712		
	$\lambda_1$	0.554079	0.749591	0.731829	0.689596	0.888581	0.774564
	$\lambda_2$	-0.316046				-0.853933	-0.638198
	$\lambda_3$	-0.124760					
ARCH-LM		$(T - p) * R^2$					
1	$x^2$ tablo: 3.84	6.88E-05	0.014135	0.269769	0.204947	0.024680	0.024922
	Olasılık ( $x^2$ )	0.9934	0.9054	0.6035	0.6508	0.8752	0.8746
2	$x^2$ tablo: 5.99	0.073287	0.076012	0.802785	0.946085	0.373594	0.044004
	Olasılık ( $x^2$ )	0.9640	0.9627	0.6694	0.6231	0.8296	0.9782
5	$x^2$ tablo: 11.07	1.430669	0.778369	1.039863	1.249820	1.719196	1.258061
	Olasılık ( $x^2$ )	0.9209	0.9784	0.9593	0.9400	0.8865	0.9392
10	$x^2$ tablo: 18.31	3.098448	6.535737	4.827915	5.414890	3.452493	1.850871
	Olasılık ( $x^2$ )	0.9790	0.7684	0.9024	0.8618	0.9687	0.9974
20	$x^2$ tablo: 31.41	9.594219	15.36470	15.58330	16.13610	9.897707	7.694080
	Olasılık ( $x^2$ )	0.9749	0.7552	0.7421	0.7081	0.9700	0.9937

Tablo 4.9 Devam: DLREER Serisinin ARIMA(1,1,2) Modeli İçin ARCH Türü Model Sonuçları

		GJR-GARCH(2,3)	GJR-GARCH(3,2)	GJR-GARCH(3,3)	APARCH(1,1)	APARCH(1,2)	APARCH(1,3)
$\vartheta_0$		7.93E-05	0.000152	1.61E-05	0.008144	0.001017	0.011148
$\vartheta_1$		0.136261	0.162014	0.179797	0.441722	0.681722	0.338217
$\vartheta_2$		0.082567	0.007042	-0.158082			0.090030
$\vartheta_3$			0.188475	0.172697			
$\beta_1$		0.594914	0.344527	0.373877	0.316168	-0.077999	0.410985
$\beta_2$		0.164717	0.099577	0.494884		0.225130	-0.171552
$\beta_3$		-0.067121		-0.044167			0.313458
$\lambda_1$		0.776040	0.714245	0.859198	0.417141	0.266825	0.486928
$\lambda_2$		-0.689446	-0.365344	-0.304601			
$\lambda_3$			-0.190071	-0.542869			
$\delta$					1.069074	1.646467	0.808481
ARCH-LM		$(T - p) * R^2$					
1	$\chi^2$ tablo: 3.84	0.002987	0.009441	0.057593	1.491228	0.012564	6.703629
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.9564	0.9226	0.8103	0.2220	0.9108	0.0096
2	$\chi^2$ tablo: 5.99	0.025254	0.051140	0.124109	1.476734	0.114441	7.352127
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.9875	0.9748	0.9398	0.4779	0.9444	0.0253
5	$\chi^2$ tablo: 11.07	1.166516	1.145602	0.302093	1.765316	0.337230	9.129842
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.9480	0.9500	0.9976	0.8806	0.9969	0.1040
10	$\chi^2$ tablo: 18.31	1.939060	1.961640	1.151323	5.921923	1.532665	11.35970
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.9968	0.9966	0.9997	0.8218	0.9988	0.3302
20	$\chi^2$ tablo: 31.41	7.712493	9.029081	10.78783	18.05781	11.05423	17.64700
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.9936	0.9826	0.9515	0.5836	0.9448	0.6106

Tablo 4.9 Devam: DLREER Serisinin ARIMA(1,1,2) Modeli İçin ARCH Türü Model Sonuçları

		APARCH(2,1)	APARCH(2,2)	APARCH(2,3)	APARCH(3,1)	APARCH(3,2)	APARCH(3,3)
$\vartheta_0$		3.74E-05	5.69E-06	0.007338	1.19E-05	6.26E-09	0.000915
$\vartheta_1$		0.442102	0.536805	0.318289	0.575765	0.507544	0.461342
$\vartheta_2$		-0.293324	-0.435246	0.046581	-0.560722	-0.174719	0.051069
$\vartheta_3$					0.101191	0.083240	0.117282
$\beta_1$		0.877346	0.852933	0.422291	0.861313	0.371262	-0.096033
$\beta_2$			0.053315	-0.152938		0.068588	0.215456
$\beta_3$				0.255447			0.25389
$\lambda_1$		0.480541	0.358344	0.574800	0.339699	0.438393	0.437899
$\lambda_2$		0.698982	0.426526	-0.960091	0.299591	0.519374	-0.826059
$\lambda_3$					-0.183124	-0.329845	-0.799323
$\delta$		1.902854	2.277012	0.934900	2.167441	1.321875	1.639263
ARCH-LM		$(T - p) * R^2$					
1	$\chi^2$ tablo: 3.84	0.037136	0.001334	5.828598	0.024866	0.065085	0.010917
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.8472	0.9709	0.0158	0.8747	0.7986	0.9168
2	$\chi^2$ tablo: 5.99	0.360098	0.025050	6.895437	0.059343	0.090872	0.034657
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.8352	0.9876	0.0318	0.9708	0.9556	0.9828
5	$\chi^2$ tablo: 11.07	2.019053	3.339852	8.714618	1.120012	0.703136	1.326184
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.8465	0.6477	0.1210	0.9523	0.9828	0.9322
10	$\chi^2$ tablo: 18.31	3.508181	5.711735	11.28224	2.034052	3.497724	2.087191
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.9668	0.8389	0.3360	0.9961	0.9672	0.9956
20	$\chi^2$ tablo: 31.41	9.838672	11.71038	17.19577	10.30894	12.79302	7.360745
	Olasılık ( $\chi^2$ )	0.9710	0.9257	0.6402	0.9622	0.8861	0.9953

Finansal verilerdeki aşırı basıklık ve kalın kuyruk özellikleri nedeniyle hata terimlerinin koşullu dağılımında normal dağılım yerine Student-t dağılımı kullanılmıştır.

Tablo 4.9’da tahmin sonuçları verilen ARCH, GARCH, EGARCH, TGARCH, GJR-GARCH ve APARCH modellerinden hangisinin DLREER serisinin volatilitisini en iyi şekilde analiz ettiğini belirleyebilmek için Tablo 4.1’deki koşullardan hareketle modellere yönelik çeşitli model değerlendirme kriterlerine bakılmıştır. Bu kriterler neticesinde GARCH(1,2), GARCH(1,3), GARCH(2,2), GARCH(2,3), GARCH(3,1), GARCH(3,2), GARCH(3,3), TGARCH(1,2), TGARCH(1,3), TGARCH(2,1), TGARCH(3,3), GJR-GARCH(1,2), GJR-GARCH(1,3), GJR-GARCH(2,1), GJR-GARCH(2,3), GJR-GARCH(3,3), APARCH(1,2), APARCH(1,3), APARCH(2,1), APARCH(2,2), APARCH(2,3), APARCH(3,1), APARCH(3,2) ve APARCH(3,3) modellerinde, bütün parametrelerinin negatif olmama ( $\vartheta_0 > 0$ ,  $i = 1,2,\dots,p$  olmak üzere  $\vartheta_i \geq 0$ ,  $j = 1,2,\dots,q$  olmak üzere  $\beta_j \geq 0$ ) koşulu sağlanmadığı için bu modeller volatilité hesaplamaları dışında tutulmuştur.

Modellerin uygunluğunun sınındığı bir başka eşitlik ise model parametrelerinin toplamının birden küçük olması koşuludur. Aksi halde volatilitenin tahmin edilebilirliği istatistiksel açıdan mümkün değildir. Birden küçük değerler volatilitenin zamana bağlı olarak değişmesinin yanı sıra volatilitenin tahmin edilebilir nitelikte olduğunu ifade etmektedir. İlave olarak toplam değer birden ne kadar uzaksa volatilitenin kalıcılık etkisi de o oranda düşük olarak yorumlanır (Kayalidere, 2013: 47-48). Tablo 4.9’da tüm parametreleri pozitif olan modellerden sadece ARCH(1) modelinde bu koşul sağlanmamış ve dolayısıyla bu model volatilité hesaplamaları dışında tutulmuştur. EGARCH modellerinde ise sadece EGARCH(3,1) modeli GARCH parametreleri toplamı mutlak değerinin 1’den küçük olması koşulunu yerine getirmediği için hesaplamalar dışında tutulmuştur.

Asimetrik etkiyi inceleyen modellerin tamamı asimetri ve güç parametresi koşulunu yerine getirirken en uygun modeli belirlemede bir diğer istatistik ARCH–LM testidir. 1,2,5,10 ve 20 gecikme için hesaplanan ARCH-LM sonuçları Tablo 4.9’da verilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre ARCH(3), GARCH(2,1) ve EGARCH(3,3) modellerinde  $(T - p) * R^2$ ,  $x^2$  tablo değerlerinden daha büyük olduğu için veya olasılık değeri 0,05 anlamlılık düzeyinden küçük olduğu için  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. Dolayısıyla, bu modeller serideki ARCH etkisini gideremediğinden dolayı volatilité hesaplamaları dışında tutulmuştur. Diğer modeller ise, ARCH etkisinin ortadan kalktığını diğer bir ifadeyle koşullu varyans sorunun ortadan kalktığını ve modelin doğru olarak belirlendiğini ifade etmektedir.

Uygunluğu sınınan modellerden volatilité hesaplamalarında kullanılmak üzere uygun bulunanlar; ARCH(2), GARCH(1,1), EGARCH(1,1), EGARCH(1,2), EGARCH(1,3), EGARCH(2,1), EGARCH(2,2), EGARCH(2,3), EGARCH(3,1), EGARCH(3,2), TGARCH(1,1), TGARCH(2,3), TGARCH(3,1), TGARCH(3,2), GJR-GARCH(1,1), GJR-GARCH(2,2), GJR-GARCH(3,2) ve APARCH(1,1) olarak belirlenmiştir.

Tablo 4.10: Uygunluğu Sınanan Modellerin Çeşitli Kriterler Açısından Karşılaştırılması

Volatilite Modelleri	DLREER				
	AIC	SIC	LogL	R <sup>2</sup>	SSR
ARCH(2)	-4.404104	-4.295742	589.3418	0.127714	0.267393
GARCH(1,1)	-4.411899	<b>-4.303537</b>	590.3707	0.146948	0.261497
EGARCH(1,1)	-4.423714	-4.301806	592.9302	0.129666	0.266794
EGARCH(1,2)	-4.437210	-4.301757	595.7117	0.124449	0.268394
EGARCH(1,3)	-4.439412	-4.290414	597.0024	0.127106	0.267579
EGARCH(2,1)	-4.437527	-4.288529	596.7536	0.116953	0.270692
EGARCH(2,2)	-4.449405	-4.286862	599.3214	0.131306	0.266292
EGARCH(2,3)	-4.440609	-4.284520	<b>601.8003</b>	0.119270	0.269981
EGARCH(3,1)	-4.415200	-4.266202	593.8064	0.129072	0.266977
EGARCH(3,2)	-4.443604	-4.253971	600.5558	0.133605	0.265587
TGARCH(1,1)	-4.408675	-4.273222	591.9451	0.150071	0.260539
TGARCH(2,3)	-4.415009	-4.225376	596.7812	0.109359	0.273019
TGARCH(3,1)	-4.425902	-4.236269	598.2191	0.120947	0.269467
TGARCH(3,2)	-4.433572	-4.230393	600.2314	0.117907	0.270400
GJR-GARCH(1,1)	<b>-4.459422</b>	-4.273970	592.0437	<b>0.166851</b>	<b>0.255396</b>
GJR-GARCH(2,2)	-4.433256	-4.257168	598.1898	0.117238	0.270604
GJR-GARCH(3,2)	-4.421828	-4.218649	598.6813	0.111590	0.272336
APARCH(1,1)	-4.411909	-4.276458	592.3720	0.132286	0.265991

Çeşitli istatistiklerden hareketle birden fazla modelin uygun model çıkması sonucu aralarından hangisinin en uygun model olduğunu belirlemek için AIC, SIC, Log Olabilirlik (LogL), R<sup>2</sup> ve SSR kriterlerine göre karar verilebilir. Bu aşamada, en düşük AIC ve SSR kriteri ile en yüksek determinasyon katsayısı GJR-GARCH(1,1) modeline, en düşük SIC kriteri GARCH(1,1) modeline, en yüksek Log- Olabilirlik kriteri EGARCH(2,3) modeline aittir.

ARCH ve GARCH türü modellerde durağanlığın sağlanabilmesi,  $i=1,2,\dots,p$  ve  $j=1,2,\dots,q$  için  $\vartheta_i + \beta_j < 1$ ,  $\vartheta_0 > 0$  ve  $\vartheta_i, \beta_j > 0$  koşullarını, GJR-GARCH ve TGARCH modellerinde bu koşullara ilave olarak  $|\lambda_i| \leq 1$  koşulu, APARCH modelinde bu koşullara ilave olarak  $\delta \geq 0$  koşulu, EGARCH modelinde ise negatif olmama ve durağanlık koşulu haricinde  $|\lambda_i| \leq 1$  koşulunun sağlanması, parametre olasılık değerlerinin 0.05'ten küçük olması ve ARCH-LM testinde olasılık değerinin 0.05'ten büyük çıkmasıyla GARCH(1,1), EGARCH(2,3) ve GJR-GARCH(1,1) modeli parametrelerin anlamlılık ve durağanlık şartlarını yerine getirmekte ve ARCH etkisi içermemektedir. Uygulamada, birden fazla modelin uygun model çıkması durumunda dikkate alınan AIC, SIC, LogL, R<sup>2</sup> kriterlerine göre volatilitte hesaplamalarında GARCH(1,1), EGARCH(2,3) ve GJR-GARCH(1,1) modelleri kullanılacaktır.

## 2.5. DLREER Serisi İçin Seçilen En Uygun Koşullu Varyans Modellerinin [GARCH(1,1), EGARCH(2,3) ve GJR-GARCH(1,1)] Değerlendirilmesi

### 2.5.1. GARCH(1,1) Modelinin Değerlendirilmesi

- GARCH(1,1) Modeli Parametrelerinin Yorumlanması

DLREER serisinin volatilitisini belirlemede çeşitli istatistikler dikkate alınarak uygun model olarak EGARCH(2,3), GARCH(1,1) ve GJR-GARCH(1,1) modeli belirlenmiştir. GARCH(1,1) koşullu varyans eşitliği üç temel etkene bağlıdır: İlki sabit terim veya ortalama olan  $\vartheta_0$  'dır. İkincisi, bir önceki şoka neden olan haberin ya da bir diğer ifadeyle bir önceki dönemdeki hata karelerinin parametre tahmini veya ARCH terimi olan  $\varepsilon_{t-1}^2$ 'dir. Üçüncüsü ise, bir önceki dönemin varyansı veya GARCH terimi olan  $h_{t-1}$ 'dir. Dolayısıyla  $\vartheta_1$ katsayısı ARCH etkisinin,  $\beta_1$ katsayısı ise GARCH etkisinin göstergesidir. Şahin'e (2014) göre, parametrelerinin toplamı ( $\vartheta_p + \beta_q$ ), geçmiş dönem değişkenlerinin değişimlerinin şimdiki değişkenlik seviyesine (volatilité) etkisini ifade eder (2014: 71). Tahmin edilen GARCH(1,1) modelinin matematiksel formu aşağıdaki gibidir;

$$h_t = \vartheta_0 + \vartheta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \quad (4.8)$$

Tablo 4.11: GARCH(1,1) Modeli ile Elde Edilen Sonuçlar

	$\vartheta_0$	$\vartheta_1$	$\beta_1$
DLREER	0.000193	0.547627	0.339293
Olasılık değeri	0.0110	0.0030	0.0230

$$h_t = 0.000193 + 0.547627 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.339293 h_{t-1}$$

Tablo 4.11'de GARCH(1,1) koşullu değişen varyans denkleminde ARCH ve GARCH teriminin olasılık değerleri 0.05 anlamlılık düzeyine göre istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir.  $\vartheta_1$  ve  $\beta_1$  parametrelerinin toplamının (0.88692) 1'den küçük olması durağanlık koşulunun sağlandığını ve volatilitenin tahmin edilebilir yapıda olduğunu ifade eder. Diğer bir ifadeyle, toplamın 1'den küçük olması volatilitenin çok büyük olmadığını ve herhangi bir şokun etkisinin çok uzun sürmediğinin bir göstergesidir. Son olarak, cari dönem volatilité üzerindeki değişkenliğin yaklaşık %55'i geçmiş dönem şoklarından veya beklenmeyen değişikliklerden, yaklaşık %34'ü de önceki dönem koşullu varyanstan kaynaklandığı şeklinde yorumlanabilir.

- Şok Etkisinin Kalıcılığının Belirlenmesi

Finansal piyasalarda yaşanan şokların piyasada kalıcı olup olmadığının belirlenmesindeki kriter,  $1 - \vartheta_p - \beta_q \geq 1$  ise piyasada şok etkisi kalıcıdır ve volatilitenin durdurulamaz.  $1 - \vartheta_p - \beta_q < 1$  ise piyasada şok etkisi geçicidir (Şahin, 2014: 49).

$1 - 0.547627 - 0.339293 = 0.11308 < 1$  olduğu için piyasadaki olası bir şok geçici niteliktedir.

- Volatilitenin Yarılanma Süresi

Finansal piyasalarda meydana gelen volatilitenin en önemli nedenlerinden birisi piyasanın maruz kaldığı şoklardır. Bu şokların etkisinin geçici olup olmadığı belirlenmesinden sonra eğer bu şoklar geçici ise piyasanın ne kadar süre sonra şok öncesi normal hâline döneceği  $\frac{\ln(0.5)}{\ln(\vartheta_p + \beta_q)}$  formülü yardımıyla belirlenecektir (Şahin, 2014: 50).

DLREER serisi için en uygun olduğuna karar verilen modellerden GARCH(1,1) modelinin hesaplanan volatilitenin yarılanma süresi, yaklaşık 6 ay (5.776) olarak belirlenmiştir. Bu sonuç piyasada bir şok olması halinde piyasanın ancak 6 ay sonra eski hâline dönebileceğini ifade etmektedir.

- Endeks Volatilitesinin Hesaplanması

DLREER endeksi serisinin volatilitesi  $\frac{\vartheta_0}{(1 - \vartheta_p - \beta_q)}$  formülüyle hesaplanmakta ve çıkan sonucun karekökünün alınmasıyla da  $(\sqrt{\frac{\vartheta_0}{(1 - \vartheta_p - \beta_q)}})$  aylık bazda volatilitenin ulaşılmaktadır.

$$\frac{\vartheta_0}{(1 - \vartheta_p - \beta_q)} = \frac{0.000193}{(1 - 0.547627 - 0.339293)} = 0.001707$$

GARCH(1,1) modeli için DLREER endeksi volatilitesi 0.001707 iken;

$$\sqrt{0.001707} = 0.0413$$

Aylık bazda volatilitenin ise %4.1 seviyesindedir.

### 2.5.2. EGARCH(2,3) Modelinin Değerlendirilmesi

Kaldıraç etkisini dikkate alan EGARCH(p,q) modelinin matematiksel formu aşağıdaki gibidir;

$$\ln(h_t) = \vartheta_0 + \sum_{i=1}^p \vartheta_i \frac{\varepsilon_{t-i}}{h_{t-i}^{0.5}} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{h_{t-i}^{0.5}} \right| + \sum_{j=1}^q \beta_j \ln(h_{t-j}) \quad (4.9)$$

$|\frac{\varepsilon_{t-i}}{h_{t-i}^{0.5}}|$ ,  $\frac{\varepsilon_{t-i}}{h_{t-i}^{0.5}}$  ve koşullu varyans  $h_t$  'nin gecikmeli değeri, koşullu varyansın davranışını açıklamak için kullanılmıştır.

Nelson'un (1991) spesifikasyonu ile tahmin edilen EGARCH modeli logaritmik formdadır ve bu nedenle parametreler üzerinde bir kısıt yoktur. Kaldıraç etkisini dikkate alan EGARCH modelinde,  $\varepsilon_{t-1}/(h_{t-1})^{0.5}$  pozitif ise, bu şokun koşullu varyansının logaritması üzerine etkisi  $\vartheta_1 + \lambda_i$  'dir. Eğer  $\varepsilon_{t-1}/(h_{t-1})^{0.5}$  negatif ise, şokun koşullu varyansının logaritması üzerine etkisi  $-\vartheta_1 + \lambda_i$  'dir (Enders, 2004:140-142). EGARCH modelinde GARCH etkisini gösteren  $\beta$  parametresi pozitif ya da negatif değer alabilir. Ancak GARCH parametreleri toplamı mutlak değerinin 1'den küçük olma şartı vardır. Asimetri parametresi olan  $\lambda < 0$  ise, kaldıraç etkisi söz konusudur.  $\lambda = 0$  ise olumlu ve olumsuz şokların volatilité üzerinde etkisi eşittir (Arslan, 2009: 26).

Tablo 4.12: EGARCH(2,3) Modeli ile Elde Edilen Sonuçlar

	$\vartheta_0$	$\vartheta_1$	$\vartheta_2$	$\lambda_1$	$\lambda_2$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$
EGARCH(2,3)	-3.906098	0.693910	0.426990	-0.176999	-0.183557	-0.307532	0.759129	0.123260
Olasılık değeri	0.0000	0.0002	0.0598	0.1841	0.1321	0.3783	0.0000	0.6992

EGARCH(2,3) modeli;

$$\ln(h_t) = -3.90 + 0.69 \left( \frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}^{0.5}} \right) - 0.43 \left( \frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}^{0.5}} \right) - 0.18 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}^{0.5}} \right| - 0.18 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}^{0.5}} \right| - 0.31 \ln(h_{t-1}) + 0.76 \ln(h_{t-2}) + 0.12 \ln(h_{t-3})$$

Tablo 4.12'den görüleceği üzere EGARCH(2,3) modelinde, GARCH etkisini gösteren parametrelerden bazıları anlamsızdır.  $\lambda_1$  ile gösterilen asimetri parametresinin ise negatif olması beklenir. Bu parametre her iki modelde de negatif olma koşulunu sağlamakta ancak 0.10 anlamlılık düzeyinde bile anlamlı değildir. Dolayısıyla EGARCH(2,3) modeli hem GARCH hem de asimetri parametrelerinin anlamlı olmaması nedeniyle uygun bir model değildir.

### 2.5.3. GJR-GARCH(1,1) Modelinin Değerlendirilmesi

- GJR-GARCH(1,1) Modeli Parametrelerinin Yorumlanması

GJR-GARCH(1,1) koşullu varyans eşitliği GARCH(1,1) modeli değişkenlerine ilave olarak,  $\lambda$ ; asimetri parametresi ve  $d_{t-1}$ ;  $\varepsilon_t < 0$  olduğunda 1 ve  $\varepsilon_t > 0$  olduğunda ise 0 değerini alan bir kukla değişken barındırmaktadır. Tahmin edilen GJR-GARCH(1,1) modelinin matematiksel formu aşağıdaki gibidir;



$$h_t = \vartheta_0 + \vartheta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \lambda_1 \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} \quad (4.10)$$

Tablo 4.13: GJR-GARCH(1,1) Modeli ile Elde Edilen Sonuçlar

	$\vartheta_0$	$\vartheta_1$	$\beta_1$	$\lambda_1$
DLREER	0.000271	0.512960	0.370360	0.749591
Olasılık değeri	0.0041	0.0052	0.0304	0.0401

$$h_t = 0.000271 + 0.512960 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.370360 h_{t-1} + 0.749591 \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1}$$

Tablo 4.13'te GJR-GARCH(1,1) koşullu değişen varyans denkleminde sabit terim, ARCH, GARCH ve asimetri teriminin olasılık değerleri 0.05 anlamlılık düzeyine göre istatistiksel olarak anlamlı olduğu ve asimetri parametresi koşulunun sağlandığı görülmektedir.

$\lambda$  parametresinin pozitif olması kaldıraç etkisinin bulunduğunu ve olumsuz haberlerin volatilitiyi artırdığına işaret etmektedir. Diğer bir ifadeyle pozitif şokların koşullu varyans üzerindeki etkisi negatif şokların etkisinden daha az olacaktır. Modelde iyi haberlerin ( $\varepsilon_{t-1} \geq 0$ ) koşullu varyans üzerindeki etkisi  $\vartheta_1$  ile ve kötü haberlerin ( $\varepsilon_{t-1} < 0$ ) koşullu varyans üzerindeki etkisi ( $\vartheta_1 + \lambda_1$ ) olarak gösterilmektedir. Meydana gelen pozitif bir şok durumunda ( $\varepsilon_{t-1} \geq 0$ ) kukla değişken, 0 değerini aldığından, hata teriminin karesine ait parametre 0,512960 değerini alırken, negatif bir şok durumunda ( $\varepsilon_{t-1} < 0$ ) ise, kukla değişken, 1 değerini aldığından, hata teriminin karesine ait parametre değeri 1.262551 değerini almaktadır.  $\vartheta_1$  ve  $\beta_1$  parametrelerinin toplamının (0.88332) 1'den küçük olması durağanlık koşulunun sağlandığını ve volatilitenin tahmin edilebilir yapıda olduğunu ifade eder. Diğer bir ifadeyle, toplamın 1'den küçük olması volatilitenin çok büyük olmadığını ve herhangi bir şokun etkisinin çok uzun sürmediğinin bir göstergesidir.

- Şok Etkisinin Kalıcılığının Belirlenmesi

$1 - 0.512960 - 0.370360 = 0.11668 < 1$  olduğu için piyasadaki olası bir şok geçici niteliktedir.

- Volatilité Yarılanma Süresi

DLREER serisi için uygun olduğuna karar verilen modellerden GJR-GARCH(1,1) modelinin hesaplanan volatilité yarılanma süresi, yaklaşık 6 ay (5.59) olarak belirlenmiştir. Bu sonuç piyasa da bir şok olması halinde piyasanın ancak 6 ay sonra eski hâline dönebildiğini ifade etmektedir.

- Endeks Volatilitésinin Hesaplanması

$$\frac{\vartheta_0}{(1-\vartheta_p-\beta_q)} = \frac{0.000271}{(1-0.512960-0.370360)} = 0.00232$$

GJR-GARCH(1,1) modeli için DLREER endeksi volatilitésini 0.00232 iken;

$$\sqrt{0.00232} = 0.04817$$

Aylık bazda volatilité ise %4.8 seviyesindedir.

Tablo 4.14: GARCH(1,1) ve GJR-GARCH(1,1) Modelinin Volatilité Hesaplamaları Karşılaştırması

Modeller	Geçmiş dönem şoklarının etkisi	Bir dönem önceki şokların etkisi	Asimetri parametresi	Model katsayılarının toplamı	Volatilité Yarılanma süresi	Endeks Volatilitesi	Aylık Bazda Volatilité
	$(\vartheta_1)$	$(\beta_1)$	$\lambda$	$(\vartheta_1 + \beta_1)$	$\frac{\ln(0.5)}{\ln(\vartheta_1 + \beta_1)}$	$\frac{\vartheta_0}{(1 - \vartheta_1 - \beta_1)}$	$\sqrt{\frac{\vartheta_0}{(1 - \vartheta_1 - \beta_1)}}$
GARCH(1,1)	0.547627	0.339293	-	0.88692	5.78 $\cong$ 6 ay	0.001707	%4.1
GJR-GARCH(1,1)	0.512960	0.370360	0.749591	0.88332	5.59 $\cong$ 6 ay	0.002320	%4.8

Tablo 4.14'te de görüleceği üzere, DLREER serisinin volatilitésini en iyi açıklayan GARCH ve GJR-GARCH modellerinin tahmin sonuçlarından, tüm parametrelerin istatistiksel olarak anlamlı olduğu, her iki model içinde parametre kısıtlarını ve durağanlık koşulunu sağladıkları görülmektedir. Asimetri parametresinin sıfırdan büyük olması ise DLREER serisinin asimetrik etki taşıdığını ifade etmektedir. Geçmiş dönem değişkenlerinin değişimlerinin şimdiki değişkenlik seviyesine (volatilité) etkisini ifade eden  $\vartheta_1 + \beta_1$ 'in iki modelde de 1'den küçük çıkması volatilité ısrarcılığının çok yüksek olmadığına işaret etmekte ve ayrıca volatilité kalıcılık süresinin yaklaşık 6 ay olduğu sonucuna varılmıştır. Diğer bir ifadeyle reel efektif döviz kuru endeksi üzerine gelen bir şokun etkisi yaklaşık 6 ay sürmektedir. Son olarak endeks volatilitésinin karekökü olan aylık bazda volatilité ise her iki modelde birbirine yakın değerde çıkmış olup yaklaşık %4-4,5 olarak gerçekleşmiştir.

## 2.6. DLREER Serisi İçin Uygun Bulunan Volatilité Modellerinin Öngörü Performanslarının Karşılaştırılması

Uygunluğu sınanan modellerden volatilité hesaplamalarında kullanılmak üzere uygun bulunanlar; GARCH(1,1) ve GR-GARCH(1,1) olarak belirlenmiştir. Birden fazla modelin uygun model çıkması sonucu öngörü performansını belirlemek için RMSE (Root Mean Squared Error & Ortalama Hata Kareler Kökü), MAE (Mean Absolute Error & Ortalama Mutlak Hata), MAPE (Mean Absolute Percentage Error & Ortalama Mutlak Yüzde Hata) ve TIC (Theil Inequality Coefficient & Theil Eşitsizlik Katsayısı) kriterlerine göre karar verilebilir. Bir öngörü modelinde RMSE, MAE, MAPE ve TIC istatistikleri ne kadar küçük değeri alırsa, bu söz konusu modelin serinin volatilitésini o kadar iyi tahmin edeceği anlamına gelmektedir.

Tablo 4.15: Volatilite Modellerinin Öngörü Performanslarının Karşılaştırılması

Volatilite Modelleri	DLREER				
	RMSE	MAE	MAPE	TIC	$R^2$
GARCH(1,1)	0.034299	<b>0.022705</b>	153.4291	<b>0.892892</b>	0.146948
GJR-GARCH(1,1)	<b>0.034125</b>	0.022935	<b>108.5924</b>	0.971522	<b>0.166851</b>

Koyu rakamlar ilgili kritere göre en düşük değeri göstermektedir.

Bu aşamada, en düşük RMSE ve MAPE kriteri GJR-GARCH(1,1) modeline, en düşük MAE ve TIC kriteri GARCH(1,1) modeline aittir.

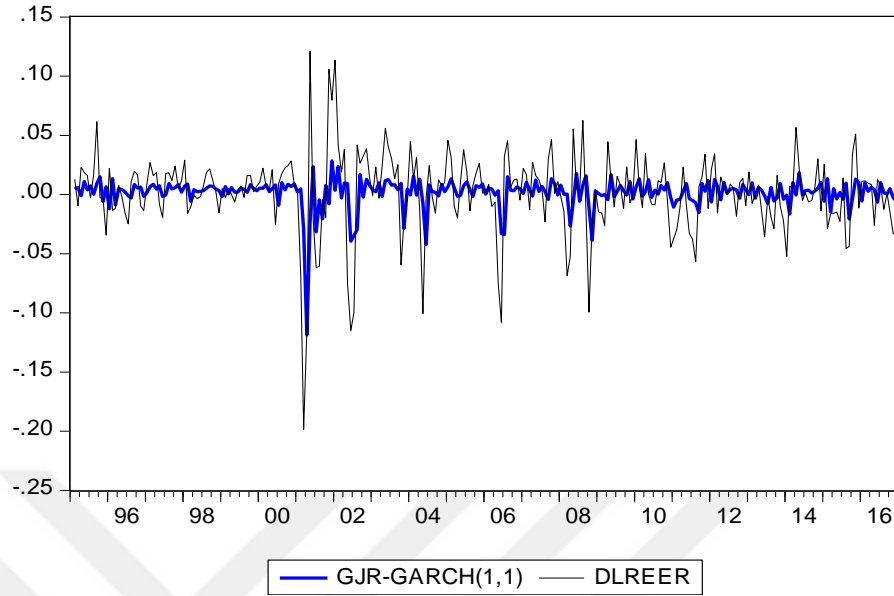
GARCH modellerinde varyansın etkisinin simetrik olduğu varsayılmaktadır. Diğer bir deyişle, pozitif ve negatif şokların oynaklığa etkisi aynıdır. Oysa DLREER serisinde volatilite kümelenmeleri gözlemlenmektedir. Bundan dolayı, DLREER serisinde volatilitenin modellenmesinde asimetrik GARCH yöntemlerinin kullanılmasının daha uygun sonuçlar üreteceği düşünülebilir. Güneş ve Saltoğlu'na (1998) göre, GARCH modelinde ihmal edilen bir olgu, negatif ve pozitif değişikliklerin volatiliteye ne yönde katkıda bulduklarının araştırılmamasıdır. Örneğin, beklenmeyen bir şok pozitif değil de negatif yönde ise belki de volatilitiyi daha fazla artırabilir (1998: 98). Bu nedenlerden dolayı, GARCH(1,1) modeli yerine asimetrik GARCH modelleri arasında en uygun olan GJR-GARCH(1,1) modeli en uygun model seçilmiştir.

Ayrıca GJR-GARCH(1,1) modelinin en uygun model olarak belirlenmesi aynı zamanda en yüksek determinasyon katsayısına sahip olmasına da dayandırılabilir. Dolayısıyla GARCH(1,1) modeli serilerdeki değişen varyansı modellemenin yanı sıra seri hem üzerindeki kaldıraç etkisini modellemekte yetersiz kaldığı için hem de en düşük RMSE, MAPE ve en yüksek determinasyon katsayısı GJR-GARCH(1,1) modeline ait olduğu için en uygun model olarak GJR-GARCH(1,1) modeli belirlenmiştir.

## 2.7. GJR-GARCH(1,1) Volatilite Öngörüsü

GJR-GARCH(1,1) modelinin serilerdeki gerçekleşen oynaklık değerleriyle ne kadar örtüştüğü veya söz konusu oynaklıkları ne derece doğrulukla tahmin ettiği Şekil 4.4 ile görülebilir.

Şekil 4.4: DLREER Serisi Oynaklık Öngörüsü



Şekil 4.4'te GJR-GARCH(1,1) modelinin söz konusu veri döneminde öngörü tahmin sonuçları ve aynı dönemde gerçekleşen volatilité değerleri karşılaştırılmıştır. Öngörü değerleri volatilitenin yükseldiği dönemlerde gerçekleşen değerlerle hemen hemen birlikte hareket ettiği yani yükseldiği, volatilitenin düştüğü dönemlerde ise gerçekleşen ve öngörü değerleri arasında farklılıklar olduğu görülmektedir. Diğer bir ifadeyle, öngörü değerleri gerçekleşen volatilité değerleriyle birebir aynı olmasa da, onunla örtüşmekte ve volatilitédeki yükselme ve düşmeleri yakalayabilmektedir.

Ayrıca Şekil 4.4'e göre, 2001 yılının tamamı, 2002'nin Haziran ayı, 2004 Mayıs ayı, 2006 Haziran ayı, 2008 Mart ve Ekim ayları, 2011 Ağustos ayı, 2013 Aralık ve 2014 Ocak ayı, 2015 Eylül ayı yüksek volatilité dönemleri olarak dikkat çekmektedir. Türkiye'de aşırı kur oynaklıklarının olduğu söz konusu dönemler incelendiğinde, bu dönemlerde bankacılık krizleri olarak da adlandırılan Kasım 2000 ve Şubat 2001 krizleri, 11 Eylül 2001 New York Terör saldırısı, siyasi belirsizlik ardından 2002 yılı sonunda yapılan seçimler sonucunda tek partili hükümet dönemine geçilmesiyle birlikte 2001 yılında uygulamaya konamayan Güçlü Ekonomiye Geçiş Programının sürdürülme kararı alınması, Mayıs 2004 anayasa değişikliği, 2006 Mayıs-Haziran finansal dalgalanma, nedenleri likidite bolluğunun yol açtığı özensiz krediler, aşırı menkul kıymetleştirme, saydamlık eksikliği, derecelendirme kuruluşlarının etkinsizliği ve düzenleyici ve denetleyici kuruluşların müdahalede gecikmesi olarak sıralanan 2008 küresel ekonomik krizi, 12 Haziran 2011 genel seçim belirsizliği, 17-25 Aralık 2013 olayları ve 7 Haziran ve 1 Kasım 2015 genel seçim belirsizliğinin gerçekleştiği şeklinde açıklanabilir.

## 2.8. ARCH Türü Modellerde Çözümleme Süreci Aşamalarının Değerlendirilmesi

Bu aşamada, reel efektif döviz kuru endeksinin volatilité yapısı koşullu deęişen varyans modelleri ile incelenmiştir. İlk olarak, logaritması alınmış serinin kartezyen grafięi ve betimleyici istatistikleri ile serinin daęılım özellikleri belirlenmiştir. Ardından otokorelasyon fonksiyonu ve ADF, PP, KPSS ve ZA birim kök testleri kullanılarak serinin duraęanlıęı araştırılmış ve duraęan olmayan serinin birinci dereceden farkı alınarak duraęanlıęı sağlanmıştır. Serilerde duraęanlık sağlandıktan sonra, ARCH türevi modellere geçmeden önce birinci farkı alınarak duraęanlaştırılmış seriyi modellemenin en yaygın yolu ARIMA modelleridir. En uygun ARIMA modelinin seçiminde; parametrelerin anlamlılıęı, modelin F istatistięinin anlamlı olması, determinasyon katsayısının ( $R^2$ ) yüksek olması, Akaike (AIC) ve Schwarz (SIC) bilgi kriterlerinin düşük olması, olabilirlik oranının (LR) yüksek olması, hata (kalıntı) kareler toplamının (SSR) küçük olması dikkate alınmış ve kriterlerden hareketle ARIMA(1,1,2) modeli en uygun model seçilmiştir. ARCH türevi modellerin finansal verilerin modellenmesinde kullanılabilmesi için, verilerde ARCH etkilerinin bulunup bulunmadıęının belirlenmesi gerekir. Burada reel efektif döviz kuru serisi için uygun görülen ARIMA(1,1,2) ortalama modelinden elde edilen hata terimlerinde ARCH etkisinin varlıęını test eden ARCH-LM testi uygulanmıştır. Ve DLREER serisinde ARCH etkisinin varlıęı kanıtlanmıştır. Bir başka ifadeyle, ARIMA(1,1,2) modelinin hata teriminin varyansı gecikmeli deęerler için zaman boyunca sabit deęildir yani modelde deęişen varyans sorunu olduęu sonucuna varılabilir.

Son aşamada ise söz konusu hatalar simetrik ve asimetric koşullu deęişen varyans modelleri kullanılarak farklı gecikme deęerleri için student's t daęılıma göre tahmin edilmiştir. Uygun ARCH türevi model belirlenirken, parametrelerin anlamlı olmasına, negatif olmama koşul, toplamlarının 1'den küçük olma koşulu, asimetri ve güç parametresi koşulunu sağlamalarına ve son olarak ARCH etkisi içerip içermedięi dikkate alınmıştır. Uygunluęu sınanan modellerden volatilité hesaplamalarında kullanılmak üzere uygun bulunanlar; ARCH(2), GARCH(1,1), EGARCH(1,1), EGARCH(1,2), EGARCH(1,3), EGARCH(2,1), EGARCH(2,2), EGARCH(2,3), EGARCH(3,2), TGARCH(1,1), TGARCH(2,3), TGARCH(3,1), TGARCH(3,2), GJR-GARCH(1,1), GJR-GARCH(2,2), GJR-GARCH(3,2) ve APARCH(1,1) modeli olarak belirlenmiştir. Çeşitli istatistiklerden hareketle birden fazla modelin uygun model çıkması sonucu aralarından hangisinin en uygun model olduęunu belirlemek için AIC, SIC, Log Olabilirlik (LogL),  $R^2$  ve SSR kriterlerine göre karar verilebilir. Bu aşamada en düşük AIC ve SSR kriteri ile en yüksek determinasyon katsayısı GJR-GARCH(1,1) modeline, en düşük SIC kriteri GARCH(1,1) modeline, en yüksek Log- Olabilirlik kriteri EGARCH(2,3) modeline aittir. Ancak EGARCH(2,3) modeli, parametrelerin anlamlı olmaması nedeniyle hesaplamalar dışında tutulmuştur. Uygunluęu sınanan modellerden volatilité hesaplamalarında kullanılmak üzere uygun bulunanlar; GARCH(1,1) ve GJR-GARCH(1,1) olarak belirlenmiştir. Birden fazla modelin uygun

model çıkması sonucu öngörü performansını belirlemek için RMSE, MAE, MAPE ve TIC kriterlerine göre karar verilebilir. Bir öngörü modelinde RMSE, MAE, MAPE ve TIC istatistikleri ne kadar küçük değer alırsa, bu söz konusu modelin serinin volatilitesini o kadar iyi tahmin edeceği anlamına gelmektedir. Bu aşamada, en düşük RMSE ve MAPE kriteri GJR-GARCH(1,1) modeline, en düşük MAE ve TIC kriteri GARCH(1,1) modeline aittir. GARCH(1,1) modeli bir taraftan serilerdeki değişen varyansı modellemenin yanı sıra seri üzerindeki kaldıraç etkisini modellemekte yetersiz kaldığı için diğer taraftan da en düşük RMSE, MAPE ve en yüksek determinasyon katsayısı GJR-GARCH(1,1) modeline ait olduğu için en uygun model olarak GJR-GARCH(1,1) modeli belirlenmiştir.

Seçilen GJR-GARCH(1,1) modeline ilişkin yapılan bazı istatistiklerden hareketle, volatilitenin ısrarcılığının çok yüksek olmadığı, piyasadaki olası bir şokun geçici nitelikte olduğu ve volatilitenin yarılanma süresinin yaklaşık 6 ay (5.59) sürdüğü dolayısıyla piyasada bir şok olması halinde piyasanın ancak 6 ay sonra eski hâline dönebileceği sonucuna varılmıştır. Ayrıca söz konusu modelin volatilitenin öngörüsüne göre, öngörü değerleri gerçekleşen volatilitenin değerleriyle birebir aynı olmasa da, onunla örtüşmekte ve volatilitedeki yükselme ve düşmeleri yakalayabilmektedir.

### 3. Veri Seti

Bu çalışmada, Türkiye ekonomisinde döviz kuru volatilitesinin ihracat üzerindeki etkisi ekonometrik olarak incelenmiştir. Döviz kuru belirsizliğinin ihracat üzerindeki etkisini analiz eden çalışmalara bakıldığında genellikle, ihracatın, yurtdışı geliri temsilen sanayi üretimi endeksi, reel efektif döviz kuru, ithalat ve reel döviz kuru volatilitesi tarafından açıklandığı modeller kullanılmaktadır. Bu alandaki ampirik yazın kaynak alınarak, Türkiye için ihracat denklemi aşağıdaki gibi tanımlanmıştır:

$$LX_t = a_0 + a_1LREER_t + a_2LVOL_t + a_3LABIPI_t + a_4LM_t + \varepsilon_t \quad (4.11)$$

Burada,  $X_t$ ,  $REER_t$ ,  $VOL_t$ ,  $ABIPI_t$  ve  $M_t$  sırasıyla Türkiye'ye ait ihracat birim değer endeksi; reel efektif döviz kuru endeksi; döviz kuru volatilitesi; Avrupa Birliği (AB) sanayi üretim endeksi ve ithalat birim değer endeksini temsil etmekte ve  $\varepsilon_t$  ise hata terimidir.

Çalışmada,<sup>3</sup> 1995:01 ve 2017:01 dönemlerini kapsayan aylık zaman serisi verileri kullanılmıştır. İhracat ve ithalat birim değer endeksleri Türkiye İstatistik Kurumu'ndan (TÜİK), reel efektif döviz kuru verileri 1995 ve 2003 bazlı olmak üzere T.C. Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi'nden temin edilmiş olup diğer değişkenlere uyum sağlaması amacıyla verilerin baz yılı değiştirilerek 2010 baz yılına

<sup>3</sup> Çalışmada kullanılan tüm veriler 2010 baz yılıdır.

dönüştürülmüştür. Dünya ekonomisine ilişkin aylık GDP verilerine ulaşamaması nedeniyle, reel dış gelirin göstergesi olarak ihracatımızın yoğun olarak yapıldığı Avrupa Birliği ülkelerinin (28 ülke) sanayi üretim endeksi kullanılmış ve değişkene ilişkin veriler OECD Data sisteminden elde edilmiştir.

Son değişken olan reel döviz kuru volatilitésinin hesaplanmasında literatürde üç farklı yöntem vardır. Bunlar; logaritmik birinci dereceden farkı alınan reel döviz kurunun standart sapması, reel döviz kurunun hareketli ortalamalı standart sapması ve GARCH türü modeller kullanılarak tahmin edilen reel döviz kurunun koşullu oynaklığıdır. Çalışmada daha öncesinde söz konusu dönem boyunca döviz kurunun volatilitési incelenmiş ve en uygun olduğu sonucuna varılan GJR-GARCH(1,1) modelinin reel döviz kuru volatilitésini temsil etmesine karar verilmiştir.

Ulusal paranın değerinin artması ya da döviz kurunun düşmesi ihracatın azalmasına neden olacağı için reel efektif döviz kuru değişkeninin parametresi olan  $a_1$ 'in pozitif değer alması, reel dış gelir arttığında ihracatın artması dolayısıyla  $a_3$ 'ün pozitif olması ve Türkiye'de ithalata dayalı ihracat olgusu olmasından dolayı  $a_4$  parametresinin pozitif olması beklenmektedir. Teorik olarak döviz kuru volatilitésinin ihracatı hangi yönde etkileyeceği belirsiz olduğundan dolayı  $a_2$  parametresinin işareti ise belirsizdir.

#### 4. Yöntem

Genelde finansal zaman serilerinin durağan olmadığı gözlenmektedir. Diğer bir ifadeyle, serilerin ortalamaları, varyansları ve kovaryansları zamana bağlı olarak değişmektedir. Eğer zaman serisi verileri durağan değilse elde edilen regresyon modellerine dayanılarak yapılan öngörüler gerçeklikten uzak olacak ve dolayısıyla sahte regresyon problemi ortaya çıkacaktır. Serilerin tümünün aynı dereceden durağan olmaları halinde, seriler arasında uzun dönem ilişki olup olmadığını belirlemek için Engle-Granger (1987), Johansen (1988, 1991) ve Johansen-Juselius (1990) eşbütünleşme testleri uygulanabilmektedir. Serilerin durağanlık düzeylerinin farklı olması durumunda ise Pesaran ve Shin (1995, 1999), Pesaran ve Smith (1998) ve Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilmiş olan ARDL-Sınır testi yöntemi kullanılmaktadır.

##### 4.1. ARDL Sınır Testi Yaklaşımı

ARDL sınır testi yaklaşımının en önemli avantajı, analize dahil edilen değişkenlerin I(0) veya I(1) olduğuna bakılmaksızın uygulanabilmesidir (Dritsakis,2011:8; Pesaran vd., 2001: 290; Pesaran ve Shin, 1999: 374; Narayan, 2004: 7 ve Narayan, 2007: 1981). ARDL yöntemi herhangi bir birim kök testine gereksinim duymadan gerçekleştirilebilmekte, ancak değişkenler ikinci farkı alındığında durağan hale geliyorsa uygun kritik tablo değerleri olmadığından dolayı, analize dahil edilen değişkenlerin I(2) olmadıklarını ispatlamak için birim kök testleri yapılmaktadır. Ayrıca

ARDL sınır testinde kısıtsız hata düzeltme modelinin kullanılması, uzun dönem katsayılarına herhangi bir kısıtlama getirilmeden modele içsel olarak dahil edilmesine dayanmaktadır. Son avantajı ise modelin kısa vadeli ve uzun vadeli katsayıların aynı anda hesaplanmasına imkan vermesidir (Dritsakis, 2011: 8-9).

İhracat ve döviz kuru volatilitesi ile ilgili önceki ampirik çalışmalarla uyumlu olarak önerilen model şu şekildedir:

$$LX_t = a_0 + a_1LREER_t + a_2LVOL_t + a_3LABIPI_t + a_4LM_t + \varepsilon_t$$

ARDL sınır testi yaklaşımı, 1995:01 ile 2017:01 dönemleri arasında döviz kuru volatilitesi ile ihracat arasındaki ilişkiyi incelemek için üç adımlı bir yaklaşım izlemektedir. Birinci aşamada, analize dahil edilen değişkenler arasında uzun dönem ilişkisinin olup olmadığının test edilmesidir. Söz konusu değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisinin varlığı halinde, ikinci ve üçüncü aşamalarda ise sırasıyla uzun ve kısa dönem elastikiyetler elde edilmektedir (Narayan ve Smyth, 2006: 337).

ARDL-Sınır testi yaklaşımında ilk aşama olan modeldeki değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisi olup olmadığını belirlemeden önce gecikme sayısı, Akaike Bilgi ölçütü (AIC) veya Schwarz Bayesian kriteri (SIC) kullanılarak seçilir. Yıllık veriler için Pesaran ve Shin (1999) en fazla 2 gecikme seçilmesini önerir. Bu çalışmada aylık veriler kullanıldığı için maksimum 12 gecikme kullanılması uygun görülmüştür. Uygun gecikme sayısının belirlenmesinin ardından değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisi olup olmadığını belirlemek için söz konusu model ARDL yaklaşımına dayalı kısıtsız hata düzeltme modeline dönüştürülerek en küçük kareler (OLS) tahmincisi ile tahmin edilmekte ve bu modelden hareketle F veya Wald istatistiğine dayanan sınır testi yapılmaktadır. (4.11) numaralı denklemden yola çıkarak ARDL sınır testi denklemi şu şekildedir:

$$\Delta LX_t = a_0 + \sum_{i=1}^m a_{1i}\Delta LX_{t-i} + \sum_{i=1}^n a_{2i}\Delta LREER_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{3i}\Delta VOL_{t-i} + \sum_{i=1}^r a_{4i}\Delta LABIPI_{t-i} + \sum_{i=1}^s a_{5i}\Delta LM_{t-i} + \beta_1 LX_{t-1} + \beta_2 LREER_{t-1} + \beta_3 VOL_{t-1} + \beta_4 LABIPI_{t-1} + \beta_5 LM_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.12)$$

(4.12) numaralı denklemde tüm değişkenler daha önce tanımlandığı gibidir. m,n,p,r ve s optimal gecikme uzunluğunu gösterirken;  $a$  katsayısı kısa dönem,  $\beta$  katsayısı ise uzun dönem dinamiklerini simgelemektedir.

F testi, değişkenler arasında uzun dönemli ilişkilerin varlığını test etmek için kullanılır. Eğer uzun dönemli bir ilişki mevcut ise F testi, hangi değişkenin normalleştirilmesi gerektiğini belirtir. (4.12) denklemine göre uyarlanmış ve değişkenler arası eşbütünlük ilişkisi olmadığını gösteren boş hipotez  $H_0: \lambda X_1 = \lambda X_2 = \lambda X_3 = \lambda X_4 = 0$  iken alternatif hipotez  $H_1: \lambda X_1 \neq \lambda X_2 \neq \lambda X_3 \neq \lambda X_4 \neq 0$  dır. Bu aynı zamanda  $F_{xt}(X_t | REER_t, VOL_t, ABIPI_t, M_t)$  olarak da gösterilebilir (Narayan, 2004: 8-9). Bu hipotezler



standart Wald veya F istatistiklerini kullanarak incelenebilir. F testi, (a) ARDL modelinde yer alan değişkenlerin I(0) veya I(1) olup olmadığına, (b) değişken sayısına, (c) ARDL modelinin bir sabit ve/ veya bir trend içeriyor olup olmadığına ve (d) örneklem büyüklüğüne bağlı olarak standart olmayan bir dağılıma sahiptir (Narayan, 2007: 1981; Pesaran vd., 2001: 290).

Eşbütünleşme testi için Pesaran vd. (2001) tarafından F istatistiği ile karşılaştırılacak olan iki kritik değer geliştirilmiştir. Alt kritik sınır, tüm değişkenlerin I(0) olduğunu varsaymaktadır. Bu, incelenen değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olmadığı anlamına gelmektedir. Üst kritik sınır, tüm değişkenlerin I(1) olduğunu varsayar, yani değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğunu gösterir. Hesaplanan F istatistiği üst kritik sınır değerinden daha büyük olduğunda  $H_0$  reddedilir (değişkenler eşbütünleşmiştir). F istatistiği alt kritik sınır değerinin altında ise,  $H_0$  reddedilemez (değişkenler arasında eşbütünleşme yoktur). Hesaplanan F istatistiği alt ve üst sınır arasında olduğunda ise, herhangi bir karar alınamamakta ve diğer eşbütünleşme testlerinin kullanılması önerilmektedir (Dritsakis, 2011: 11-12).

Eşbütünleşme ilişkisinin varlığının kanıtlanmasının ardından değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisini incelemek üzere tahmin edilecek olan ARDL modeli aşağıdaki gibidir:

$$\Delta LX_t = a_0 + \sum_{i=1}^m a_{1i} \Delta LX_{t-i} + \sum_{i=1}^n a_{2i} \Delta LREER_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{3i} \Delta VOL_{t-i} + \sum_{i=1}^r a_{4i} \Delta LABIPI_{t-i} + \sum_{i=1}^s a_{5i} \Delta LM_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.13)$$

#### 4.2. Hata Düzeltme Modeli

İkinci aşama olan uzun dönem katsayıların elde edilmesinden sonra ARDL sınır testi yaklaşımın üçüncü ve aynı zamanda son aşamasında ise değişkenler arasındaki kısa dönem ilişkisi için denklem (4.13)'teki değişkenlere ilişkin ARDL modelinin hata düzeltme versiyonu aşağıdaki gibidir:

$$\Delta LX_t = a_0 + \sum_{i=1}^m a_{1i} \Delta LX_{t-i} + \sum_{i=1}^n a_{4i} \Delta LREER_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{5i} \Delta VOL_{t-i} + \sum_{i=1}^r a_{2i} \Delta LABIPI_{t-i} + \sum_{i=1}^s a_{3i} \Delta LM_{t-i} + \theta ECM_{t-1} + u_t \quad (4.14)$$

ARDL modelinde seriler arasında uzun dönem tahmini yapıldıktan sonra, (4.14) numaralı denklemde gösterilen hata düzeltme modeli ile kısa dönem tahmini de yapılabilmektedir. Engle ve Granger (1987) tarafından geliştirilen hata düzeltme modelinde, uzun dönem modeli hata teriminin bir dönem gecikmeli değeri [ $ECM_{t-1}$ ], modele değişken olarak ilave edilmiştir. İlave edilen bu değişken ait  $\theta$  katsayısı kısa dönemdeki dengesizliğin ne kadarının uzun dönemde giderileceğini göstermekte ve bu katsayının negatif ve istatistiki olarak anlamlı çıkması beklenmektedir.  $\theta$  katsayısının

istatistiksel olarak anlamlı bulunması durumunda, değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkilerin geçerli olduğu sonucuna varılır. Dolayısıyla hata düzeltme modelinin çalışabilmesi için  $\theta$  katsayısının t istatistiğinin 2'den büyük olması ve  $\theta$  katsayısının -1 ile 0 arasında olması gereklidir.

## 5. Ampirik Bulgular

Döviz kuru volatilitésinin ihracat üzerindeki etkisinin incelendiği çalışmada, her bir değişkene ait zaman serisinin durağan olup olmadıkları durağan iseler hangi seviyede durağan oldukları daha önceden değinilmiş olan ADF, PP, KPSS ve Zivot-Andrews (ZA) birim kök testleriyle sınanmıştır. Bu test sonuçları Tablo 4.16 ve 4.17'de gösterilmiştir.

Tablo 4.16: ADF, PP ve KPSS Birim Kök Sınaması Sonuçları

Değişkenler	ADF Testi			PP Testi			KPSS Testi	
	Sabitsiz ve trendsiz	Sabitli	Sabitli ve Trendli	Sabitsiz ve trendsiz	Sabitli	Sabitli ve Trendli	Sabitli	Sabitli ve Trendli
LX	0.3033 (0.7728)	-1.1271 (0.7056)	-1.8534 (0.6757)	0.3372 (0.7819)	-1.1926 (0.6783)	-1.5915 (0.7941)	1.4753* [0.463]	0.2340* [0.146]
LM	0.2484 (0.7575)	-1.2087 (0.6713)	-2.1010 (0.5423)	0.6156 (0.8488)	-1.3993 (0.5826)	-1.2952 (0.8868)	1.6535* [0.463]	0.2402* [0.146]
LREER	0.6089 (0.8473)	-2.0025 (0.2858)	-0.8318 (0.9604)	0.3326 (0.7807)	-2.6616 (0.0822)	-2.4058 (0.3757)	1.3472* [0.463]	0.4568* [0.146]
LABIPI	0.7090 (0.8678)	-2.3619 (0.1537)	2.9969 (0.1351)	0.9532 (0.9096)	-2.0137 (0.2809)	-2.3736 (0.3925)	1.1774* [0.463]	0.2921* [0.146]
LVOL	-16.068* (0.0000)	-16.096* (0.0000)	-16.209* (0.0000)	-16.069* (0.0000)	-16.096* (0.0000)	-16.209* (0.0000)	0.2794 [0.463]	0.0343 [0.146]
$\Delta$ LX	-12.656* (0.0000)	-12.640* (0.0000)	-12.616* (0.0000)	-12.906* (0.0000)	-12.891* (0.0000)	-12.870* (0.0000)	0.1336 [0.463]	0.1322 [0.146]
$\Delta$ LM	-4.2769* (0.0000)	-4.2896* (0.0006)	-4.2770* (0.0040)	-16.782* (0.0000)	-16.778* (0.0000)	-16.778* (0.0000)	0.1661 [0.463]	0.1126 [0.146]
$\Delta$ LREER	-6.8896* (0.0000)	-6.9089* (0.0000)	-7.2205* (0.0000)	-10.680* (0.0000)	-10.653* (0.0000)	-10.663* (0.0000)	0.1931 [0.463]	0.0196 [0.146]
$\Delta$ LABIPI	-5.2783* (0.0000)	-5.3256* (0.0000)	-5.3230* (0.0001)	-17.388* (0.0000)	-17.410* (0.0000)	-17.393* (0.0000)	0.0719 [0.463]	0.0436 [0.146]

ADF testi için Akaike (AIC) bilgi kriteri, PP ve KPSS testi için de Newey-West bilgi kriteri kullanılmış olup uygun gecikme uzunluğu 12 olarak belirlenmiştir. Parantez içindeki değerler ADF ve PP testi için olasılık değerleri, köşeli parantez içindeki değerler ise KPSS testi için kritik değerleri göstermektedir. Ayrıca \*, 0.05 anlamlılık düzeyine göre sıfır hipotezinin reddedildiğini ifade etmektedir.

Volatilité haricinde diğer değişkenler, her üç model için hesaplanan ADF ve PP test istatistikleri %5 anlamlılık düzeyine göre Mackinnon kritik değerlerin mutlak değerlerinden küçük olduğu için  $H_0$  hipotezi kabul edilir. KPSS testinde her iki model için hesaplanan değer, mutlak değer olarak kritik değerlerden büyük olduğu için  $H_0$  hipotezi reddedilmektedir. Sonuç olarak, ADF, PP ve KPSS testlerinde bütün modeller için volatilité haricinde logaritması alınmış değişkenler durağan değildir. Ancak Tablo 4.16'da görüldüğü gibi, ilgili değişkenler düzey değerlerinde durağan değilken birinci dereceden farkları alındığında ise durağan hale gelmektedir. Dolayısıyla LX, LREER, LM ve LABIPI serilerinin I(1), LVOL serisinin ise I(0) olduğu kabul edilmiştir.

Tablo 4.17: Zivot - Andrews Birim Kök Testi Sonuçları

	Model A		Model C	
Değişkenlerin Düzey Değerleri	t-ist.	Kırılma Dönemi	t-ist.	Kırılma Dönemi
LX	-3.154	2008:08	-0.292	2008:08
LM	-3.607	2008:07	-3.640	2008:07
LREER	-2.940	2002:07	-5.017	2006:06
LABIPI	-3.552*	2008:09	-4.814*	2008:09
LVOL	-13.523 <sup>†</sup>	2001:01	-13.494 <sup>†</sup>	2001:01
	Model A		Model C	
Değişkenlerin Birinci Farkları	t-ist.	Kırılma Dönemi	t-ist.	Kırılma Dönemi
$\Delta$ LX	-7.774*	2008:07	-7.896*	2008:07
$\Delta$ LM	-5.386*	2008:07	-5.639*	2008:07
$\Delta$ LREER	-7.792*	2002:07	-7.741*	2002:08
$\Delta$ LABIPI	-7.845*	2009:02	-6.998*	2009:02

ADF testi için Akaike bilgi kriteri kullanılmış olup uygun gecikme uzunluğu 12 olarak belirlenmiştir. 0.05 anlamlılık düzeyine göre Zivot ve Andrews (1992: 258)'den alınan kritik değerler: Model A için, -4.80 ve Model C için, -5.08'dir. Ayrıca \*, serinin 0.05 anlamlılık düzeyinde durağan olduğunu göstermektedir.

ZA testi sonuçları incelendiğinde, LX, LM, LREER ve LABIPI değişkenleri 0.05 anlamlılık düzeylerinde birim kök içermektedir. Değişkenlerin birinci farkı alındığında, t istatistikleri kritik tablo değerlerinden büyük olduğundan durağan hale geldikleri ancak LVOL serisinin düzey değerinde durağan olduğu gözlenmektedir. Bu sonuçlar geleneksel birim kök testleri olan ADF, PP ve KPSS testi sonuçlarıyla uyuzmaktadır. Dolayısıyla yapısal kırılmayı dikkate alan ZA testi sonuçlarına göre; LX, LM, LREER ve LABIPI birinci dereceden durağan iken  $[I(1)]$ , LVOL ise sıfırıncı dereceden durağandır  $[I(0)]$ . Değişkenlerin kırılma dönemlerine bakıldığında ise, kırılma dönemleri ilgili dönemde gerçekleşmiş olan 2001 ve 2008 krizleri, 2002 genel seçim belirsizliği ve 2006 Mayıs-Haziran finansal dalgalanmaya denk gelmektedir. Son olarak, bu olaylar serilerde yapısal kırılmaya neden olmasına rağmen, bu durum LX, LM, LREER, LABIPI serilerinin birim kök içerdiği sonucunu değiştirmemiştir.

ADF, PP, KPSS ve ZA birim kök testi sonuçlarına göre çalışmada kullanılan serilerin farklı seviyede durağan çıkmaları nedeniyle seriler arasında eş bütünleşme ilişkisini araştırmak için ARDL sınır testi yaklaşımı kullanılmıştır:

### 5.1. ARDL Sınır Testi Yaklaşımı

İhracat ile onu etkilediği düşünülen değişkenler arasındaki uzun ve kısa dönem ilişkileri test etmek üzere ARDL-sınır testi yaklaşımı kullanılmıştır. Bunun için ilk olarak değişkenler arasında uzun dönem ilişkisi olup olmadığını belirlemek üzere sınır testi yapılacaktır. Tablo 4.18 sınır testi için uygun gecikme uzunluğunun seçimini göstermektedir. Serilerin aylık olması nedeniyle maksimum 12 gecikme dikkate

alınmış. Ancak en küçük AIC değerini ve Breusch-Godfrey testinin anlamlı olduğu gecikme, 9 olarak belirlenmiştir.

Tablo 4.18: Sınır Testi İçin Uygun Gecikme Uzunluğunun Seçimi

Gecikme Uzunluğu	AIC	Breusch-Godfrey Ardışık Bağımlılık Testi
1	-5.194493	2.361 [0.1244]
2	-5.195613	7.203 [0.0273]
3	-5.195399	5.845 [0.1194]
4	-5.194002	3.909 [0.4185]
5	-5.194002	6.771 [0.2382]
6	-5.194490	3.485 [0.7459]
7	-5.205954	4.953 [0.6657]
8	-5.205954	5.533 [0.6994]
<b>9</b>	<b>-5.193777</b>	<b>7.534 [0.5817]</b>
10	-5.193777	7.787 [0.6496]
11	-5.256648	8.261 [0.6897]
12	-5.327863	27.966 [0.0056]

Köşeli parantez içindeki değerler, Breusch-Godfrey Ardışık Bağımlılık testi olasılık değerlerini vermektedir.

9 gecikme uzunluğuna göre, modelde yer alan değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olmadığını ifade eden sıfır hipotezinin  $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5$  geçerliliğini test etmek üzere hesaplanan F-istatistik değeri Pesaran vd. (2001) tarafından söz konusu model için oluşturulan alt ve üst sınır değerleri ile karşılaştırılmıştır. Sınır testi sonuçları Tablo 4.19’da gösterilmiştir.

Tablo 4.19: Sınır Testi Sonuçları (9 gecikme için)

k=4	F istatistiği	Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)	Anlamlılık Düzeyi
	18.25392	3.74	5.06	0.01
		2.86	4.01	0.05
		2.45	3.52	0.10

k açıklayıcı değişken sayısını temsil etmektedir.

Hesaplanan F-istatistiği üst sınırın üzerinde yer alması durumunda seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğu, alt sınırın altında yer alması durumunda, eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı, alt ve üst sınırlar arasında yer alması durumunda ise eş bütünleşme hakkında herhangi bir yorum yapılamamaktadır. Tablo 4.19’da hesaplanan F-istatistiğinin Pesaran vd. (2001)’in üst sınırını aştığından ele alınan 5 değişken arasında %1, %5 ve %10 hata düzeyinde eşbütünleşme ilişkisi olduğu sonucuna varılabilir.

Değişkenler arasında uzun dönem ilişkisi olduğunun belirlenmesinin ardından ARDL yöntemi ile kısa ve uzun dönem ilişkiler belirlenebilir. Bu çerçevede değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkileri belirlemek amacıyla 9 olarak saptanan gecikme uzunluklarına göre ARDL modelinde yer alan değişkenler için uygun gecikme uzunlukları X için 4, REER için 0, VOL için 4, ABIPI için 0, M için 8 olarak belirlenmiş ve dolayısıyla en uygun ARDL modeli olarak ARDL(4,0,4,0,8) modeli

seçilmiş olup, uzun dönem ARDL modeli tahmin sonuçları ve tanımlayıcı istatistiklerin sonuçları Tablo 4.20’de verilmiştir.

Tablo 4.20: Uzun Dönem ARDL(4,0,4,0,8) Modeli Tahmin Sonuçları ve Tanısal Testler

Değişkenler	Katsayı	t değeri
LX(-1)	-0.050731	-0.790370
LX(-2)	-0.189006	-2.878935*
LX(-3)	-0.096798	-1.486912
LX(-4)	-0.122125	-1.833572***
LREER	-0.369846	2.427421**
LVOL	-0.128829	0.487112
LVOL(-1)	0.014961	-0.146143
LVOL(-2)	0.075114	-0.884757
LVOL(-3)	0.112117	-2.232892**
LVOL(-4)	-0.209687	2.458553**
LABIPI	0.854333	-3.874686*
LM	0.188124	8.198071*
LM(-1)	0.120054	4.424217*
LM(-2)	0.092556	3.136031*
LM(-3)	0.114633	3.671577*
LM(-4)	-0.107642	2.015217**
LM(-5)	-0.071886	1.451916
LM(-6)	-0.085785	-2.071936**
LM(-7)	-0.094068	-2.264785**
LM(-8)	-0.049916	-1.106235
C	0.035661	3.707219*
$R^2 = 0.5660$ F ist. (olasılık)=6.783 (0.0000)		
Tanısal Testler	Test İstatistiği	Olasılık değeri
Breusch-Godfrey LM testi [9]	7.534	[0.5817]
White Değişen varyans testi	250.160	[0.1724]
Ramsey Reset Testi [1]	1.501	[0.1346]
Normallik Testi	3.518	[0.1587]

\*, \*\* ve \*\*\* sırasıyla 0.01, 0.05 ve 0.10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir.

ARDL (4,0,4,0,8) modeli için yapılan tanısal test sonuçlarına bakıldığında, modelde Breusch-Godfrey LM [9 gecikme ile] testine göre otokorelasyon, White testine göre ise değişen varyans problemi bulunmadığı, Jarque-Bera testine göre hata teriminin normal dağılıma sahip olduğu ve ayrıca fonksiyonel form sınaması olan Ramsey Reset testine göre model kurma hatasının olmadığı görülmektedir. Buna göre model istikrar koşullarını sağlamaktadır.

### 5.1.1. Uzun Dönemli İlişki

Eşbütünleşme ilişkisinin varlığının kanıtlanmasının ardından değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisini incelemek üzere tahmin edilen ARDL(4,0,4,0,8) modeli uzun dönem katsayıları Tablo 4.21’de verilmiştir.

Tablo 4.21: Uzun dönem katsayıları

Değişkenler	Katsayı	t değeri
LREER	-0.253552	2.341**
LVOL	-0.093458	3.381*
LABIPI	0.585697	-3.836*
LM	0.072717	7.842*

\* ve \*\* sırasıyla 0.01 ve 0.05 anlamlılık düzeylerini göstermektedir.

Tablo 4.21'e göre, uzun dönem katsayıların tahmininde analizler değişkenlerin doğal logaritmaları ile gerçekleştirildiğinden burada yer alan katsayılar aynı zamanda değişkenlerin elastikiyetleri olarak da yorumlanmaktadır. Elde edilen sonuçlara göre reel efektif döviz kuru endeksinde %1 artış olması ihracat birim değer endeksinde %0.25 ve volatilitede %1 artış olması ihracatta %0.09 azalışa neden olurken, dış geliri temsil eden AB sanayi üretimi endeksinde %1 artış olması ihracatta %0.58 ve ithalat birim değer endeksinde %1 artış olması ihracatta %0.07'lik bir artışa yol açmaktadır. Bu sonuçlara göre, uzun dönemde ihracat birim değer endeksinin en çok etkileyen değişken AB sanayi üretimi endeksi ve sonrasında sırasıyla reel efektif döviz kuru endeksi ve döviz kuru volatilitesi gelmektedir. İthalatın ihracata etkisi ise oldukça sınırlı kalmıştır. Ayrıca katsayıların tümü istatistiksel olarak anlamlı olmakla birlikte uzun dönemli katsayılara göre AB sanayi üretimi endeksi ve ithalat ile ihracat arasında beklentiler dahilinde pozitif, reel efektif döviz kuru endeksi ve döviz kuru volatilitesi ile ihracat arasında ise negatif bir ilişki bulunmuş olması literatürdeki diğer çalışmalarla uyumludur.

## 5.2. Kısa Dönemli İlişki

ARDL modelinde seriler arasında uzun dönem tahmini yapıldıktan sonra, son aşama olarak (4.14) numaralı denklemde gösterilen hata düzeltme modeli ile kısa dönem tahmini de yapılabilmektedir.

Tablo 4.22: Hata Düzeltme ve Kısa Dönem Katsayıları

Değişkenler	Katsayı	t istatistiği
$\Delta$ LREER	-0.161798	-2.800 [0.0300]**
$\Delta$ LVOL	-0.069886	-3.367 [0.0144]**
$\Delta$ LABIPI	0.316359	2.142 [0.0782]**
$\Delta$ LM	0.041195	7.787 [0.0000]**
ECM(-1)	-0.083145	-3.782 [0.0002]**

\*, \*\* ve \*\*\* sırasıyla 0.01, 0.05 ve 0.10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir. Köşeli parantez içindeki değerler ilgili değişkenlerin olasılık değerlerini vermektedir.

ARDL(4,0,4,0,8) modeline dayalı (kısa dönem) hata düzeltme modeli sonuçları Tablo 4.22'de sunulmuştur.  $\Delta$ LREER,  $\Delta$ LVOL,  $\Delta$ LABIPI ve  $\Delta$ LM değişkenleri kısa dönemde nedensellik ilişkisini gösterirken ECM(-1) değişkeni ise uzun dönem nedensellik ilişkisini göstermektedir. Burada sınanacak hipotezler aşağıdaki gibidir:

$H_0$ : Reel döviz kurundan ihracata doğru bir nedensellik yoktur.

$H_0$ : Volatiliteden ihracata doğru bir nedensellik yoktur.

$H_0$ : AB sanayi üretim endeksinden ihracata doğru bir nedensellik yoktur.

$H_0$ : İthalattan ihracata doğru bir nedensellik yoktur.

$H_1$  hipotezi ise ilgili değişkenlerden ihracata doğru bir nedensellik yoktur şeklindedir. Tablo 4.22'den hareketle parantez içindeki değer reel döviz kuru, volatilité, AB sanayi üretim endeksi ve ithalat değişkenlerinin olasılık değerlerini vermektedir. Ve bu değer 0.05'ten küçük ise sıfır hipotezi reddedilmektedir. Söz konusu değişkenlerin hepsinin olasılık değerleri 0.05'ten küçük olduğu için hepsinden ihracata doğru kısa dönemde bir nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna varılmıştır.

Uzun dönem nedensellik ilişkisini gösteren ECM(-1) değişkeninin t istatistiği 2'den büyük olduğu için bağımsız değişkenler olan reel döviz kuru, volatilité, AB sanayi üretim endeksi, ve ithalattan bağımlı değişken olan ihracata doğru uzun dönem nedensellik ilişkisi vardır. t istatistiğinin 2'den büyük olmasının yanı sıra ECM(-1) katsayısının -1 ile 0 arasında olması koşullarının sağlanması ile hata düzeltme modeli mekanizmasının çalışma koşulları sağlanmıştır.

Kısa dönem sonuçlara göre, katsayıların işaretleri beklentilerle uyumlu ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Yani dış geliri temsil eden sanayi üretim endeksi ve ithalat, ihracatı uzun dönemde olduğu gibi kısa dönemde de pozitif etkiler iken aynı şekilde reel efektif döviz kuru ve döviz kuru volatilitesi de kısa dönemde ihracatı negatif etkilemektedir. Diğer yandan hata düzeltme terimi katsayısı (-0.08) ise beklenildiği üzere negatif işaretli ve istatistiki olarak anlamlı bulunmuştur. Buna göre ihracatta kısa dönemde meydana gelen şokların bir dönem sonra (1 ay sonra) 0.08'i düzeltilerek şokların etkisi yaklaşık 12 ay (1/0.083) içinde ortadan kalkacak ve uzun dönem dengesine yaklaşılacaktır.

## SONUÇ

Bu çalışmada 1995:01-2017:01 döneminde Türkiye ekonomisindeki döviz kuru volatilitésinin ihracat üzerine etkisini incelemek üzere; ihracat birim değeri endeksi, reel efektif döviz kuru, döviz kuru volatilitésini, AB sanayi üretim endeksi ve ithalat birim değeri endeksi verileri dikkate alınmıştır. Uygulama birinci bölüm olarak volatilitésinin ölçülmesi ve ikinci bölüm olarak döviz kuru volatilitésini ile ihracat arasındaki uzun ve kısa dönem ilişkileri inceleyen ARDL-sınır testi yaklaşımının kullanılması olmak üzere iki bölümden oluşmaktadır.

Öncelikle, reel efektif döviz kuru endeksinin volatilité yapısı koşullu değışen varyans modelleri ile incelenmiştir. Birinci farkı alınarak durağanlaştırılmış logaritmik seriyi modellemenin en yaygın yolu ARIMA modelleridir. Parametrelerin anlamlı olması, modelin F istatistiğinin anlamlı olması, determinasyon katsayısının yüksek olması, AIC ve SIC bilgi kriterlerinin düşük olması, olabilirlik oranının yüksek olması ve hata (kalıntı) kareler toplamının küçük olması dikkate alınarak ARIMA(1,1,2) modeli en uygun model seçilmiştir. En uygun model seçiminden sonra ARIMA(1,1,2) ortalama modelinden elde edilen hata terimlerinde ARCH etkisinin varlığını test eden ARCH-LM testi uygulanmıştır. Ve DLREER serisinde ARCH etkisinin varlığı kanıtlanmıştır. Yani modelde değışen varyans sorunu olduğu sonucuna varılmıştır.

Uygun ARCH türevi model belirlenirken, parametrelerin anlamlı olmasına, negatif olmama koşulu, toplamlarının 1'den küçük olma koşulu, asimetri parametresinin -1 ile +1 arasında olması ve güç parametresinin sıfırdan büyük olması koşullarını sağlayıp sağlamadıklarına ve son olarak ARCH etkisi içerip içermediği dikkate alınmıştır. Uygunluğu sınanan modellerden volatilité hesaplamalarında kullanılmak üzere uygun bulunanlar; GARCH(1,1) ve GJR-GARCH(1,1) olarak belirlenmiştir. Birden fazla modelin uygun model çıkması sonucu öngörü performansını belirlemek için RMSE, MAE, MAPE ve TIC kriterlerine göre karar verilebilir. Bir öngörü modelinde RMSE, MAE, MAPE ve TIC istatistikleri ne kadar küçük değeri alırsa, bu söz konusu modelin serinin volatilitésini o kadar iyi tahmin edeceği anlamına gelmektedir. Bu aşamada, en düşük RMSE ve MAPE kriteri GJR-GARCH(1,1) modeline, en düşük MAE ve TIC kriteri GARCH(1,1) modeline aittir. GARCH(1,1) modeli bir taraftan serilerdeki değışen varyansı modellemenin yanı sıra seri üzerindeki kaldıraç etkisini modellemekte yetersiz kaldığı için diğer taraftan da en düşük RMSE, MAPE ve en yüksek determinasyon katsayısı GJR-GARCH(1,1) modeline ait olduğu için en uygun model olarak GJR-GARCH(1,1) modeli belirlenmiştir.

Seçilen GJR-GARCH(1,1) modeline ilişkin yapılan bazı istatistiklerden hareketle, volatilitésinin tahmin edilebilir yapıda olduğu, diğer bir ifadeyle volatilitésinin çok büyük olmadığı ve piyasadaki olası bir şokun geçici nitelikte olduğu yani herhangi bir şokun etkisinin çok uzun sürmediği ve volatilité yarılanma süresinin yaklaşık 6 ay sürdüğü



dolayısıyla piyasada bir şok olması halinde piyasanın ancak 6 ay sonra eski hâline dönebileceği sonucuna varılmıştır. Ayrıca söz konusu modelin volatilité öngörüsüne göre, öngörü değerleri gerçekleşen volatilité değerleriyle birebir aynı olmasa da, onunla örtüşmekte ve volatilitédeki yükselme ve düşmeleri yakalayabilmektedir.

Uygulamanın ikinci bölümüne geçildiğinde ADF, PP, KPSS ve ZA birim kök testi sonuçlarına göre çalışmada kullanılan serilerin farklı seviyede durağan çıkmaları nedeniyle eşbütünleşme ilişkisini araştırmak için ARDL sınır testi uygulanmıştır. Serilerin aylık olması nedeniyle maksimum gecikme uzunluğu 12 olarak belirlenmiştir. Ancak en küçük AIC değeri ve Breusch-Godfrey testinin anlamlı olduğu gecikme 9 olarak seçilmiştir. ARDL sınır testi yaklaşımında öncelikli olarak değişkenler arasında uzun dönem ilişkisi olup olmadığını belirlemek üzere sınır testi yapılmış ve hesaplanan F-istatistiğinin Pesaran vd. (2001)'in üst sınırını aştığından ele alınan 5 değişken arasında %1, %5 ve %10 hata düzeyinde eşbütünleşme ilişkisi olduğu sonucuna varılmıştır.

Değişkenler arasında uzun dönem ilişkisi olduğunun belirlenmesinin ardından 9 olarak saptanan gecikme uzunluklarına göre en uygun ARDL modeli olarak ARDL(4,0,4,0,8) modeli seçilmiştir. ARDL(4,0,4,0,8) modeli için yapılan tanısıl test sonuçlarına göre, modelde otokorelasyon, değişen varyans problemi ve model kurma hatasının bulunmadığı ve hata teriminin normal dağılıma sahip olduğu gözlenmiştir. Dolayısıyla model istikrar koşullarını sağlamaktadır.

Eşbütünleşme ilişkisinin varlığının kanıtlanmasının ardından değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisini incelemek üzere tahmin edilen ARDL(4,0,4,0,8) modeli uzun dönem katsayılarına göre reel efektif döviz kuru endeksinde %1 artış olması ihracat birim değeri endeksinde %0.25 ve volatilitéde %1 artış olması ihracatta %0.09 azalışa neden olurken, dış geliri temsil eden AB sanayi üretimi endeksinde %1 artış olması ihracatta %0.58 ve ithalat birim değeri endeksinde %1 artış olması ihracatta %0.07'lik bir artışa yol açmaktadır. Bu sonuçlara göre, uzun dönemde ihracat birim değeri endeksinin en çok etkileyen değişken AB sanayi üretimi endeksi ve sonrasında sırasıyla reel efektif döviz kuru endeksi ve döviz kuru volatilitesi gelmektedir. İthalatın ihracata etkisi ise oldukça sınırlı kalmıştır. Ayrıca katsayıların tümü istatistiki olarak anlamlı olmakla birlikte uzun dönemli katsayılara göre AB sanayi üretimi endeksi ve ithalat ile ihracat arasında beklentiler dahilinde pozitif, reel efektif döviz kuru endeksi ve döviz kuru volatilitesi ile ihracat arasında ise negatif bir ilişki bulunmuş olması literatürdeki diğer çalışmalarla uyumludur.

ARDL modelinde seriler arasında uzun dönem tahmini yapıldıktan sonra, son aşama olarak hata düzeltme modeli ile kısa dönem tahminine göre, katsayıların işaretleri beklentilerle uyumlu ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Yani dış geliri temsil eden sanayi üretim endeksi ve ithalat, ihracatı uzun dönemde olduğu gibi kısa dönemde de pozitif etkiler iken aynı şekilde reel efektif döviz kuru endeksi ve döviz kuru

oynaklığı da kısa dönemde ihracatı negatif etkilemektedir. Ayrıca uzun dönemde olduğu gibi kısa dönemde de ihracatı en fazla etkileyen değişken AB sanayi üretim endeksidir. Diğer yandan hata düzeltme terimi katsayısı (-0.08) ise beklenildiği üzere negatif işaretli ve istatistiki olarak anlamlı bulunmuştur. Buna göre ihracatta kısa dönemde meydana gelen şokların bir dönem sonra 0.08'i düzeltilerek şokların etkisi yaklaşık 12 ay içinde ortadan kalkacak ve uzun dönem dengesine yaklaşılabilecektir. Bu durum, modelin uzun dönem dengesine ayarlanma hızının düşük olduğunu göstermektedir.

Son olarak döviz kuru volatilitesi ile ihracat arasındaki ilişkiye yönelik literatürde genişçe yer bulan negatif hipotez, bu çalışma ile de desteklenmiştir. Yüksek döviz kuru volatilitesi, döviz kurunun ticaret sözleşmesi sırasında üzerinde anlaşma yapılması ancak gelecekteki teslimatın gerçekleşene kadar ödeme yapılmamasından dolayı bu durum riskten kaçınan tüccarlar için daha yüksek maliyet ve daha az dış ticarete neden olur. Döviz kurundaki değişikliklerin önceden öngörülebilmesi durumunda, bu elde edilecek karlarla (kazanç) ilgili bir belirsizlik yaratır ve dolayısıyla uluslararası ticaretin faydalarını azaltarak ihracatın ve dış ticaret hacminin olumsuz etkilenmesine neden olur.

## KAYNAKLAR

ABBEY J.L.S, (2001), “Nominal and Real Exchange Rate Volatility”, Centre for Policy Analysis, Accra.

ACAR Fatih, (2013) “Türkiye Ekonomisine Genel Bakış (2001 - 2013)”, ÇSGB Çalışma Dünyası Dergisi, Cilt: 1, Sayı: 2, Ekim-Aralık 2013, ss. 15-32.

AKAR Cüneyt, (2006), “Finansal Piyasalarda Volatilité: İMKB Örneđi”, Uludağ Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İşletme Anabilim Dalı, (Yayımlanmamış Doktora Tezi), Bursa.

AKEL Veli, (2011), *Kriz Dönemlerinde Finansal Piyasalar Arasındaki Volatilité Yayılma Etkisi*, Detay Yayıncılık, Ankara.

AKSU Tuğba, (2006), “Gecelik Faiz Oranlarının Volatilitésini Modellenmesinde Asimetrik GARCH Modelleri”, Marmara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Ekonometri Anabilim Dalı Ekonometri Bilim Dalı, (Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi), İstanbul.

ALI Ghulam, (2013), “EGARCH, GJR-GARCH, TGARCH, AVGARCH, NGARCH, IGARCH and APARCH Models for Pathogens at Marine Recreational Sites”, Journal of Statistical and Econometric Methods, vol. 2, no.3, ss. 57-73.

ALSTERLIND Jan, (2006), “Effective Exchange Rates – Theory and Practice”, Economic Review, 1/2006, ss. 58-77.

ARSLAN Filiz, (2009), “ISO İlk 500’de 1993-2007 Yılları Arasında Yer Alan ve Borsada İşlem Gören Firmaların Aylık Getirileriyle ARCH-GARCH Modellerini Kullanarak Volatilité Hesabının Yapılması”, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Ekonometri Anabilim Dalı, (Yayımlanmamış Yüksek Lisans), İstanbul.

AUBOIN Marc ve RUTA Michele, (2011), “The Relationship Between Exchange Rates and International Trade: A Review of Economic Literature”, Staff Working Paper ERSD, ss. 1-28.

AYHAN Fatih, (2016), “Döviz Kuru Oynaklığı, Dış Ticaret ve İstihdam İlişkisi: Türkiye Uygulaması”, Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Ana Bilim Dalı İktisat Bilim Dalı, (Yayımlanmamış Doktora Tezi), Konya.

AZID Toseef, JAMIL Muhammad ve KOUSAR Aneela, (2005), “Impact of Exchange Rate Volatility on Growth and Economic Performance: A Case Study of Pakistan, 1973–2003”, The Pakistan Development Review, Pakistan, ss. 749-775.

Bağımsız Sosyal Bilimciler - İktisat Grubu, (2001), “Güçlü Ekonomiye Geçiş Programı Üzerine Değerlendirmeler”, Mülkiye Dergisi, Cilt 25, Sayı 229, ss. 11-70.

BARIŞIK Salih ve ELMAS Demircioğlu, (2006), “Türkiye’de Döviz Kuru Rejimi, Konvertibilite, İhracat-İthalat İlişkisi (1980-2001)”, Zonguldak Karaelmas Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, Cilt 2, Sayı 3, ss.71-84.

BECKETTİ Sean ve SELTON H. Gordon, (1989), “Has Financial Market Volatility Increased?”, Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review June, ss. 17-30.

BİLKUR TÜRKEL J. Zeynep, (2014), “Sözlü Döviz Müdahalelerinin Döviz Kuru Üzerindeki Etkisi: Türkiye Örneği”, (Uzmanlık Yeterlik Tezi), TCMB, Ankara.

BOLLERSLEV Tim, ENGLE F. Robert ve NELSON B. Daniel, (1994), “ARCH Models”, Handbook Of Econometrics, Edited By R. F. Engle, 4: ss. 2959-3038.

BONSER - NEAL Catherine, (1996), “Does Central Bank Intervention Stabilize Foreign Exchange Rates?”, Economic Review, First Quarter, Federal Reserve Bank Of Kansas City, ss. 43-57.

BOYKORAYEV Bahodirjon, (2008), “Factors That Determine Nominal Exchange Rates and Empirical Evidence Of Cross-Sectional Analysis”, Aarhus School of Business, (Master Thesis), Denmark.

BOX E.P. George ve JENKINS M. Gwilym, (1976), *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, 2nd ed., San Francisco: Holden-Day.

CARBAUGH J. Robert, *International Economics*, 12. b., South-Western Cengage Learning, Mason-Ohio, 2009.

CİĞERLİOĞLU Oğuz, (2007), “Reel Döviz Kuru, İhracat ve İthalat Arasındaki İlişki: Türkiye Örneği 1982-2005”, Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Anabilim Dalı, (Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi), Erzurum.

CÔTÉ Agathe, (1994), “Exchange Rate Volatility and Trade: A Survey”, Working Paper 94-5, Bank of Canada, ss. 1-28.

DALY Kevin, (2007), “Financial Volatility: Issues and Measuring Techniques”, School of Economics and Finance, University of Western Sydney, Australia, ss. 2378-2393.

DARVAS Zsolt, (2012), “Real Effective Exchange Rates For 178 Countries: A New Database”, Bruegel Working Paper, 2012/06, ss. 1-34.

DEMİRCİOĞLU Mehtap, (2009), “Döviz Kuru Politikaları ve Dış Ticaret 1980 Sonrası Türkiye Örneği”, Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Anabilim Dalı Genel İktisat Programı, (Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi), İzmir.

DLAMİNİ P. Bongani, (2014), “Exchange Rate Volatility and its Effect on Macroeconomic Management in Swaziland”, Final Report, Central Bank Of Swaziland, ss. 1-62.

DOMAÇ İlker ve MENDOZA Alfonso, (2002), “Is There Room for Forex Interventions under Inflation Targeting Framework? Evidence from Mexico and Turkey”, ss. 1-33.

DOMINGUEZ M. Kathryn, (1998), “Central Bank Intervention and Exchange Rate Volatility”, Journal of International Money and Finance, USA, ss. 161-190.

DORNBUSCH Rudiger ve FISCHER Stanley, *Macro-Economics*, McGraw-Hill Book Company, New York, 1987.

DRITSAKIS Nikolaos, (2011), “Demand for money in Hungary: An ARDL Approach”, University of Macedonia Economics and Social Sciences, GREECE, ss. 1-28.

EDWARDS Sebastian ve SAVASTANO A. Miguel, (1999), “Exchange Rates In Emerging Economies: What Do We Know? What Do We Need To Know?”, National Bureau Of Economic Research Working Paper, No: 7228, Massachusetts Avenue Cambridge, ss. 2-74.

EĞİLMEZ Mahfi, (2012), “Kur Rejimleri ve Türkiye Uygulaması”, <http://www.mahfiegilmez.com/2012/10/kur-rejimleri-ve-turkiye-uygulamas.html>, Erişim Tarihi: 03.09.2016.

EĞİLMEZ Mahfi ve KUMCU Ercan, (2005), *Ekonomi Politikası Teori ve Türkiye Uygulaması*, 9.b., Remzi Kitabevi, İstanbul.

EKEN H. Mehmet, (2009), “Dünya'da Finans Krizi – Türkiye'de Ekonomik Kriz”.

ELLIS Luci, (2001), “Measuring The Real Exchange Rate: Pitfalls and Practicalities”, Research Discussion Paper, Economic Research Department Reserve Bank of Australia, August 2001, ss. 1-36.

ENDERS Walter, (2004), *Applied Econometric Time Series*, 2.b., NewYork, Wiley.

ENGEL Charles ve HAKKIO S. Craig, (1993), “Exchange Rate Regimes and Volatility”, Economic Review- Third Quarter, Federal Reserve Bank of Kansas City, ss. 43-58.

ENGLE F. Robert ve PATTON J. Andrew, (2001), “What Good is a Volatility Model?”, Quantitative Finance, Cilt. 1 (2), ss. 237-245.

ERTUĞRUL H. Murat, (2012), “Türkiye’de Döviz Kuru Volatilitesi ve Enflasyon İlişkisi”, Hacettepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Anabilim Dalı, (Yayımlanmamış Doktora Tezi), Ankara.

ERTÜRK Emin, (1994), *Döviz Ekonomisi*, Der Yayınları.

ERTÜRK Emin, (2001), *Uluslararası İktisat Teori ve Politika*, Alfa Yayınları, 2.b., İstanbul.

ERYILMAZ Filiz, (2015), “Modelling Stock Market Volatility: The Case of BIST-100”, Annals of the Constantin Brâncuși University of Târgu Jiu, Economy Series, Issue 5/2015, ss.37-47.

FLOOD P. Robert ve ROSE K. Andrew, (1999), “Understanding Exchange Rate Volatility without the Contrivance of Macroeconomic”, Vol. 109, No. 459, The Economic Journal, Wiley on behalf of the Royal Economic Society, ss. 1-18.

FRANK H. Robert ve BERNANKE S. Ben, (1990), *Principles of Macro Economics*, 2.b.

FRENKEL A. Jacop ve GOLDSTEIN Morris, (1989), “A Guide To Target Zones,” National Bureau of Economic Research Working Papers, No: 2113, Massachusetts Avenue Cambridge, ss. 1-65.

HACIEVLİYAGİL Nuri, (2015), “Döviz Kurunun Temel Makro Değişkenlerle İlişkisi Türkiye ve Brics Ülkeleri Karşılaştırması”, Süleyman Demirel Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İşletme Ana Bilim Dalı, (Yayımlanmamış Doktora Tezi), Isparta.

HAUSMANN Ricardo, PANIZZA Ugo ve RIGOBON Roberto, (2004), “The Long-Run Volatility Puzzle Of The Real Exchange Rate”, National Bureau Of Economic Research Working Paper, No: 10751, Massachusetts Avenue Cambridge, ss. 1-41.

HEPAKTAN C. Erdem, ÇINAR Serkan ve DÜNDAR Özlem, (2011), “Türkiye’de Uygulanan Döviz Kuru Sistemlerinin Dış Ticaret İle İlişkisi”, Akademik Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi, Cilt 3, Sayı 5, Kasım 2011, ss. 62-82.

HERACLEOUS S. Maria, (2003), “Volatility Modeling Using the Student’s t Distribution”, Faculty of the Virginia Polytechnic Institute and State University, Virginia, ss. 1-163.

HODGE Duncan, (2005), “The Effect of Exchange Rate Volatility on Trade and Employment: A Brief Review of the Literature”, Employment Growth & Development Initiative Human Sciences Research Council, ss. 5-17.

HOOK L. Siong ve BOON T. Hui, (2000), “Real Exchange Rate Volatility and Malaysian Exports to its Major Trading Partners”, Working Paper 6, Universiti Putra Malaysia.

GARNER C. Alan, (1986), “Does Interest Rate Volatility Affect Money Demand?”, Economic Review, Federal Reserve Bank of Kansas City, ss. 25-37.

GAYĞUSUZ Filiz, (2008), “Hisse Senedi Piyasa Volatilitesi ve İşlem Hacmi İle İlişkisi”, Uludağ Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Ana Bilim Dalı İktisat Politikası Bilim Dalı, (Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi), Bursa.

GRABBE J. Orlin, (2001), “Chaos and Fractals in Financial Markets: Grow Brain and the Flooding of the Nile”, Laissez Faire City Times, Cilt.5, ss. 1-7.

GRAUWE D. Paul, (1989), *International Money Post-War Trends and Theories*, Clarendon Press, Oxford.

GÜNAY Samet, (2014), “Yapısal Kırılmalar Dahilinde Bist-100 Endeksi Volatilitésinin Uzun Dönemli Bellek Analizi”, Journal of Yasar University, ss. 6299-6314.

GÜNEŞ Hurşit ve SALTOĞLU Burak, (1998), *İMKB Getiri Volatilitésinin Makroekonomik Konjonktür Bağlamında İrdelenmesi*, İMKB Yayınları, İstanbul.

GÜRAN Nevzat, (1987), *Döviz Kuru sistemleri ve Ekonomik Denge*, Kavram Matbaası, İzmir.

İYİBOZKURT M. Erol, (2001), *Uluslararası İktisat*, Gözden Geçirilmiş ve Genişletilmiş 4. Baskı, Ezgi Kitabevi Yayınları, Bursa.

KANALICI AKAY Hülya ve NARGELEÇEKENLER Mehmet, (2006), “Finansal Piyasa Volatilitesi ve Ekonomi”, Ankara Üniversitesi SBF Dergisi, 61-4, Ankara, ss. 6-36.

KARAGÖZ Hakan, (2009), “Döviz Kuru Dış Ticaret İlişkisi”, Konya Ticaret Odası Yayınları, Konya.

KARDAŞLAR Ahmet, (2013), “Döviz Kuru İle Makroekonomik Büyüklükler Arasındaki İlişki: Türkiye Üzerine Bir Uygulama”, Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Anabilim Dalı, (Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi), Adana.

KARLUK S. Rıdvan, (1984), *Uluslararası Ekonomi Teori, Politik, Sistem, Kurumlar*, Bilim Teknik Yayınevi, İstanbul.

KARLUK Rıdvan, (2005), *Cumhuriyetin İlanından Günümüze Türkiye Ekonomisi'nde Yapısal Dönüşüm*, 10.b., Beta Basım Yayım Dağıtım, İstanbul.

KASMAN Adnan ve KASMAN Saadet, (2005), “Reel Efektif Döviz Kurunun İhracat Arzı Üzerine Etkisi”, Öneri Marmara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, Cilt 6,Sayı 23, ss.197-203.

KAYA Emre, (2009), ‘‘Dviz Kuru Rejimlerinin EURO’ya Geiteki Rol’’, Uzmanlık Yeterlilik Tezi, TCMB İletiim ve Dı İlikiler Genel Mdrlg, Ankara.

KAYALIDERE Koray, (2013), *Volatilite Tahmin Modelleri ve Performanslarının lm Hisse Senedi Piyasalarında Bir Uygulama*, Gazi Kitabevi, Ankara.

KESKİN Őevki, (2009), ‘‘Dviz Kuru Politikaları - Dı Ticaret Hadleri İlikisi Trkiye Uygulaması (1984–2007)’’, Dumlupınar niversitesi Sosyal Bilimler Enstits İktisat Anabilim Dalı, (Yayımlanmamı Yksek Lisans Tezi), Ktahya.

KLEIN J. John, (1978), *Money and the Economy*, Harcourt Brace Jovanovich, New York.

KSE Nezir, AY Ahmet ve TOPALLI Nurgn, (2008), ‘‘Dviz Kuru Oynaklıđının İhracata Etkisi: Trkiye rneđi (1995–2008)’’, Gazi niversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakltesi Dergisi, 10 / 2, 2008, ss. 25-45.

KRUEGER O. Anne, (1983), *Exchange-Rate Determination*, Cambridge University Press, Australia.

KRUGMAN R. Paul ve OBSTFELD Maurice, (1997), *International Economics, Theory and Policy*, 4.b.

LAACKONEN Helina ve LANNE Markku, (2008), ‘‘Asymmetric News Eects on Exchange Rate Volatility: Good vs. Bad News in Good vs. Bad Times’’, ss. 1-40.

LIPSEY G. Richard, STEINER O. Peter, PURVIS D. Douglas ve COURANT N. Paul, *Economics*, Harper&Row Publishers, 9.b., 1990

MCKINNON I. Ronald ve OHNO Kenichi, (1997), *Dollar and Yen, Resolving Economic Conflict Between The United States and Japan*, MIT Pres.

MAZIBAŐ Murat, (2005), ‘‘İMKB Piyasalarındaki Volatilitenin Modellenmesi ve ngrlmesi: Asimetrik GARCH Modelleriyle Bir Uygulama’’ BDDK Yayınları, ss. 1-29.

MCKENZIE D. Michael, (1999), ‘‘The Impact of Exchange Rate Volatility on International Trade Flows’’, Journal Of Economic Surveys, 13(1), ss. 71-106.

MULLINS E. Gary, (2000), ‘‘Stock Market Volatility: Measures and Results’’, Central Wisconsin Research Bureau, United States of America.

MUSYOKI Danson, POKHARİYAL P. Ganesh ve PUNDO Moses, (2012), ‘‘The Impact of Real Exchange Rate Volatility on Economic Growth: Kenyan Evidence’’, Volume 7, Issue 1, BEH - Business and Economic Horizons, ss. 59-75.



MÜSLÜMOV Alövsat, HASANOV Mübariz ve ÖZYILDIRIM Cenktan, (2002), “Döviz Kuru Sistemleri ve Türkiye’de Uygulanan Döviz Kuru Sistemlerinin Ekonomiye Etkileri”, TÜGIAD Ekonomi Ödülleri, Bilimsel Eser Yarışması Birincilik Ödülü.

NARAYAN K. Paresh, (2004a), “Reformulating Critical values for the Bounds F-statistics Approach to Cointegration: An Application to the Tourism Demand Model for Fiji”, Department of Economics Discussion Papers No. 02/04, Monash University, Australia, ss. 1-32.

NARAYAN K. Paresh ve SMYTH Russell, (2006), “What Determines Migration Flows From Low-Income to High-Income Countries? An Empirical Investigation Of Fiji–U.S. Migration 1972–2001”, Contemporary Economic Policy, vol. 24, No.2, ss. 332-342.

NARAYAN K. Paresh, (2007), “The Saving and Investment Nexus for China: Evidence From Cointegration Tests”, Griffith Business School, Department of Accounting, Finance and Economics, Gold Coast Campus, Griffith University, PMB 50 Gold Coast MC, Queensland 9726, Australia, ss. 1979-1990.

NELSON B. Daniel, (1996), “Modelling Stock Market Volatility Changes”, ed. Peter H. Rossi, Modelling Stock Market Volatility, Academic Press, London, ss. 3-15.

ODABAŞI Yavuz, (2011), “Döviz Kuru Volatilitésinin İhracat Üzerindeki Etkisi ve İleriye Dönük Volatilité Tahmini: Türkiye İçin Bir Uygulama”, Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Anabilim Dalı, (Yayımlanmamış Doktora Tezi), Kütahya.

ORDU F. Cem, (2013), “Döviz Kuru Dış Ticaret İlişkisi: Türkiye Örneği”, Adnan Menderes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Anabilim Dalı, (Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi), Aydın.

ÖZ Sumru, Reel Döviz Kuru ve Dış Ticaret, [http://eaf.ku.edu.tr/sites/eaf.ku.edu.tr/files/eaf\\_pn1103.pdf](http://eaf.ku.edu.tr/sites/eaf.ku.edu.tr/files/eaf_pn1103.pdf) Erişim Tarihi: 05.09.2016.

ÖZÇAM Mustafa, (2004), “Döviz Kuru Politikaları ve Türkiye’de Döviz Kuru Oynaklığının Etkileşimleri”, Sermaye Piyasası Kurulu Araştırma Raporu (Kamuya Açık).

ÖZTÜRK İlhan, (2006), “Exchange Rate Volatility and Trade: A Literature Survey”, International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies, 3(1), ss. 85-102.

PAYA Merih, (2002), *Para Teorisi ve Para Politikası*, 3.b., Filiz Kitabevi, İstanbul.

PENTECOST J. Eric, (1993), *Exchange Rate Dynamics*, Edward Elgar, Hants.

PESARAN M. Hashem - SHIN Yongcheol, (1999), “An Autodistributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis”, in (ed) S Strom, *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Cambridge University Press, Cambridge, ss. 370-413.

PESARAN M. Hashem, SHIN Yongcheol ve SMITH J. Richard, (2001), “Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships”, *Journal of Applied Econometrics*, ss. 289-326.

PUGEL A. Thomas, (2012), *International Economics*, McGraw-Hill, New York.

RUIZ V. Natàlia, (2014), “Volatility in Financial Markets: The Impact of the Global Financial Crisis”, *Facultat D’economia I Empresa Departament D’econometria, Estadística I Economia Espanyola*, Universitat de Barcelona.

SALVATORE Dominick, (1987), *Uluslararası İktisat Teori ve Problemler*, çev. Tamer İşgüden, Bilim Teknik Yayınevi, İstanbul.

SARI Aydın, (2009), “Vadeli İşlem Piyasalarındaki İşlem Hacminin Spot Piyasadaki Volatilite Üzerine Etkileri ve İMKB 30 Uygulaması”, *Marmara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İşletme Anabilim Dalı Finansal Piyasalar ve Yatırım Yönetimi Bilim Dalı*, (Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi), İstanbul.

SAYGILI Hülya, SAYGILI Mesut ve YILMAZ Gökhan, (2010), “Türkiye İçin Yeni Reel Efektif Döviz Kuru Endeksleri”, *TCMB Çalışma Tebliği No: 10/12*.

SCHILLER R. Bradley, (1991), *The Macro Economy Today*, 5.b., McGraw-Hill, New York.

SCHWERT G. William, (1990), “Stock Market Volatility”, *Financial Analysts Journal*, ss. 23-34.

SCHWERT G. William, (1997), “Stock Market Volatility: Ten Years after the Crash”, *Brookings- Wharton Papers on Financial Services*, ss. 65-114.

SEVÜKTEKİN Mustafa ve NARGELEÇEKENLER Mehmet, (2006), “İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Getiri Volatilitésinin Modellenmesi ve Önraporlanması”, *Cilt 61, Sayı 4*, ss. 243-265.

SEVÜKTEKİN Mustafa ve ÇINAR Mehmet, (2017), *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi EViews Uygulamalı*, Gözden Geçirilmiş 5. baskı, Dora Yayınevi, Bursa.

SEYİDOĞLU Halil, (2002), *Ekonomik Terimler: Ansiklopedik Sözlük*, Gizem Yayınları, İstanbul.

SEYİDOĞLU Halil, (2003), *Uluslararası İktisat Teori Politika ve Uygulama*, 15.b., Gizem Can Yayınları, İstanbul.

SEWELL Martin, (2011), “Characterization of Financial Time Series”, UCL Department Of Computer Science, ss. 1-35.

SHILLER J. Robert, (1988), “Causes of Changing Financial Market Volatility”, Financial Market Volatility, Federal Reserve Bank of Kansas City, ss. 1-22.

SILL Keith, (1996), “The Cyclical Volatility of Interest Rates”, Business Review, Federal Reserve Bank of Philadelphia, ss. 15-29.

STANČÍK Juraj, (2007), “Determinants of Exchange-Rate Volatility: The Case of the New EU Members”, Finance a úvér - Czech Journal of Economics and Finance, cerge-ei prague czech republic, ss. 414-432.

STIGLITZ E. Joseph, (1990), “Symposium on Bubbles”, The Journal of Economic Perspectives, Vol. 4, No. 2, ss. 13-18.

ŞAMILOĞLU Famil, (2001), “Türkiye’nin Güçlü Ekonomiye Geçiş Programı Üzerine Bir Değerlendirme”, Niğde Üniversitesi Aksaray İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Mali Çözüm, İSMMMÖ,ss. 1-7.

TAPŞIN Gülçin ve KARABULUT A. Tuğba, (2013), “Reel Döviz Kuru, İthalat ve İhracat Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği”, Akdeniz İİBF Dergisi, Sayı 26, ss. 190-205.

TOBB, Ekonomik Rapor, 2009-2015.

TSAY S. Ruey, (2005), *Analysis of Financial Time Series*, 2.b., Hoboken, New Jersey: Wiley-Interscience.

TUNAY K. Batu, (2008), “Türkiye’de Merkez Bankası Müdahalelerinin Döviz Kurlarının Oynaklığına Etkileri”, BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar, Cilt:2, Sayı:2, ss. 77-111.

Türkiye Cumhuriyeti Katılım Öncesi Ekonomik Program, <http://www.kalkinma.gov.tr/Pages/KatilimOncesiEkonomikProgramlar.aspx>, Ankara, Ekim 2001, Erişim tarihi: 06.09.2016.

TÜRKYILMAZ Serpil, ÖZER Mustafa ve KUTLU Erol, (2007), “Döviz Kuru Oynaklığı ile İthalat ve İhracat Arasındaki İlişkilerin Zaman Serisi Analizi”, Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi Cilt: 7, Sayı: 2, ss. 133-150.

UTKULU Utku, (2001), “Türkiye’de Dış Açıkların Belirleyicileri: Ekonometrik Bir İnceleme,” Dokuz Eylül Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi, Cilt: 16, Sayı: 2., İzmir, ss. 113-132.

ÜNSAL Erdal, (2005), *Uluslararası İktisat Teori, Politika ve Açık Ekonomi Makro İktisadi*, İmaj Yayınevi, Ankara.

WALSTAD B. William ve BINGHAM C. Robert, (1996), *Study Guide to Accompany McConnell and Brue: Macroeconomics*, 13.b.

WALTHER Ted, (2002), *Dünya Ekonomisi*, çev. Ünal Çağlar, Alfa Yayınları, İstanbul.

WILLIAMSON D. Stephen, (2011), *Macroeconomics*, 4.b., Addison-Wesley, Boston.

YÜKSEL Cihan, ‘‘Maliye Politikası’’, MÜ İİBF Çalışma Ekonomisi ve Endüstri İlişkileri Bölümü, Özet Ders Notları (Yayınlanmamış).

ZIVOT Eric ve ANDREWS W.K. Donald, (1992), ‘‘Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit Root Hypothesis, *Journal of Business & Economic Statistics*, July 1992, Vol. 10, No. 3, ss. 251-270.

<http://www.tcmb.gov.tr>, ‘‘Reel Efektif Döviz Kuru İçin Metodolojik Açıklama’’, Erişim tarihi: 10.07.2016.

## ULUDAĞ ÜNİVERSİTESİ

## TEZ ÇOĞALTMA VE ELEKTRONİK YAYIMLAMA İZİN FORMU

Yazar Adı Soyadı	Rümeysa Çelik
Tez Adı	Döviz Kuru Volatilitésin İhracat Üzerine Etkisi
Enstitü	Sosyal Bilimler Enstitüsü
Anabilim Dalı	Ekonometri
Tez Türü	Yüksek Lisans
Tez Danışmanı	<i>Prof. Dr. Mustafa SEVÜKTEKİN</i>
Çoğaltma (Fotokopi Çekim) izni	<input type="checkbox"/> Tezimden fotokopi çekilmesine izin veriyorum <input type="checkbox"/> Tezimin sadece içindekiler, özet, kaynakça ve içeriğinin % 10 bölümünün fotokopi çekilmesine izin veriyorum <input checked="" type="checkbox"/> Tezimden fotokopi çekilmesine izin vermiyorum
Yayımlama izni	<input type="checkbox"/> Tezimin elektronik ortamda yayımlanmasına izin Veriyorum

Hazırlamış olduğum tezimin belirttiğim hususlar dikkate alınarak, fikri mülkiyet haklarım saklı kalmak üzere Uludağ Üniversitesi Kütüphane ve Dokümantasyon Daire Başkanlığı tarafından hizmete sunulmasına izin verdiğimi beyan ederim.

Tarih : 23.06.2017

İmza : 