

T.C.
İSTANBUL ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
İKTİSAT ANA BİLİM DALI
İKTİSAT TEORİSİ BİLİM DALI

YÜKSEK LİSANS TEZİ

TÜRKİYE’DE REEL DÖVİZ KURU
OYNAKLIĞININ GENÇ İŞSİZLİĞE ETKİSİ

BESİM ARDA

2501190349

TEZ DANIŞMANI

PROF. DR. AYDAN KANSU

İSTANBUL-2022

ÖZ

TÜRKİYE’DE REEL DÖVİZ KURU OYNAKLIĞININ GENÇ İŞSİZLİĞE ETKİSİ

BESİM ARDA

Bu çalışma 2005.01-2021.12 dönemi boyunca reel döviz kurunda yaşanan oynaklığın genç işsizlikle arasındaki ilişkiye odaklanmaktadır. Söz konusu dönem boyunca Türkiye’de kurda oynaklığın yaşanmasının ardından işsizlik oranlarının ekonomi açısından yüksek boyutlara ulaştığı gözlemlenmesine rağmen literatürde yapılan çalışmaların sayısı dikkate alındığında bu konuda yeterince çalışma yapılmadığı fark edilmiştir.

Ele alınan dönem boyunca kurda oynaklığın tahmini için ARCH(1), GARCH(1,1), TARCH(1,1), EGARCH(1,1) modelleri kurulmuş ve bu modeller arasından çeşitli kriterlere ve koşullara göre en uygun modelin EGARCH(1,1) olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu modelden elde edilen sonuçlara göre kurda yaşanan büyük bir şokun geçici nitelikte olduğu ve yaklaşık 35 gün sonra yarılandığı gözlemlenmiştir. Döviz kurundaki oynaklık tahmin edildikten sonra genç işsizlikle kurda oynaklık arasındaki eş bütünleşme ilişkisinin varlığı Pesaran v.d. (2001) tarafından geliştirilen ARDL sınır testi kullanılarak incelenmiştir.

Bu çalışmanın genel sonucunda, söz konusu dönemde reel döviz kuru oynaklığıyla genç işsizlik arasında bir eş bütünleşme ilişkisinin olmadığı görülmüştür. Değişkenler arasında uzun dönemli ilişki olmadığı belirlendikten sonra reel döviz kuru oynaklığıyla genç işsizlik arasındaki sebep-sonuç ilişkisinin varlığı araştırılmıştır. Pairwise Granger nedensellik testinin sonucuna göre reel döviz kuru oynaklığından genç işsizliğe doğru tek yönlü bir Granger nedensellik ilişkisinin olduğu bulunmuştur.

Anahtar Sözcükler: Döviz Kuru Oynaklığı, Genç İşsizlik, EGARCH, ARDL, Granger Nedensellik

ABSTRACT

THE EFFECT OF REAL EXCHANGE RATE VOLATILITY ON YOUTH UNEMPLOYMENT IN TURKEY

BESİM ARDA

This study focuses on the relationship between real exchange rate volatility and youth unemployment during the period 2005.01-2021.12 in Turkey. Although it was that unemployment rates reached high levels in terms of economy after the volatility in the exchange rate during the said period, considering the number of studies in the literature, it was noticed that there was not enough study on this subject.

ARCH(1), GARCH(1,1), TARCH(1,1), EGARCH(1,1) were established for the estimation exchange rate volatility throughout the period under consideration, and EGARCH(1,1) was the most suitable model these models according to various criteria. According to the results obtained from this model, it was observed that a major shock in the exchange rate was temporary and was halved after approximately 35 days. After estimating the volatility, the existence of a cointegrating relationship between youth unemployment and exchange rate volatility Peseran et al. (2001) using the ARDL limit test.

The general result of this study is that there is no cointegration relationship between youth unemployment and real exchange rate volatility in the mentioned period. After determining that there is no long-term relationship between the variables, the existence of a cause-effect relationship between real exchange rate volatility and youth unemployment was investigated. According to the results of the Pairwise Granger causality test, it was found that there unidirectional Granger causality relationship from real exchange rate volatility to youth unemployment.

Key Words: Exchange Rate Volatility, Youth Unemployment, EGARCH, ARDL, Granger Casuality

ÖNSÖZ

Öncelikle tüm yüksek lisans eğitimim boyunca bana gösterdiği destek, sabır, duyarlılıktan ve bu çalışmadaki tavsiyeleri, yönlendirmelerinden ötürü danışman hocam Prof. Dr. Aydan Kansu'ya teşekkür ederim. İkinci olarak ekonometri konusunda hiçbir sorumu eksik bırakmayan verdikleri tavsiyeler ve yönlendirmeleri için başta Dr. Öğr. Üyesi Hülya Deniz Karakoyun'a ve Prof. Dr. Gökhan Karabulut'a teşekkür ederim.

Son olarak aileme minnettarlığımı belirtmek için doğru kelimeleri asla bulamayacağım. Onların desteği ve sevgisi olmasaydı her şeyin çok daha zor olacağına eminim. Bu yüzden hayatımda sahip olduğum her şeyi her zaman onlara borçluyum.

İÇİNDEKİLER

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

BİRİNCİ BÖLÜM

DÖVİZ KURU OYNAKLIĞI

1.1. Döviz Kuru Oynaklığının Nedenleri.....	4
1.1.1. Enflasyon Oranı.....	4
1.1.2. Reel Faiz Oranı.....	4
1.1.3. Risk Primi.....	5
1.1.4. Piyasa Temelli Beklentiler.....	5
1.1.5. Spekülatif Balonlar.....	6
1.1.6. Dışsal Şoklar.....	7
1.1.7. Küresel Faktörler.....	7
1.1.8. Gelişmişlik Derecesi.....	7
1.1.9. Teknolojik Gelişme.....	8

1.1.10. Döviz Kuru Rejimi.....	9
1.2. Döviz Kuru Oynaklığının Ekonomiye Etkileri.....	10
1.2.1. Yatırımlara Etkisi.....	10
1.2.2. Ekonomik Büyümeye Etkisi.....	12
1.2.3 Dış Ticarete Etkisi.....	13
1.2.4. İşsizliğe Etkisi.....	15

İKİNCİ BÖLÜM

TÜRKİYE'DE 1990 SONRASI DÖVİZ KURU OYNAKLIĞI İLE İŞSİZLİK ARASINDAKİ İLİŞKİ

2.1.1990-2000 Döneminde Kur Oynaklığı ve İşsizlik.....	20
2.2.2001-2021 Döneminde Kur Oynaklığı ve İşsizlik.....	22

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

DÖVİZ KURU OYNAKLIĞININ TAHMİNİ

3.1.Oynaklığın Teorik Açıdan İncelenmesi.....	27
3.1.1. ARCH(1,1)Model.....	27
3.1.2. GARCH(1,1) Modeli.....	28
3.1.3. EGARCH(1,1) Modeli.....	28
3.1.4.TARCH(1,1) Modeli.....	29
3.2. Uygulama.....	30
3.2.1. LRER Serisinin Dağılım Özelliklerinin Belirlenmesi.....	31
3.2.2. LRER Serisinin Durağanlığın Analizi.....	32
3.2.3.Getiri Serisi İçin Uygun ARMA (p,q) Modelinin Belirlenmesi.....	35
3.2.4. MA(1) Modelinin ARCH-LM Testi.....	37

3.2.5.En Uygun ARCH Türü Modelinin Belirlenmesi.....	38
3.2.5.1. ARCH(1) Modeli.....	38
3.2.5.2.GARCH(1,1) Modeli.....	39
3.2.5.3TARCH(1,1) Modeli.....	41
3.2.5.4.EGARCH(1,1) Modeli.....	42

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

REEL DÖVİZ KURU OYNAKLIĞININ GENÇ İŞSİZLİĞE ETKİSİNİN UYGULAMALI ANALİZİ

4.1. Veri Seti.....	46
4.2. Durağanlığın Analizi.....	47
4.3. Eş bütünleşme Testi.....	50
4.4. Granger Nedensellik Testi.....	53
SONUÇ.....	55
KAYNAKÇA.....	58
EKLER	69

TABLÖLAR LİSTESİ

Tablo1: Döviz Kuru Oynaklığıyla İşsizlik Arasındaki İlişkiye Yönelik Literatür	
Özeti.....	19
Tablo 2: LRER Serisinin Tanımlayıcı İstatistikleri.....	32
Tablo 3: LRER Serisinin ADF, PP ve KPSS Birim Kök Testi Sonuçları.....	33
Tablo 4: LRER Serisinin Ng-Perron Birim Kök Testi Sonuçları.....	33
Tablo 5: LRER Serisinin Zivot-Andrews Birim Kök Testi Sonuçları.....	34
Tablo 6: Rexch Serisinin Tanımlayıcı İstatistikleri.....	35
Tablo 7: Rexch Serisi İçin Schwarz Bilgi Kriterine Göre En iyi 20 Model.....	36
Tablo 8: OLS Yöntemiyle MA(1) Modelinin Sonuçları.....	36
Tablo 9: MA(1) Modelinin ARCH-LM Testi Sonuçları.....	38
Tablo 10: Student Dağılımlı MA(1)-ARCH(1) Sonuçları.....	39
Tablo 11: Student Dağılımlı MA(1)-GARCH(1,1) Modelinin Sonuçları.....	40
Tablo 12: Student Dağılımlı MA(1)-TARCH(1,1) Modelinin Sonuçları.....	42
Tablo 13: Student Dağılımlı MA(1)-EGARCH(1,1) Modelinin Sonuçları.....	43
Tablo 14: Lvol ve Lyunemp Serileri İçin ADF, PP, KPSS Birim Kök Testi	
Sonuçları.....	48
Tablo 15: Lvol ve Lyunemp Serileri İçin Ng-Perron Birim Kök Testi Sonuçları.....	48
Tablo 16: Lvol ve Lyunemp Serileri İçin Zivot-Andrews Birim Kök Testi.....	49
Tablo 17: Sınır Testi İçin En Uygun Gecikme Uzunluğu Seçimi.....	52
Tablo 18: Sınır Testi Sonuçları.....	53
Tablo 19: Pairwise Granger Nedensellik Testi Sonucu.....	54
Tablo 7 Ek: Rexch Serisi için Model Seçim Tablosu.....	69
Tablo 19 Ek: Uygun Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi.....	69

ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil1: Kur ile Risk Primi İlişkisi.....	5
Şekil 2: 2000 Ocak-2021 Aralık Reel Döviz Kuru Oynaklığı.....	23
Şekil 3: 2000-2021 Yılı Toplam İşsizlik ve Genç İşsizlik Oranları.....	24
Şekil 4: LRER Serisinin Grafiği.....	33
Şekil 5: Rexch Serisinin Zaman Yolu Grafiği.....	35
Şekil 6: Vol Serisinin Zaman Yolu Grafiği.....	45
Şekil 7: Lvol serisinin zaman yolu grafiği.....	47
Şekil 8: Lyunemp serisi zaman yolu grafiği.....	48

KISALTMALAR LİSTESİ

ARCH	: Otoregresif Değişen Varyans
AIC	: Akaike Bilgi Kriteri
ADF	: Arttırılmış Dickey-Fuller Testi
ARDL	: Otoregresif Dağıtılmış Gecikme Testi
ARMA	: Otoregresif Hareketli Ortalama Süreci
BM	: Birleşmiş Milletler
EGARCH	: Üstel GARCH
ECB	: Avrupa Merkez Bankası
FED	: ABD Merkez Bankası
GARCH	: Genelleştirilmiş Otoregresif Değişen Varyans
HQ	: Hannan-Quinn Bilgi Kriteri
ILO	: Uluslararası Çalışma Örgütü
IMF	: Uluslararası Para Fonu
KPSS	: Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin Birim Kök Testi
PP	: Phillips-Perron Birim Kök Testi
RER	: Tüfe Bazlı Reel Efektif Döviz Kuru Serisi
Rexch	: Reel Efektif Döviz Kuru Getirisi Serisi
SIC	: Schwarz Bilgi Kriteri
TARCH	: Eşik ARCH
Vol	: Reel Döviz Kuru Oynaklığı Serisi
Yunemp	: Genç İşsizlik Oranı Serisi

GİRİŞ

1970’li yıllar, Bretton Woods sisteminin 1971 yılında çöküşünü takiben başta ABD olmak üzere küresel ölçekte, emek sınıfının örgütlenerek güçlendiği finans-kapital açısından kâr oranlarının azaldığı yıllar olmuştur. Kar oranlarını arttırmak isteyen sermaye sınıfı, Bretton Woods sisteminin çöküşünü fırsat olarak görüp 1980’li yıllarda, finansal piyasalarda kuralsızlaştırma ve serbestleştirme yoluna giderek bilişim teknolojisinin de katkısıyla şu anda tahmin edilmesi güç boyutlarda kârlara ulaşan küresel finans piyasalarının temellerini atmıştır. Türkiye de 1980’li yıllardan itibaren bu finansal kuralsızlaştırmaya dayalı serbest piyasa ekonomisini benimsemiştir. 1980’den itibaren, küresel sermayeyle bütünleşme sürecine giren Türkiye ekonomisi, finans piyasalarında yaşanan oynaklıklardan oldukça etkilenmiştir. Dolayısıyla tasarruf oranlarının yeterince gelişmediği sanayileşme aşamasının henüz başlarında olan Türkiye ekonomisinde, yurtiçi finans piyasalarında yaşadığı büyük miktardaki ani sermaye çıkışları, kurlarda oynaklığı arttırırken 1990’dan günümüze kadar yaşanan finansal krizlerin de tetikleyicisi konumuna ulaşmıştır. Türkiye, 2018 yılının Ağustos ayında Amerika’nın ekonomik ambargo tehdidi sonucunda deneyimlediği yüksek döviz kuru oynaklığından ardından 2019 yılının Ağustos ayında %26,6 oranında Cumhuriyet tarihinin en yüksek genç işsizlik oranıyla karşı karşıya kalmıştır. Bu nedenle Türkiye’de genç işsizlikle reel döviz kuru oynaklığı arasındaki ilişkinin analiz edilmesi önem kazanmıştır.

Bu çalışmanın temel amacı, Türkiye’de 2005 Ocak-2021 Aralık dönemi boyunca reel döviz kuru oynaklığıyla genç işsizlik arasındaki ilişkiyi incelemektir. Çalışmanın birinci bölümünde kur oynaklığının nedenleri ve işsizlikle beraber dış ticaret, yatırım, büyüme gibi önemli değişkenler üzerindeki etkileri ele alınmıştır. İkinci bölümde Türkiye’de 1990’lardan günümüze kadar yaşanan kur oynaklıklarının temel nedenleri ve 2002 yılından itibaren çift haneli rakamlara ulaşan işsizlikle olan ilişkisi ele alınmıştır.

Genç işsizlikle kur oynaklığı arasındaki ilişkiyi ele alabilmek için öncelikle incelenen dönemde reel döviz kurunda görülen oynaklığın tahmin edilmesi

gerekmektedir. Üçüncü bölümde reel döviz kuru oynaklığının tahmin yöntemleri ele alınmıştır. Reel döviz kuru getiri serisinin tanımlayıcı istatistikleri incelendiğinde serinin tipik bir finansal zaman serisi getirilerinin bütün özelliklerini taşıdığı görülmüştür. Döviz kuru, borsa endeksi, faiz oranı gibi finansal zaman serilerinin getirileri değişen varyanslı olduğundan bu serilerde meydana gelen dalgalanmalar yığın oluşturabilmektedir. Bu yığınlar, oynaklık kümelenmesi olarak adlandırılmaktadır. Mandelbrott (1963), finansal varlık fiyatlarında oynaklık kümelenmesini ifade eden küçük değişimleri küçük, büyük değişimleri büyük değişimlerin izlediğini ortaya koymuştur. Çalışmamızda değişen varyans sorunu ampirik olarak kanıtlandıktan sonra oynaklığın tahmini için literatürde değişen varyansı dikkate alan ARCH Modelleri olarak bilinen Otoregresif Koşullu Değişen Varyans Modelleri incelenmiştir. İncelenen ARCH tipi modeller arasından getiri serisi üzerinden kurulan en uygun modelin, çeşitli koşullar ve kriterler dikkate alınarak student dağılımlı MA(1)-EGARCH(1,1) modeli olduğu sonucuna varılmıştır. Böylece bu modelden elde edilen koşullu varyans değerleri, bir sonraki bölümde genç işsizlikle ilişkisinin inceleneceği oynaklık serisini oluşturmuştur. Dördüncü ve son bölümde ise reel döviz kuru oynaklığı ile genç işsizlik arasındaki ilişki incelenerek ülkede işsizliğin dolayısıyla yoksulluğun azaltılabilmesi için politika önerilerinde bulunulmuştur.

BİRİNCİ BÖLÜM

DÖVİZ KURU OYNAKLIĞI

Döviz kuru, bir para biriminin diğerine göre fiyatıdır. Ulusal para birimin yabancı paralar karşısındaki fiyatını ifade eder. Nominal ile karşılaştırıldığında, reel döviz kuru, ülkeler arasındaki enflasyon farkından arındırılmış nominal döviz kurudur ve bu nedenle bir ülkenin uluslararası rekabet gücünü göstermesi bakımından genellikle önemli bir makroekonomik politika değişkeni olarak kabul edilir.

Tek fiyat yasası, uluslararası nispi fiyat farklılıklarının arbitraj edilmesi gerektiğini, böylece farklı ülkelerde aynı malların ortak para biriminde ifade edildiğinde aynı fiyata satılması gerektiğini belirtir. Bununla birlikte ampirik literatürden elde edilen kanıtlar, sadece ülkeler arasında göreceli fiyatların oldukça farklı olmadığını, aynı zamanda bu tür sapmaların oldukça değişken ve kalıcı olduğunu göstermektedir. Reel döviz kurunun bu özellikleri, uluslararası makroekonomi literatüründe bir bilmece olmuştur(Lee, 2008:1029-1030).

Volatilite, belirli bir zaman diliminde değişkenlerin değerlerinin belirli bir ortalamadan uzaklaşması anlamına gelir. Ayrıca oynaklık, belirli bir değişkenin ortalamaya göre ani sıçrama ve düşüşleri olarak da tanımlanabilir. Dolayısıyla belirli bir dönemde reel döviz kurunun ortalamaya göre ani artış ve azalışları reel döviz kuru oynaklığını oluşturmaktadır.

Mevcut literatürde, (çoğu zaman) volatilite, döviz kuruyla birlikte gelmektedir. Oynaklık, “istikrarsızlık, kararsızlık, belirsizlik” olarak tanımlanır ve varlık fiyatlandırması, portföy optimizasyonu, opsiyon fiyatlandırması veya risk yönetiminde, riskin bir ölçüsüdür ve çeşitli ekonomik kararlara girdi olabilecek dikkatli bir risk ölçümü örneği sunar. Döviz kurlarının oynaklığı, hem mallarda hem finansal varlıklarda uluslararası işlemlerdeki belirsizliği tanımlar. Döviz kurları, yerli ve yabancı para birimlerinin göreceli talep ve arzındaki beklenmedik değişimi yansıtan ileriye dönük göreceli varlık fiyatları olarak modellenmiştir, bu nedenle döviz kuru oynaklığı, piyasa aktörlerinin para arzı, faiz oranlarını ve gelir belirleyicilerindeki değişikliklere ilişkin beklentilerini yansıtır(Azid v.d., 2005:749).

1.1.Döviz Kuru Oynaklığının Nedenleri

Enflasyon oranı, reel faiz oranı, ödemeler dengesinin daha değişken hale gelmesi, sermayenin uluslararası hareketliliği, teknolojik gelişmeler, spekülasyonlar, dışsal şoklar, küresel faktörler, gelişmişlik derecesindeki farklılıklar ve döviz kuru rejimleri en geniş biçimde döviz kuru oynaklığına yol açabilecek faktörler arasında sayılabilmektedir.

1.1.1.Enflasyon Oranı

Kaya (2012), çalışmasında belirttiği gibi iki ülke arasında enflasyon oranlarının farklılaşması durumunda enflasyonun daha düşük olduğu ülkedeki fiyatlar ötekine göre nispi olarak ucuzlayacağından, düşük enflasyona sahip ülkenin mallarına olan talep artacaktır. Bunun sonucunda düşük enflasyona sahip olan ülkenin parasına olan talep artarken yüksek enflasyona sahip ülkenin parasının arzı artacaktır. Bunun sonucunda ise daha yüksek enflasyona sahip olan ülkenin parası diğer para birimi karşısında değer kaybedecektir.

Halen aşırı enflasyon oranlarının görüldüğü Türkiye gibi geri kalmış ülkelerde enflasyondan korunmak için döviz mevduatlarına yönelen yatırımcı sayısındaki dönemsel artışlar, bu ülkelerin döviz kurlarında büyük oynaklıklara neden olmaktadır.

1.1.3. Reel Faiz Oranı

Tasarruf açığı olan gelişmekte olan bir ülkede faiz oranları, doğal olarak tasarruf fazlası veren gelişmiş bir ülkenin faiz oranlarından yüksek olacaktır. Ancak özellikle portföy yatırımları açısından faiz oranları ele alındığında uluslararası yatırımcı, o ülkenin yerli fonuna yatırım yapmak için piyasada belirlenen yüksek nominal faiz oranından ziyade o ülkenin enflasyon oranından arındırılmış faiz oranını ifade eden reel faiz oranlarını dikkate almaktadır. Ülkelerarası reel faiz oranlarını farklılaştıkça, döviz kurlarında görülen oynaklıklar da artmaktadır. Gelişmekte olan, sürekli cari açık veren ve tasarruf oranlarının düşük düzeyde olan bir ekonomi göz önüne alındığında, o ekonomi, tasarruf açığını (cari açık) kapatabilmesi için yatırımcıların beklentileri dahilinde piyasaya sürekli yüksek reel faiz vermek zorundadır. Aksi takdirde o ülkenin para birimine olan güven hızla azalma eğilimine

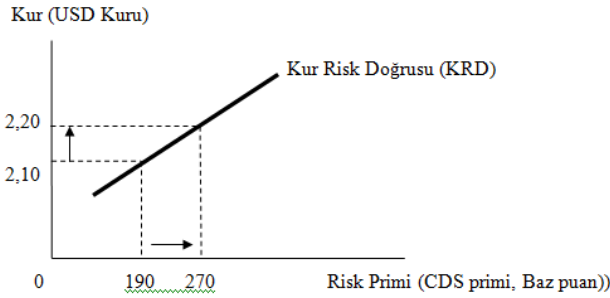
gireceğinden o ülkenin yerel parası da yabancı paralar karşısında hızla değer kaybetme eğilimine girecek dolayısıyla o ülkenin döviz kurlarında görülen oynaklık da artacaktır.

1.1.4. Risk Primi

Ülkelerin dış piyasalara sattığı tahvil ve bonoların faiziyle birlikte geri ödenmeme riskine karşın hesaplanan CDS primi de döviz kuru üzerinde önemli değişkenlerden biridir.

Cari açık veren ve bu açığı borçlanma ağırlıklı dış finansman ile finanse etmeye çalışan bir ekonominin risk primi yükselir. Böylece ülkeye döviz girişi düşer ve dolayısıyla kurlar artar. Böyle bir ortamda döviz kuruyla risk primi arasında ortaya çıkacak ilişki aşağıdaki şekildeki gibi gösterilebilir(Eğilmez,2014).

Şekil1:Kur ile Risk Primi İlişkisi



Kaynak: Eğilmez (2014)

Şekil 1’den görüldüğü gibi ülkenin borcunu geri ödeyememe riskine karşın hesaplanan primlerdeki artış, döviz kurunu yukarı itmektedir. Dolayısıyla herhangi bir ülkenin CDS priminde büyük bir artış, o ülkenin para talebine büyük azalışları da beraberinde getirecektir. Dolayısıyla bir ülkenin CDS primi ne kadar yüksekse o ülkenin döviz kurlarında oynaklıkların görülme olasılığı da o kadar yüksek olacaktır.

1.1.5. Piyasa Temelli Beklentiler

Engel & Hakkio (1993), döviz kurundaki oynaklığın çoğunun piyasa beklentilerindeki oynaklıkla açıklanabileceğini ortaya koymuşlardır. Yatırımcılar piyasa temelleri hakkında yeni bilgiler edindikçe beklentilerin değiştiğini böylece piyasa temelleri hakkında yeni bilgilerin döviz kurunda oynaklığa yol açtığını

belirtmişlerdir. Gelecekteki piyasa temellerinin cari döviz kurlarını etkilediğini bilen yatırımcılar, piyasa temellerine ilişkin beklentilerini de bu doğrultuda değiştirirler. Önemli bir yeni bilgi kaynağı, politika değişiklikleriyle ilgili haberlerdir. Örneğin Merkez Bankalarının yeni parasal büyüme hedeflerini açıkladığında veya hükümet yeni vergi veya harcama programlarını açıkladığında, gelecekteki döviz kurları beklentileri değişerek döviz kurlarında ani değişikliklere yol açabilir. Bu şekilde, politikadaki değişiklikler döviz kurlarını oynak hale getirebilir.

1.1.6. Spekülatif Balonlar

Engel & Hakkio (1993), yine aynı çalışmasında, spekülatif balonların da döviz kurlarında oynaklığa neden olduğunu belirtmiştir. Bazen yatırımcılar, piyasa temelleri hakkında yeni bilgiler olmadan bile gelecekteki döviz kurlarıyla ilgili beklentilerini değiştirirler. Bu değişen beklentiler, cari döviz kurunu da etkileyebilir. Döviz kurunun “spekülatif bir balon” tarafından etkilenmesi buna bir örnektir. Yatırımcıların belirli bir para biriminin değer kazanmasını beklediğini varsayalım. Bu beklentinin piyasa temellerine ilişkin herhangi bir bilgiye dayanması gerekmez. Belki de döviz kurunun günlük hareketlerini grafiklendiren tüccarlar, para birimin bir yükseliş için olgun olduğu sonucuna varabilirler. Tipik olarak, bu tür temelsiz beklentiler, bunlara dayalı ticaret yapan herhangi bir spekülatör için kayıplara yol açar. Ancak, önemli sayıda spekülatörün piyasa temellerinden bağımsız olarak belirli bir para biriminin değer kazanacağı inancıyla o para birimini satın alma eylemleri, para birimin değer kazanmasına neden olacaktır. Böylece beklentiler kendi kendini gerçekleştirme yoluna gidecektir.

Spekülatif balon, para biriminin yükselmesine neden olurken, spekülatörlerin beklentileri doğrulanma eğilimi gösterir, para birimine olan güven artar ve spekülatörler o para birimini daha fazla satın alırlar. Böylece, para biriminin değerinde, piyasa temellerinde herhangi bir değişiklik olmaksızın istikrarlı veya hatta muhteşem bir tırmanış görülür. Elbette her an spekülatif bir balonun patlaması muhtemeldir. Yatırımcılar aniden piyasa temellerinin para biriminin değerindeki bir artışı haklı çıkarmadığını fark edebilir ve onu satmaya çalışarak para biriminin değerini keskin bir

şekilde aşağıya çekebilir. Bu nedenle spekülörlerin eylemleri, esnek döviz kuru sistemi altında döviz kurlarının oynaklığını artırabilir(Engel & Hakkio, 1993:50)

1.1.7. Dışsal Şoklar

Piyasa temellerindeki ya da yatırımcıların beklentilerindeki değişikliklerden kaynaklanmayan ekonominin tamamına sirayet eden büyük doğal afetler, küresel salgınlar, ekonomik ambargolar, siyasi belirsizlikler ve siyasi krizlerden oluşan dışsal şoklar da döviz kurlarında ani değişimlere neden olarak kurlarda oynaklığı arttıran en önemli değişkenlerden biridir. 1973 yılında yaşanan petrol şoku sonucunda Bretton Woods sisteminin çökmesi, hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkelerin döviz kurlarında büyük dalgalanmalara neden olmuştur.

1.1.8. Küresel Faktörler

FED gibi ECB gibi dünya ticaret ve finans piyasalarına yön veren merkez bankaların varlık alımlarını azaltmaları, uluslararası yatırımcıların risk iştahının azaltmasına neden olmaktadır. Küresel ölçekte azalan risk iştahı, Türkiye gibi risk primi yüksek olan ülkelerin varlıklarına olan talebi de azaltmaktadır. Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerin parasına olan talep ne kadar azalırsa o ülkelerin döviz kurlarındaki oynaklıkların yaşanma ihtimali de o kadar artmaktadır. Dolayısıyla Türkiye'nin 2018 yılının Ağustos ayında yaşadığı büyük kur şokunun arkasında FED'in 2016 yılı itibariyle faiz artışına ve varlık alımında azalışa gitmesinin rolü büyüktür.

1.1.9. Gelişmişlik Derecesi

Gelişmekte olan ülkelere döviz kuru seviyesi ve değişkenliği gelişmiş ülkelere göre daha önemli olabilir. Döviz kuru oynaklığının gelişmekte olan ekonomiler üzerinde güçlü bir olumsuz etkiye sahip olmasının ve dolayısıyla büyük döviz kuru dalgalanmaları korkusunun temelini oluşturmasının birkaç nedeni vardır. İlk olarak ticari faturalandırma modeli, gelişmekte olan piyasalarda sanayileşmiş ülkelere göre farklıdır. McKinnon'un (1999) ardından, birincil emtialar öncelikle dolar faturalıdır. Yükselen piyasa ekonomilerinin ihracatı genellikle yüksek birincil emtia içeriğine sahip olduğundan, döviz kuru oynaklığının bu ülkelerin dış ticaretinde

önemli bir etkisi olmalıdır. Ayrıca gelişmekte olan piyasalardaki sermaye piyasaları eksik bir yapıya sahiptir. İthalat bu ülkelerde iç tüketim sepetinin önemli bir kısmını oluşturduğunda, döviz kuru dalgalanmalarından enflasyona geçiş çok daha yüksek olmaktadır(Belke & Setzer, 2003a:155).

Hausmann vd. (2006), gelişmekte olan ülkelerde döviz kuru oynaklığının sanayileşmiş ülkelere göre 2-2.5 kat daha büyük olduğunu tespit etmişlerdir ve nedenlerini 5 standart açıklamayla özetlemişlerdir:

- 1) Gelişmekte olan ülkeler daha büyük ticaret hadleri şoklarına tabidir.
- 2) Gelişmekte olan ülkeler, dengeleyici para ve maliye politikaları yürütme konusunda sınırlı yetenekleri nedeniyle GSYİH büyümesinde büyük oynaklığa maruz kalmaktadır.
- 3) Gelişmekte olan ülkeler, güvenilir olmayan parasal kurumlara ve zayıf mali pozisyona sahip oldukları için büyük nominal şoklara maruz kalmaktadır.
- 4) Gelişmekte olan ülkeler, para krizlerine yol açan sermaye akışlarında ani durmalara maruz kalmaktadır.
- 5) Oynaklıktaki farklılıklar, farklı döviz kurun düzenlemelerinden ve özellikle güvenilir olmayan sabit kur rejimini benimsenmesinden kaynaklanmaktadır.

1.1.10. Teknolojik Gelişmeler

Teknolojik gelişim de kurlar üzerinde dolaylı etkide bulunmaktadır. Teknolojinin gelişmesiyle birlikte ekonomiler birbirleriyle aşırı derecede entegre hale gelmişlerdir. Büyük yatırımcılar, bilgi ve iletişim teknolojilerini kullanarak dünyanın her yerinde 24 saat yatırım yapma imkanına kavuşmuşlardır. Bu gelişme sayesinde ve elde edilen bilgiler ışığında yatırımcı, fonlarını anında istediği ülkeye transfer edebilmektedir. Buna bağlı olarak da spekülatif ataklar da gelişme göstermektedir. Alınan duyurular ve haberler ışığında teknoloji yardımıyla yatırımcıların aniden ülkeden fon çıkışı sağlamaları, döviz piyasasında dengelerin bozulmasına sebep olabilmektedir(Ayhan, 2016:20). Dolayısıyla küresel finans piyasalarının 1980'lerden günümüze olan evriminde, teknolojinin rolü büyüktür. Teknolojik devrimle beraber

günümüzün finans piyasalarında büyük sermayeli yatırımcıların anlık davranışları, özellikle küresel sermaye piyasalarında düşük paya sahip, uluslararası rezervleri zayıf olan ülkelerin döviz kurlarında büyük oynaklıklara sebep olmaktadır.

1.1.11. Döviz Kuru Rejimi

Sabit oranların savunucuları, dalgalı rejimlerin ortaya çıkmasından bu yana, döviz kurlarının aşırı oynaklığa maruz kaldığını ve denge değerlerinden sapmaların uzun süre devam ettiğini savunuyorlar. Onlara göre, döviz kuru oynaklığı, endüstrileri uluslararası ticarete girmekten caydırıyor ve ticaret anlaşmalarındaki ilerlemeyi tehlikeye atıyor. Buna karşılık, esnek oranların savunucuları, döviz kurların esas olarak temel değerler tarafından yönlendirildiğini ve temellerdeki değişikliklerin sabit paritelerde benzer ancak daha ani hareketler gerektireceğini savunuyor. Bu nedenle, sabit oranlı bir sistem beklenmeyen oynaklığı azaltmayacaktır. Ayrıca, daha fazla döviz kuru esnekliği, dış şoklara yanıt olarak ödemeler dengesi ayarlamasını kolaylaştırır ve dolayısıyla, dengeyi sağlamak için koruyucu tarife engellerini yükseltme veya sermaye kontrolleri uygulama ihtiyacını azaltır(Côté, 1994:1). Literatürde konuyla ilgili farklı ülkeleri ele alan çalışmalar mevcuttur.

Kočenda & Valachy (2006), Çek Cumhuriyeti, Macaristan, Polonya ve Slovakya gibi Doğu Avrupa ülkelerinde döviz kuru oynaklığını iki döviz kuru rejimi altında analiz ettikleri çalışmada, döviz kuru oynaklığının daha esnek bir döviz kuru rejimine geçtikten sonra artma eğiliminde olduğunu göstermektedir. Ayrıca faiz oranının döviz kuru oynaklığında en güçlü faktör olabileceğini ve dış şokların, döviz kuru oynaklığı üzerindeki etkisinin ülkeler arasında farklılık gösterdiğini bu nedenle oynaklığın öncelikle ülkeye özgü nedenlerden kaynaklandığı sonucuna varmışlardır.

Aristotelous (2001), 1889-1999 dönemi için döviz kuru oynaklığı ve döviz kuru rejiminin İngiltere'nin ABD'ye ihracatı üzerindeki etkisini araştırdığı çalışmada döviz kuru oynaklığı ve farklı döviz kuru rejimlerinin İngiltere'nin ABD'ye yaptığı ihracat hacmi üzerinde herhangi bir etkisinin olmadığı sonucuna ulaşmıştır.

Bastourre & Carrera (2004), Şili, Fransa, Meksika, Güney Afrika, İsveç ve ABD için döviz kuru rejimiyle makroekonomik volatilité arasındaki ilişkiyi incelediği

alışmasında dvız kuru rejimi ne kadar katı olursa makro ekonomik oynaklığın da o kadar byk olacağını tespit etmiştir.

Rose (1996), 1967-1992 yılları arasında 22 lkeden oluşan bir panel veri analizi kullanarak imkansız leme (sabit dvız kurları, sermaye hareketliliği, bağımsız para politikası) ile dvız kuru oynaklığı arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Sermaye hareketlerinin derecesi ve parasal sapmadaki artışla ile dvız kuru oynaklığı arasında zayıf da olsa pozitif bir ilişki olduğunu ortaya koyarken sabit dvız kurunu benimseyen lkelerin dvız kurunda bant genişliği byklğündeki artışın dvız kuru oynaklığını nemli lde arttığını ortaya koymuştur. Yani lkelerin dvız kuru politika tercihlerinin, lkelerin parasal farklılaşma ve sermaye hareketlerini serbestleştirme derecesinden dvız kuru oynaklığı zerinde daha etkili olduğunu savunmaktadır.

1.2. Dvız Kuru Oynaklığının Ekonomiye Etkileri

Dvız kuru oynaklığının, lke ekonomilerinin, yatırımlarına, bymesine, dıř ticaretine ve dolayısıyla işsizliğine etki eden nemli bir deęişken olduğunu savunuyoruz. Bu yzden dvız kuru oynaklığının, ekonomiler zerinde etkilerini ele alınması gerekmektedir.

1.2.1. Yatırımlara Etkisi

1973'te cari dalgalanmaların ortaya ıkmasından bu yana, dvız kuru oynaklığının veya dvız kuru belirsizliğinin yerli yatırım dahil olmak zere farklı makroekonomik deęişkenler zerindeki etkisine ilişkin literatr zel ilgi kazanmıştır. Teorik olarak bu ilişki eřitli şekillerde ele alınmış ve dvız kuru belirsizliğinin yatırım zerinde olumlu ya da olumsuz bir etkisi olabileceęi sonucuna varan geniş bir literatrn ortaya ıkmasına neden olmuştur. oęu alışma, dvız kuru oynaklığının fiyat oynaklığına yol atığını iddia etmektedir. Fiyat oynaklığının da yurtii yatırımlar zerinde olumlu veya olumsuz etkileri olabilir. Hartman (1972) ve Able (1983,1984,1985), yksek fiyat belirsizliğinin, gelecekte belirsizlikten kaınmak iin daha fazla yatırım yapmaya alışan rekabeti riskten bağımsız firmalar tarafından daha yksek yatırım seviyelerine yol aabileceğini savunan alışmalara rnektir(Bahmani-

Oskooee & Hajilee, 2013). Döviz kurundaki oynaklıktaki artışın yatırımları arttırdığını savunan üretim esnekliği argümanına dayanan bu yaklaşıma göre firmalar kendi değişken faktör kullanımlarını nominal ve reel şoku takiben ayarlayabilme imkanına sahiptirler. Bu durumda örneğin, kullanılan emek, fiyat şoku karşısında değiştirilebiliyorsa, fiyat dalgalanmaları sonucunda firmalar sermaye-emek oranını değiştirerek ve sermayenin marjinal verimliliğindeki değişmelerin fiyatlardaki değişmelerden daha yüksek olmasını sağlayarak beklenen getirilerini arttırabileceklerdir. Tam tersine, sermaye ve emek sabit ise, fiyat dalgalanmalarının getirdiği potansiyel karlılık artışları ortadan kalkacaktır. Döviz kuru oynaklığı ile doğrudan yabancı yatırımlar üzerinde negatif bir ilişkiye dayanan "riskten sakınma" olarak da bilinen bu yaklaşıma göre belirsizliğin ev sahibi ülkedeki yatırımlar üzerindeki riski arttırması ve yatırım projelerinden beklenen getirilerin düşmesi riskten kaçınan yatırımcıları başka ülkelere yöneltebilmektedir(Tümtürk, 2018:351).

Dhaka v.d. (2010), Çin, Endonezya, Malezya, Filipinler, Güney Kore ve Tayland'da döviz kuru oynaklığının doğrudan yabancı yatırımlar üzerinde etkisini incelediği çalışmada döviz kuru oynaklığının doğrudan yabancı yatırımlar üzerinde olumlu bir etkiye sahip olduğunu tespit etmiştir.

Darby v.d. (1999), döviz kuru oynaklığının yatırımlar üzerindeki etkisini incelediği çalışmada döviz kuru oynaklığının yatırımları önemli ölçüde negatif yönde etkilediğini ancak bu etkinin büyüklüğünün, olağan sermaye maliyetinden veya yatırımdan beklenen kazanç etkilerinden daha küçük olduğunu savunmaktadırlar. Ayrıca yararları Fransa ve Almanya ile sınırlı olsa da döviz kuru istikrarının Avrupa'daki yatırımları ortalama olarak arttıracakı sonucuna varmışlardır.

Servén (2003), büyük bir gelişmekte olan ülke panel veri setinde reel döviz kuru belirsizliğinin özel yatırım üzerindeki etkisini ampirik olarak araştırdığı çalışmada reel döviz kuru oynaklığının özel yatırım üzerinde negatif ve oldukça önemli bir etkisinin olduğunu tespit etmiştir. Ayrıca, reel döviz kuru belirsizliğinin yatırıma etkisinde ticari açıklık ve finansal gelişmenin de önemli rol oynadığını yüksek ticari açıklık ve daha zayıf finansal gelişmeye sahip olan ülkelerde reel döviz kuru oynaklığının yatırıma olan negatif etkisinin daha büyük olduğunu savunmaktadır.

1.2.2. Ekonomik Büyümeye Etkisi

Literatürde döviz kuru rejimleri ve oynaklığının büyüme üzerinde etkileri ele alındığında birbirine açıkça zıt iki görüş bulunmaktadır. Oynaklık argümanının maliyetlerini tanımladığımız birincisi, döviz kuru oynaklığının büyüme için zararlı olabileceğini, bu nedenle oynaklığın bir kısmını ortadan kaldıran parasal birliklerinin oluşturulması büyüme için dolaylı destek sağlamaktadır. Bu argümana göre döviz kuru hareketlerinin bağımsız bir oynaklık kaynağı olduğu ve aynı zamanda spekülasyon dinamikleri tarafından yönlendirildiği durumlarda parasal birliklere öngörülen giriş, küçük açık ekonomilerde döviz kuru oynaklığının olumsuz makroekonomik etkilerinden kaçınmasına yardımcı olabilir. Esneklik argümanının avantajı olarak tanımladığımız ikinci görüş ise daha katı döviz kuru rejimlerine sahip ülkelerde ticaret hadleri şoklarının arttığını ve diğer faktörler kontrol edildikten sonra esnek döviz kuru rejimine sahip ülkelerin daha hızlı büyüdüğünü savunmaktadır (Bagella v.d., 2006:1150-1151).

Aynı şekilde, Edwards ve Lev-Yeyati, (2005) döviz kuru oynaklığının, kalıcı ve ekonomik olarak pahalı ayarlama süreçlerinden kaçınırken daha fazla uyum kapasitesi sağlayarak dış şokları emmeye izin verdiğini göstermektedir. Daha fazla döviz kuru esnekliği/oynaklığı lehine başka bir argüman, para politikası özerkliği ve döviz kuru rejimi tarafından dayatılan güvenilirlik ve disiplin kısıtlamalarıdır. Nitekim esnek döviz kuru rejimleri, güçlü uluslararası sermaye hareketlerinin varlığında özerk bir para politikasının sürdürülmesine izin vermekte ve böylece yurt içi ekonomiyi istikrara kavuşturma olanağı sunmaktadır. Ancak dış şoklara uyum ve para politikası özerkliği açısından döviz kuru esnekliğinin potansiyel faydaları, yerel para biriminin değerinde öngörülemeyen dalgalanmalarının maliyetleriyle karşılaştırılmalıdır. Gerçekten de dalgalı kur rejimine sahip bir ekonomi, ekonomik ve finansal istikrarsızlığa neden olan ve ekonomik büyümeyi olumsuz etkileyen beklenmedik bir oynaklık yaşayabilir (Barguelli v.d., 2013:1304-1305).

Aghion v.d. (2009), döviz kuru oynaklığının büyüme üzerindeki etkisi araştırılırken tek başına döviz kuru oynaklığına bakmak yerine döviz kuru oynaklığı ile hem finansal gelişmişlik düzeyi hem de makroekonomik şokların doğası arasındaki

etkileşime bakmanın önemli olduğunu savunmaktadır. Temel hipotezleri, özellikle sermaye piyasalarının zayıf olduğu ve makroekonomik oynaklığın ana kaynağının finansal şoklar olduğu ülkelerde, daha yüksek seviyelerde döviz kuru oynaklığının büyümeyi engelleyebileceğidir.

Barguelli, v.d. (2018), 1985-2015 dönemi için 45 gelişmekte olan ülke örneğine göre döviz kuru oynaklığının ekonomik büyüme üzerindeki etkisini ele alırken döviz kuru oynaklığında döviz kuru rejimlerinin ve finansal açıklığın rolleri üzerine yoğunlaşmaktadır. Ampirik sonuçlarını üç ana noktada özetlemişlerdir. Birincisi, nominal ve reel döviz kuru oynaklıklarının ekonomik büyüme üzerinde negatif ve istatistiksel olarak anlamlı etkileri vardır. İkincisi, döviz kuru oynaklığının ekonomik büyümeye etkileri, esnek döviz kuru rejimine sahip ülkelerde olumsuz iken, sabit rejime sahip ülkelerde nispeten sınırlı olduğu için önemli olmadığını savunmaktadırlar. Son olarak döviz kuru oynaklığının ekonomik büyüme üzerindeki etkisi, daha yüksek finansal açıklık derecesine sahip ülkelerde daha belirgin olduğu sonucuna varmışlardır.

1.2.3. Dış Ticarete Etkisi

İktisat teorisinde döviz kuru oynaklığının dış ticaret üzerindeki etkisinin yönüyle ilgili kesin bir uzlaşmaya varılamamıştır. Döviz kurlarındaki oynaklığın dış ticareti olumsuz yönde etkilediğini ileri süren teorik çalışmalar olduğu gibi olumlu etkilerinin olduğunu ileri süren çalışmalar da vardır. ¹

Hooper ve Kohlhagen (1978), daha yüksek döviz kuru oynaklığının, riskten kaçınan tüccarlar için daha yüksek maliyete ve daha az dış ticarete yol açtığını savunuyorlar. Bunun nedeni, ticaret sözleşmesi sırasındaki döviz kuru üzerinde anlaşılması ancak gelecekteki teslimat fiilen gerçekleşene kadar ödeme yapılmamasıdır. Döviz kurunun daha oynak hale gelmesi, elde edilecek karlar konusunda belirsizlik yaratır ve dolayısıyla uluslararası ticaretin faydalarını azaltır. Bu nedenle döviz kuru oynaklığındaki artışın, ticaret hacmini baskılayacağına yaygın olarak inanılmaktadır(Ozturk & Kalyoncu, 2009:500). Ayrıca kur oynaklığıyla dış

¹ Teorik ve ampirik literatür hakkında daha fazla bilgi edinmek için (McKenzie 1999) çalışmasına bakılabilir.

ticaret arasındaki ilişkinin yönü De Grauwe (1987)'e göre firmaların riskten kaçınma derecelerine bağlıdır. Bu görüşe göre kur oynaklığıyla dış ticaret arasındaki ilişkinin yönü firmaların riskten sakınma derecelerinin büyüklüğüne göre değişmektedir. Firmanın riskten sakınma derecesi düşükse firmaların daha az ihracat yapacağını riskten kaçınma derecesi yüksekse döviz kuru oynaklığı karşısında riskten daha fazla korunmak için daha fazla ihracat yapmak isteyeceğini ortaya koymaktadır.

Kenen & Rodrik (1986), sanayileşmiş ülkelerde reel döviz kurundaki kısa vadeli oynaklığın ithalat üzerindeki etkilerini ele aldığı çalışmada, piyasalar dalgalı döviz kurları konusunda deneyim kazandıkça oynaklığının azalmadığını, kurdaki oynaklık deneyiminin ülkeler arasında farklılık gösterdiğini ve reel döviz kuru oynaklığının uluslararası ticaret hacmini azalttığı sonuçlarına ulaşmışlardır.

Arize (1998), dalgalı döviz kuru dönemi boyunca ABD'de reel döviz kuru oynaklığının ithalat akışları üzerindeki etkisini ele aldığı çalışmada, döviz kuru oynaklığının ithalat talebi üzerinde kısa ve uzun vadeli olumsuz bir etkiye sahip olduğunu gözlemlemiştir.

Chowdhury (1993), döviz kuru oynaklığının G7 ülkelerinde ticaret akışları üzerinde etkisini incelediği çalışmada, döviz kuru oynaklığının G7 ülkelerinin her birinde ihracat hacmi üzerinde önemli bir olumsuz etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Sonuç olarak piyasa katılımcılarının döviz kuru oynaklığının etkilerine maruz kalmalarını en aza indirmek için faaliyetlerini azalttıkları sonucuna varmıştır.

Vergil (2002), reel döviz kuru oynaklığının Türkiye'nin ABD'ye ve Avrupa Birliğindeki üç büyük ticaret ortağına olan ihracat akışları üzerindeki etkisini 1990-2000 dönemi için incelediği çalışmada, Türkiye'nin reel döviz kuru oynaklığı ile Almanya, Fransa ve ABD'ye reel ihracatı arasında uzun dönemli olumsuz etkisi olduğunu savunmaktadır.

Caglayan & Di (2010), 1996-2007 yılları arasında ABD ve ABD ile en çok ticaret yapan 13 ülke arasında döviz kuru oynaklığının sektörel ticaret akışları üzerindeki etkisini incelediği çalışmada, döviz kuru belirsizliğinin sektörel ticaret akışları üzerinde etkisinin önemsiz olduğuna dair kanıtlar sunmaktadır.

Baum v.d. (2004), 1980-1998 yılları arasında 13 gelişmiş ülke için döviz kuru oynaklığının reel uluslararası ticaret akışları üzerindeki etkisini araştırdığı çalışmada, döviz kuru belirsizliğinin reel ihracat üzerindeki toplam etkisinin pozitif olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

1.2.4. İşsizliğe Etkisi

İşsizlik de döviz kurlarındaki oynaklığa karşı oldukça hassastır. Döviz kurlarındaki oynaklığının artması, istihdam ve yatırım kararlarında azalmaya neden olarak işsizliğin artmasına neden olabilmektedir.

Kuramsal olarak, döviz kurundaki dalgalanmaların, kısa vadede ekonomik kalkınmayı ve dolayısıyla emek piyasasını olumsuz etkilediği varsayılmaktadır. Döviz kurlarındaki dalgalanma, kısa vadede maliyetleri arttırır ve belirsizliğe yol açar. Özellikle mikro düzeyde işletmelerin önlerini görmelerini zorlaştırır. Bu durum, doğal olarak işletmeler başta olmak üzere ekonomik ajanların doğru karar alabilmelerini güçleştirir. Bu nedenle, döviz kuru dalgalanmaların (belirsizliğin) ortadan kalkması, ekonomik ajanların kararlarına olumlu biçimde yansır. Bu da; ihracat, üretim ve istihdamı olumlu yönde etkiler. İhracat artışının yeni yatırımlarla desteklenmesi durumunda, istihdam arttırıcı etkinin daha fazla olacağı da açıktır. Dolayısıyla, döviz kuru istikrarıyla dış ticaret ve döviz kurundaki dalgalanmayla işsizlik arasında doğrusal bir ilişkinin var olduğu söylenebilir(Bilgin, 2004:82-83).

1971-1995 dönemi boyunca döviz kuru oynaklığının Alman işgücü piyasası üzerindeki etkilerini gözlemlemek için regresyonlar yürüten Gross (1996), döviz kuru değişkenliğinde %1'lik bir artışın işsizliği %0.6 oranında arttırdığını, istihdam artışında ise %1,3'lük düşüşün olduğunu gözlemlemiştir. Dolar/Mark döviz kuru oynaklığının Alman istihdamı üzerinde hiçbir etki bulmazken Markın Avrupa içi oynaklığının yatırım üzerinde olumsuz bir etkisinin olduğunu gözlemlemiştir. Gros, teoride ampirik olarak bulunan fenomeni açıklamak için bir aktarım mekanizması kullanır. Ona göre, her yatırım kararı şimdi beklemek ya da yatırım yapmak için bir karardır. Burada bekleme seçeneğinin değeri artan oynaklıkla birlikte yükselir ve olası yatırım getirisi konusunda belirsizliğe neden olur. Gros, esnek olmaması nedeniyle işgücü piyasasına ilişkin kararların, Almanya'daki yatırım kararlarına eş değer

olduğunu savunuyor. Yatırım üzerinde olumsuz etkiye sahip olan döviz kuru oynaklığı, istihdamı da olumsuz yönde etkilediğini ileri sürmektedir(Buscher & Mueller, 1999:19).

Andersen ve Sorensen (1988), sendikaların güçlü olması durumunda, oynak döviz kurlarının aşırı ücret artışlarına ve istihdamın düşmesine yol açabileceğini ileri sürmektedir. (Feldmann, 2011:268).

Belke & Setzer (2003a); Belke & Kaas (2004a); Belke & Kaas (2004b); Belke v.d., (2004); Belke (2005)'e göre, döviz kuru oynaklığındaki geçici bir artış bile, bekleminin seçenek değerini arttırmaktadır yani iş yaratmama seçeneğinin daha fazla döviz kuru oynaklığıyla daha değerli hale geldiğini dolayısıyla yeni yatırım ve yeni istihdam kararları almadan önce firmaların daha fazla bekleme pozisyonunda kalmayı tercih ettiğini ileri sürmektedirler . Ayrıca, işgücü piyasaları işçilerin pazarlık pozisyonlarını iyileştiren daha fazla katılımlarla karakterize olan ekonomilerde döviz kuru oynaklığındaki artışın, iş yaratma ve istihdam üzerindeki olumsuz etkisinin daha güçlü olduğunu savunmaktadırlar. Bu güçlü etkinin arkasında, iş yaratma ve istihdam kararlarının bir dereceye kadar geri döndürülemez özellikler taşımasını göstermişlerdir..

Filiztekin (2004), Türkiye’de 1981-1999 dönemi arasında döviz kuru dalgalanmalarının Türk imalat sanayi istihdamı ve ücretler üzerindeki etkilerini incelediği çalışmasında, Türk lirasındaki devalüasyonların net etkisinin, ücretler üzerinde daha belirgin olmak üzere Türkiye’de hem ücretler hem de istihdam için negatif olduğunu ortaya koymuştur. Türk imalat sanayilerinin yabancı girdilere olan yüksek bağımlılığından dolayı, devalüasyonun, istihdam ve ücretler üzerindeki olumsuz etkisinin rekabet gücü üzerindeki olumlu etkisinden daha ağır basmakta olduğunu savunmaktadır.

Cengiz (2009), Türkiye’de 1989-2006 döneminde döviz kuru riskinin (oynaklığı) zirveye ulaşarak krize dönüştüğü yıllarda, işsizliğin arttığını ve 1 milyondan fazla kişinin kayıt dışı istihdama yöneltildiğini tespit etmiştir.

Demir (2010), Türkiye’de imalat sektöründeki toplam katma değer %26’sını oluşturan 691 özel firma verilerini kullanarak 1983-2005 döneminde döviz kuru

oynaklığının istihdam artışı üzerindeki etkilerini incelediği çalışmasında, döviz kuru oynaklığının istihdam büyümesinde ekonomik ve istatistiksel olarak önemli bir olumsuz etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Nokta tahminleri kullanan sonuçlar, ortalama bir firma için reel döviz kuru oynaklığındaki bir standart sapma artışın istihdam artışını yüzde 1,4-2,1 aralığında azalttığını göstermektedir. Ayrıca, çıktıda ihracat payı ve borçluluğu daha yüksek olan firmalar için olumsuz etkinin daha yüksek olduğunu gözlemlemiştir.

Feldmann (2011), 1982'den 2003'e kadar 17 sanayi ülkesinin verilerini kullanarak döviz kuru oynaklığının işsizliğe etkisini incelediği çalışmasında, daha yüksek döviz kuru oynaklığının bir sonraki yıl daha yüksek işsizlikle ilişkili olduğunu ortaya koymuştur. Spesifik olarak döviz kuru oynaklığı değişkenindeki bir standart sapma artışın, işsizlikle yüzde 0,21-0,36 aralığında artışla ilişkili olduğunu bulmuştur ancak bu sonuçlar etkinin büyüklüğünün küçük olduğunu göstermektedir. Ayrıca daha yüksek işgücü vergilerinin, daha yüksek işsizlik ödeneği değiştirme oranlarının, düzenli sözleşmeli işçiler için daha sıkı işten çıkarma korumasının, aktif işgücü piyasasına daha düşük harcamalarının, daha az merkez bankası bağımsızlığının ve daha güçlü makroekonomik şokların işsizliği arttırmasının muhtemel olduğunu savunmaktadır

Chang (2011), Güney Kore ve Tayvan'da 1984-2004 yılları arasında iki farklı belirsizlik ölçüsüyle döviz kuru belirsizliği ile işsizlik arasındaki ilişkiyi incelediği çalışmasında döviz kuru belirsizliği ile işsizlik arasında istatistiksel olarak anlamlı uzun dönemli bir denge ilişkisi bulmuş. Hata düzeltme modelinden elde edilen sonuçlara göre hangi belirsizlik ölçüsü kullanırsa kullanılsın kısa dönemde Güney Kore'de işsizlikle döviz kuru belirsizliği arasında pozitif Tayvan'da ise negatif bir ilişki olduğunu ortaya koymuştur. Bunun nedenini Tayvan'da hükümet tarafından döviz kuru oynaklığa yapılan sık müdahaleler olarak göstermiştir.

Nyahokwe & Ncwadi (2013), Güney Afrika için reel döviz kuru oynaklığının işsizlik üzerindeki etkisini incelediği çalışmasında, işsizlik oranı ile reel döviz kuru, ihracat, reel faiz oranı ve GSYH değişkenleri arasında uzun dönemli bir ilişkiye sahip olduğunu bulmuş ve işsizlik oranındaki değişmeyi açıklayan en önemli bir değişkenin

reel döviz kuru olduğunu gözlemlemiştir. Güney Afrika'da reel döviz kuru oynaklığındaki %1'lik artışın uzun dönemde işsizliği %8 arttırdığını tespit etmiş ve bunun sonucunda Rand'ın değer kaybetmesinin işsizliği mutlaka azaltmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Ay & Ayhan (2016), Türkiye'de Ocak 2003-Şubat 2014 dönemi için döviz kuru oynaklığının istihdam üzerindeki etkisini incelediği çalışmada, istihdam ile ihracat, ithalat, sanayi üretimi, reel döviz kuru ve reel döviz kuru oynaklığı arasında uzun dönemli bir eş bütünleşme ilişkisi olduğunu bulmuşlardır. Döviz kuru oynaklığının istihdamı beklentiler dahilinde uzun ve kısa dönemde olumsuz etkilediğini tespit etmişlerdir. Ancak oynaklık katsayısının istatistiksel olarak anlamsız olduğu gözlemlemiştirler. Bu sonucu döviz kuru piyasaları ile işgücü piyasaları arasındaki yapısal farklılıklarla açıklamışlardır.

Akarsu (2020), Türkiye için 2005-2019 yılları arasında reel döviz kuru, reel döviz kuru oynaklığıyla, işsizlik ve enflasyon arasında bir eş bütünleşme ilişkisine rastlamadığı çalışmada VAR analiziyle reel döviz kurundaki hareketlerin işsizliği etkilemediği ancak reel döviz kuru oynaklığının işsizliği önemli ölçüde arttırdığını ileri sürmüştür.

Tablo 1: Döviz Kuru Oynaklığı ile İşsizlik Arasındaki İlişkiye Yönelik Literatür Özeti

Yazar	Ülke-Periyod	Ana Bulgular
Belke ve Setzer (2003a)	Çekya, Hırvatistan, Polonya, Slovaçya (1991-2001)	İşgücü piyasalarının oldukça katı olan Visegrad ülkelerinde döviz kuru oynaklığındaki artış işsizlik oranını yükseltmektedir.
Belke ve Kaas(2004a)	CEE Ülkeleri (1993-2002)	Orta ve Doğu Avrupa ülkelerinde Euro karşısında oynaklığının istihdam artışını önemli ölçüde azalttığı ve işsizliği yükselttiği tespit edilmiştir.
Belke ve Kaas (2004b)	ABD ve Euro bölgesi (1960-2001)	Euro Bölgesindeki gelişmiş ekonomiler ABD'ye göre daha katı işgücü piyasalarına sahip olduğu için bu ülkelerdeki döviz kuru oynaklığındaki artış ABD'ye göre istihdamı daha fazla azalttığı ve işsizliği daha fazla yükselttiği belirlenmiştir.
Belke v.d. (2004)	Orta ve Doğu Avrupa Ülkeleri (1993-2002)	Döviz kuru oynaklığının Orta ve Doğu Avrupa ülkelerindeki işgücü piyasaları üzerindeki etkileri analiz edilerek, Euro karşısında oynaklığın istihdam artışını önemli ölçüde azalttığı ve işsizlik oranını yükselttiği bulunmuştur.
Belke (2005)	CEE Ülkeleri (1990-2002)	Orta ve Doğu Avrupa ülkelerinde döviz kuru oynaklığının işgücü piyasaları üzerindeki etkisi teste tabi tutularak, Euro karşısındaki oynaklığın işsizliği önemli ölçüde arttırdığı tespit edilmiştir.
Cengiz (2009)	Türkiye (1989-2006)	Döviz kuru belirsizliğindeki artış, işsizliği ve kayıt dışı istihdamı arttırmaktadır.
Demir (2010)	Türkiye (1983-2005)	Döviz kuru oynaklığındaki artış, imalat firmaları üzerinde istihdam artışını azaltıcı etkisi olduğunu göstermektedir.
Feldman (2011)	17 Sanayi ülkesi (1982-2003)	17 sanayi ülkesinde döviz kuru oynaklığındaki artış işsizliği arttırmaktadır ancak etkinin boyutu küçüktür.
Chang (2011)	Güney Kore ve Tayvan (1984-2003)	Döviz kuru oynaklığındaki artış kısa dönemde Güney Kore'de işsizliği artırır iken Tayvan'da azaltmaktadır.
Nyahokwe ve Ncwadi (2013)	Güney Afrika (2000-2010)	Güney Afrika'da uzun dönemde reel döviz kurunda %1'lik artışın işsizliği %8 arttırdığını tespit etmişlerdir.
Ay ve Ayhan (2016)	Türkiye (2003-2014)	Türkiye'de döviz kuru oynaklığının istihdam artışını azalttığını ileri sürmüşlerdir.
Akarsu (2020)	Türkiye (2005-2019)	Türkiye'de reel döviz kurundaki değişim işsizliği etkilemezken kur oynaklığındaki değişim işsizliği arttırmaktadır.

Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.

İKİNCİ BÖLÜM

TÜRKİYE'DE 1990 SONRASI KUR OYNAKLIĞI VE İŞSİZLİK ARASINDAKİ İLİŞKİ

Türkiye’de 1990’dan günümüze kadar ülkenin temel ekonomik görünümü kısaca özetlenirse; ülkenin sanayileşmesine yönelik politikaların tamamen terk edilirken özellikle hükümetlere yakın sermaye gruplarının milli gelir içindeki payında sürekli yükselirken ve tekelleşmeye bağlı olarak emeğin (işçi kesimi) milli gelir içindeki payının sürekli olarak düşüşler gerçekleştiği görülmüştür. Kapitalizme dayalı ekonomik kalkınmanın en önemli ögesi olan serbest piyasa rekabet koşullarının bizzat devlet tarafından ihlal edilmesinin sonucu olarak ülkenin tasarruf oranları açısından bugünkü düşük sermaye yapısı göz önüne alındığında, tasarruf oranlarının gelişmesi açısından uygun bir ortamın hiçbir zaman sağlanamadığı gözlemlenmiştir. Ülkenin düşük sermaye yapısı, artan tekelleşme ve sermaye birikiminde gelişimi engelleyici para ve maliye politikalarının bir sonucu olarak, işsizlikte yaşanan artış 2000’lerden günümüze kadar emeğin hayatta kalabilmesi açısından dayanılmaz boyutlara ulaşmıştır. Bu bölümde 1990’lardan günümüze kadar kur oynaklığındaki artışın temel nedenleri üzerinde durularak kur oynaklığının özellikle 2002 yılından itibaren çift haneli rakamları gören işsizlikle ilişkisi incelenecektir.

2.1. 1990-2000 Döneminde Türkiye’de Kur Oynaklığı ve İşsizlik

1990’larda kurda oynaklığı arttıran ve işsizliğin ülkede önemli bir sorun haline gelmeye başlamasına neden olan en büyük etken, söz konusu dönemdeki hükümetlerin finanse etmekte yetersiz kaldığı bütçe açıklarıdır. Zira TCMB (1991) yıllık raporunda bu konuyu açıkça ortaya koymuştur. Bu rapora göre 90’lı yıllarda; ekonomide fiyat, ücret, faiz ve döviz kuru gibi değişkenlerin hareketlerindeki temel belirleyicisi kamu kesimi açıklarıdır. Bu rapora göre; kamu açıklarının milli hasıladaki payındaki artış, piyasada faiz oranlarını arttırırken yükselen faiz oranları bütçe açıklarının kapatılmasını zorlaştırmakta ve kamunun maliye politikasına bağımlı olan merkez bankası kaynaklarının kullanma olasılığını arttırmaktadır. Kamu açıklarının para basarak karşılanma olasılığındaki artış, ekonominin döviz kuru ve faiz oranları gibi

temel deęişkenlerinde dalgalanmalara sebep olmaktadır. Nihayetinde 94 yılında bu kötü senaryo gerçekleşmiş ve dolayısıyla 94 yılında döviz kurunda ve fiyatlarda büyük oynaklıklar gözlemlenmiştir. Böylece artan kur oynaklığına baęlı sermaye açısından beklenen getirilerdeki belirsizlik arttırmıştır.

90'lı yıllar boyunca yatırım gibi geri döndürülemez kararlar, ekonomide yaşanan belirsizlik ortamından olumsuz yönde etkilemiştir ancak işsizlik oranı, ticarete konu olan sektörlerdeki yatırımların azalışına rağmen 90'lı yıllar boyunca çift haneli rakamlara ulaşmamıştır. İşsizlikte yatırımlardaki azalışa rağmen söz konusu dönemde büyük bir artış olmamasının arkasında sermayenin kâr oranlarını, reel ücretlerdeki büyük düşüşlerle koruması yatmaktadır. Yani 1990'dan 99'a kadarki ekonomik görünüm tek bir cümleyle özetlenecek olursa, kamunun yarattığı büyük bütçe açıklarının bedeli, milyonlarca işçinin sırtına en ağır bir şekilde ortalama yüzde 80 gibi yüksek enflasyon yüklenerek karşılanmıştır.

90'lı yıllarda yaşanan yüksek enflasyonist ortamı önlemeye yönelik atılan en büyük adım, 99 yılında döviz kurunu sabitletmesini şeklinde kendini göstermiştir. Kurun değerinin önceden açıklanması, bir sene içinde piyasadaki belirsizlik ortamını azaltırken faiz oranlarının hızla düşmesini sağlamıştır ancak faiz oranlarının hızla düşmesi; ithalata yönelik talebi arttırarak enflasyonun planlandığı şekilde düşmesini engellemiştir. Akyüz & Boratav (2003) belirttiğı gibi yüksek kalan enflasyonla Türk lirasının aşırı değerlenmesi, büyüyen cari işlemler açığı, yüksek faize baęımlı hale gelmiş bankacılık sektöründeki kırılmalıklar, kurda yukarı yönde sert bir düzeltme beklentisinin giderek güçlenmesine neden olmuştur. Sonuç olarak hükümetin ekonominin yapısına hiç de uygun olmayan başarısız sabit kur girişiminin bedelini, 2001 yılında büyük bir bankacılık ve finansal kriz olarak yüksek enflasyon ve yüksek işsizlikle yine işçi kesimi ödemiştir. Bu krizin geçmişte yaşanan diğer krizlerden en büyük farkı, bankacılık sektörünü de içine almasından ötürü içlerinde beyaz yakalıların da olduğu büyük bir işsizlik ordusu yaratmasıdır.

2.2. 2001-2021 Döneminde Türkiye’de Kur Oynaklığı Ve İşsizlik

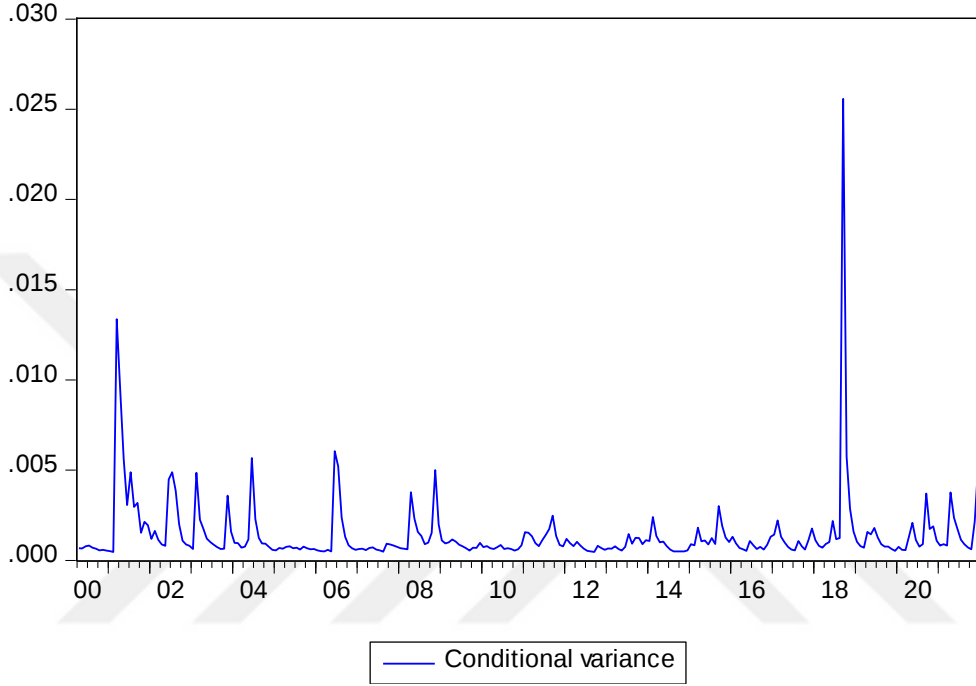
2000 yılında uygulamaya konulan yönlendirilmiş sabit parite (crawling peg) kur rejiminin 2001 Şubat ayında terk edilmesinden sonra gelen dalgalı rejiminin ilk döneminde döviz kurundaki volatilitenin çok yüksek olduğu görülmektedir. Bilindiği üzere ekonomik istikrarsızlık ile iç ve dış piyasalarda belirsizlik yaşandığı dönemlerde piyasa volatilitesi artma eğilimi içine girmektedir. Dalgalı kur rejiminin ilk dönemini içeren 2001 yılından sonra ABD doları ve Euro kuru volatilitelerinde 2003 yılının Mart ayında, 2006 yılının Mayıs ayında ve 2008 yılının Mart ve Ekim aylarında belirgin bir yükselme gözlemlenmiştir(Songül, 2010:42).

2003 yılının Mart ayında yabancı ülke askerlerinin Türkiye’de konuşlandırılması ve sınır ötesine Türk askeri gönderilmesine ilişkin Yetki Tezkeresi, TBMM’de kabul edilmemiştir. Bu kararın, mali yardım paketlerini zayıflatması nedeniyle, döviz kurları ve faiz oranlarında belirgin bir dalgalanma yaşanmıştır. 2006 yılının Mayıs ayı küresel likidite koşullarının bozulmasıyla birlikte risk algılamalarının artmasına paralel olarak özellikle gelişmekte olan ülkelerden sermaye çıkışlarının yaşandığı bir ay olarak dikkat çekmektedir. 2008 yılının Mart ayında, 2007 yılının ikinci yarısında beliren kredi krizi, ABD’nin makroekonomik durumuna ilişkin açıklanan olumsuz verilere koşut olarak derinleşmiş ve ABD’de beklenen resesyonun şiddetini arttırmıştır. Bunun sonucu olarak, uluslararası piyasalarda risk iştahında yaşanan gerilemeler gelişmekte olan ülke mali piyasalarındaki oynaklıkların yükselmesine yol açmıştır(Songül, 2010:43).

Şekil 2 incelendiğinde, 2001 yılının Şubat ayından itibaren sabit kur rejiminden dalgalı kur rejimine geçilmesiyle birlikte kurda artan oynaklık, 2008 küresel kriz yılının sonuna kadar sık aralıklarla görülmeye devam etmiştir. Kurda yaşanan oynaklığın doğrudan yatırımlar üzerindeki olumsuz etkisiyle beraber hükümetin IMF önderliğinde kemer sıkma politikalarını kesintisiz uygulaması birleşince, Şekil 3’de görüldüğü gibi toplam işsizlik oranı 2000 yılında %6,5 seviyesinden 2002 yılında çift haneli rakamlara ulaşmış ve 2002 yılından itibaren 2011 yılına kadar tek haneli rakamlara düşmemiştir. Genç işsizlik oranı da 2001 krizi öncesi 2000 yılında yaklaşık

%13,1 oranından 2003 yılında %20,5 seviyesine yükselmiş ve Şekil 3’de görüldüğü gibi 2000’den 2021 yılının sonuna kadar yıllık genç işsizlik oranı ortalama %20 oranında ataletle uğradığı görülmüştür.

Şekil 2: 2000 Ocak-2021 Aralık Reel Döviz Kuru Oynaklığı

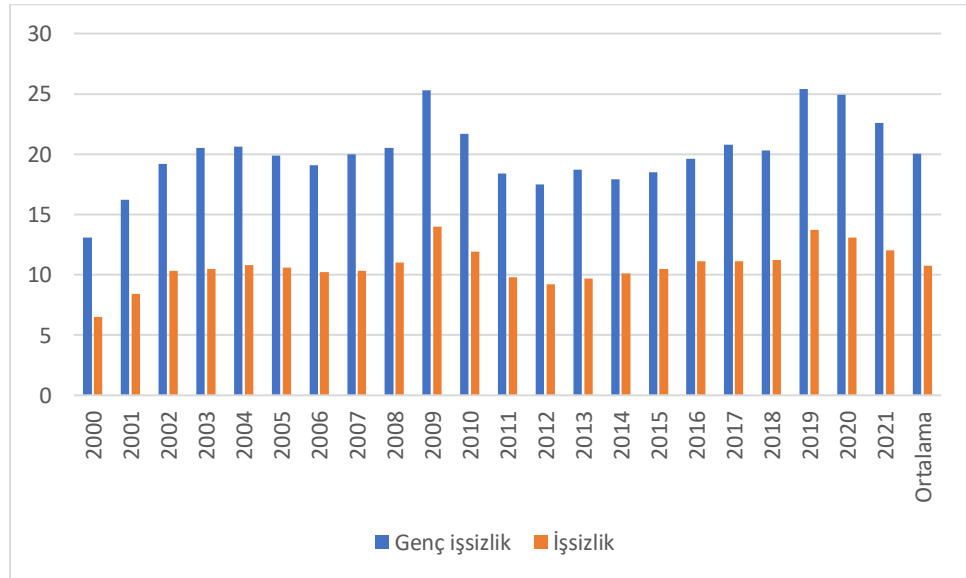


Kaynak: Reel döviz kuru oynaklığı, TCMB EVDS sisteminden alınan tüfe bazlı reel efektif döviz kuru verileriyle Eviews programı üzerinden yazar tarafından hesaplanmıştır. Oynaklık, reel efektif döviz kuru logaritmik birinci farkından oluşan reel döviz kuru getirileri serisi üzerinden ARIMA(2,3)-EGARCH(1,1) modelinden elde edilen koşullu varyans değerlerinden oluşmaktadır.

Şekil 2’de görüldüğü üzere 2018 yılının Ağustos ayında görülen büyük döviz kuru oynaklığının nedenleri, 2014 yılından itibaren yaşanan siyasi belirsizliklerin sonucunda ülkenin uzun süre seçim ve OHAL ekonomisinden çıkamaması, Merkez Bankasının bağımsız para politikası araçlarını Başkanlık sistemi altında verimli bir şekilde kullanamaması ve ABD ile yaşanan siyasi gerilimin örtük bir ekonomik ambargoya dönüşmesi şeklinde ifade edilebilir. 2018 Ağustos ayında yaşanan büyük döviz kuru oynaklığı, ekonomi üzerinde bir büyük bir belirsizlik ortamı yaratmıştır. İşsizlik, kurda yaşanan büyük oynaklığın ardından 2019 yılında, Şekil 3’de görüldüğü gibi bir önceki yıla göre %2,5 oranında artarak %13,7 oranıyla tarihi bir seviyeye çıkmıştır. Genç işsizlik oranı da aynı yıl bir önceki yıla göre %5,1 oranında yükselerek %25,4 oranıyla Cumhuriyet tarihinin en yüksek seviyesini görmüştür.

2020 yılının Mart ayında dünya genelinde Covid 19 pandemisi patlak vermiştir. Covid 19 pandemisinin ekonomi üzerindeki olumsuz etkilerine ilave olarak hükümet tarafından görevinden alınan Merkez Bankası başkanlarının sayılarının artması yatırımcılar açısından, TCMB'nin fiili olarak bağımsızlığını tamamen yitirdiğine yönelik beklentileri kalıcılaştırmıştır. Bu olumsuz gelişmelere ek olarak 2021 yılının son çeyreğinde FED'in parasal sıkılaştırma sinyallerinin aksine TCMB'nin parasal genişlemeye gitmesi sonucunda 2021 yılının Kasım ayında Şekil 2'de görüleceği üzere reel döviz kurundaki oynaklık artmıştır. 2018 Ağustos ayındaki kurda yaşanan büyük şokun etkisi sonucunda yaşanan 2019 yılındaki stagflasyonun ardından ertesi yıl gözlemlenmesi muhtemel olan baz etkisinin, 2020 yılında Covid-19'un dünya genelinde tüketim ve üretimi büyük sekteye uğratmasından ötürü neredeyse hiç gerçekleşmediği görülmüştür. Toplam işsizlik oranında Şekil 3'de görüleceği üzere 2020 yılında bir önceki yıla göre sadece %0,7 oranında azalış görülürken genç işsizlik oranında ise 2019 yılındaki tarihi seviyesinden 2020 yılında sadece %0,6 gibi önemsiz bir boyutta bir azalış görülmüştür.

Şekil 3: 2000-2021 Yılı Toplam İşsizlik ve Genç İşsizlik Oranları



Kaynak: TÜİK

Şekil 3'den de görüldüğü gibi genç işsizlik oranı, toplam işsizlik oranından epey yüksek ve yaklaşık iki katıdır. Ayrıca kriz dönemlerinde yine Şekil 3'den görüleceği üzere genç işsizlik oranı toplam işsizlik oranına göre daha fazla artış

göstermiştir. Dezavantajlı grup içinde sözü geçen gençler; BM, ILO ve benzeri kuruluşların genç olarak tanımladığı 15-24 yaş grubundaki kişilerdir. Genç bireyler, durgunluktan ve genel işsizlik artışından en çok etkilenen gruptur. Çünkü gençler, işgücü piyasasına yeni girdikleri için deneyimsizlerdir, hizmet süreleri ya hiç yok ya da kısadır. Gençler, işgücü piyasasının en kıdemsiz üyeleri olduğundan, kendilerinden daha deneyimli olan yetişkinlerin işsizliği arttığı dönemlerde işsizlikten daha fazla etkilenmektedir(Işık, 2016:136). Ayrıca Türkiye’de 2001 krizinden itibaren yükseköğrenim mezunlarının genç işsizliğin büyük bir kısmını oluşturması, ülkenin eğitim sisteminin emek talebine yönelik piyasa koşullarına cevap verememesi ve yetersizliğiyle doğrudan ilişkilidir.

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

DÖVİZ KURU OYNAKLIĞININ TAHMİNİ

Finansal piyasaların oynaklığını tahmin etme yeteneği, portföy seçimi ve varlık yönetiminin yanı sıra birincil ve türev varlıkların fiyatlandırması için önemlidir. Çoğu araştırmacı, birçok varlık piyasasında volatilitenin tahmin edilebilir olduğu konusunda hem fikir olsa da bu volatilitenin tahmin edilebilirliğinin nasıl modellenmesi gerektiği konusundaki görüşler farklılık göstermektedir. Son yıllarda, öngörülebilirliğe ilişkin kanıtlar, bazıları teorik olarak motive edilmiş, diğerleri ise sadece ampirik öneriler olan çeşitli yaklaşımlara yol açmıştır. Bu yaklaşımlardan en ilginç olanı, iyi haber ve kötü haberin gelecekteki oynaklık için farklı tahmin edilebilirliğe sahip olduğu “asimetrik” veya “kaldıraç” etkilerini dikkate alan oynaklık modelleridir(Engle & Victor, 1993:1749).

Geleneksel volatilitenin modelleri olarak ifade edilen değişen varyansı dikkate almayan volatilitenin modellerinde, getirilerin birbirinden bağımsız ve aynı dağılıma sahip olduğu, getirilerin ortalamasının sıfır olduğu ve oynaklığın ölçüsü olarak kabul edilen varyansın sabit olduğu varsayılmaktadır. Ancak döviz kuru, faiz oranı, enflasyon gibi finansal değişkenler incelendiğinde bu serilerin çoğunlukla sabit değil değişen varyansa sahip oldukları görülmüştür(Ertuğrul, 2012:33).

Finansal zaman serilerinin getirileri genellikle değişen varyanslı olduğundan meydana gelen dalgalanmalar bir yığın oluşturmaktadır. Bu yığınlar oynaklık kümelenmesi olarak ifade edilmektedir. Mandelbrott (1963), finansal varlık fiyatlarında meydana gelen büyük değişimleri büyük, küçük değişimleri küçük değişimlerin izleyeceğini ortaya koymuştur.

Finansal zaman serilerinin genellikle; normal dağılım özelliği sergilemeyip kalın kuyruk, ortalama etrafında aşırı basıklık, oynaklık kümelenmesi, asimetrik tepki ve kaldıraç etkisi gibi özellikler sergilediği görülmektedir. Dolayısıyla sabit varyans varsayımı üzerine kurulan geleneksel zaman serisi modelleri yeterli olmamaya başlamış bu nedenle değişen varyans yapısına izin veren modelleme teknikleri geliştirilmiştir. Literatürde koşullu değişen varyans kavramı ilk kez Engle (1982)

tarafından kullanılmıştır. Engle (1982) koşullu varyansı geçmiş hata terimlerinin bir fonksiyonu olarak modellemiş ve bu modele otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH modeli) demiştir. Engle (1982) modeli özellikle uygulamalı ekonometride büyük kabul görmüştür. Daha sonra literatürde gelişmelere bağlı olarak önerilen diğer modeller ARCH grubu modeller olarak ifade edilmiştir(Ertuğrul, 2012:33).

Günümüzde döviz ve finans piyasalarının oynak yapısının reel sektörlerle dolayısıyla tüm ekonomiye etkileri göz önüne alındığında ARCH modelleri, bu piyasalardaki oynaklığı tahmin etmesinden ötürü ciddi bir öneme sahiptir. Döviz ve finans piyasalarında yaşanan oynaklığı tahmin etmemize imkan sağlayan bu modeller, bu piyasalardaki yaşanan oynaklığa bağlı olarak yukarıda da değinildiği gibi birincil ve türev ürünlerinin fiyatlandırılmasında olduğu kadar uluslararası yatırımcıların portföy seçimlerinde, gerçek ve tüzel kişilerin borç portföyü oluşturmada ve ülkelerin makroekonomik açıdan risk priminin belirlenmesinde de aynı derecede öneme sahiptir.

3.1.Oynaklığın Teorik Açıdan İncelenmesi

Bu bölümde literatürün gelişimi takip edilerek önce geleneksel ARCH modelleri olarak ifade edilen ARCH(1) ve GARCH(1,1) modelleri daha sonra finansal zaman serilerinde asimetrik etkinin de dikkate alındığı EGARCH(1,1) (Üstel GARCH) ve TARCH (1,1)(Eşik ARCH) modelleri teorik olarak ele alınacaktır.

3.1.1 ARCH(1) Modeli

Engle (1982), tarafından geliştirilen ARCH spesifikasyonu altında; ARCH(1) modelinde koşullu değişen varyans, bir dönem önceki hataların (şokların) karelerinin doğrusal bir fonksiyonudur. ARCH(1) sürecindeki koşullu varyans denklemi aşağıda gösterilmiştir.

$$h_t = a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 \quad (1)$$

ARCH(1) sürecinin geçerli olabilmesi için modele bir takım kısıtlamalar getirilmiştir. ARCH(1) modelinin geçerli olabilmesi için modelin koşullu değişen varyansı pozitif olmak zorundadır. Bunun için $a_0 \geq 0$ koşulunun sağlanması gerekir.

Diğer kısıtlama ise, ARCH(1) sürecinin durağan yapıda olabilmesi $0 < \alpha_1 < 1$ koşulunu sağlaması gerekmektedir.

3.1.2. GARCH(1,1) Modeli

Genelleştirilmiş ARCH olarak bilinen Bollerslev (1986) tarafından tanıtılan modelde bir finansal varlığın koşullu değişen varyansı, geçmiş hataların (şoklarının) karelerine ek olarak kendi geçmiş koşullu değişen varyans değerlerine bağlıdır. GARCH spesifikasyonu altında, GARCH(1,1) modelinin varyans denklemi, aşağıda denklem (7)'de ifade edilmiştir.

$$h_t = a_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \quad (2)$$

GARCH(1,1) modeli de geçerli olabilmesi için bir takım katı kısıtlamalara tabidir. Öncelikle değişen varyansın (oynaklığın), pozitif olması gerektiğinden modelin bütün parametre katsayılarının da pozitif olması gerekmektedir. Ayrıca modelin durağan yapıda olabilmesi $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ koşulunu sağlaması gerekir. Modelin durağan yapıda olması, modelin hata teriminin koşulsuz varyansının sonlu olduğunu koşullu varyansının da zaman içinde değişmesini ifade eder.

ARCH(p) ve GARCH(p,q) modellerine yapılan en büyük eleştiri yada bu modellerinin en büyük zayıflığı, oynaklık geçmiş hataların (şokları) karelerine bağlı olduğundan şokların büyüklüğü önemli olup işaretinin göz ardı edilmesidir. Oysaki finansal varlıkların negatif ve pozitif şoklara tepkisi genellikle asimettiktir.

3.1.3. EGARCH(1,1) Modeli

ARCH ve GARCH modelleri finansal zaman serisi verilerinin bazı önemli özelliklerini yakalayamamaktadır. Bu modellerin değinmediği en ilginç özellik, Black (1976) tarafından keşfedilen ve French, Schwert ve Stambaugh(1987), Nelson (1990) ve Schwert (1990) tarafından doğrulanan kaldıraç veya asimmetrik etkidir. İstatiksel olarak, bu etki, fiyatta beklenmeyen bir düşüş (kötü haber), tahmin edilebilir oynaklığı, benzer büyüklükteki beklenmedik bir artıştan (iyi haber) daha fazla arttırdığında ortaya çıkar. Bu etki, koşullu varyans fonksiyonu üzerindeki geçmiş hataların simetri kısıtlamasına uygun olmadığını göstermektedir. Bu tür asimmetrik etkileri yakalamak

için önerilen bir yöntem Nelson'ın (1990) üstel GARCH veya EGARCH modelidir(Engle & Victor, 1993:1752).

EGARCH modelinin en basit hali olan EGARCH(1,1) modeli (6) numaralı denklemde gösterilmiştir.

$$\ln(h_t) = a_0 + a_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}^{0.5}} \right| + \lambda_1 \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}^{0.5}} \right) + \beta_1 \ln(h_{t-1}) \quad (3)$$

(3) numaralı denklemdeki EGARCH(1,1) modelinin üç tane önemli özelliği mevcuttur.

- Koşullu varyans denklemi logaritmik doğrusal şekildedir. $\ln(h_t)$ 'nin büyüklüğüne bakılmaksızın, h_t 'nin ima edilen değeri negatif olamaz. Bu yüzden katsayıların negatif olmasına izin verilebilir.
- EGARCH modelinde, standart GARCH tipi modellerden farklı olarak ε_{t-1}^2 yerine standartlaştırılmış düzey şoklarının (ε_{t-1}) gecikmeleri kullanılır. $(\varepsilon_{t-1}, h_{t-1}^{0.5})$ değerine bölünerek standardize edilir). Standardize edilmiş (ε_{t-1}) değeri birimden bağımsız (unit free) bir ölçüdür.
- EGARCH modeli kaldıraç etkisini göze alır. Eğer $(\varepsilon_{t-1}/h_{t-1}^{0.5})$ değeri pozitifse, bu şokun, koşullu varyansın logaritması üzerindeki etkisi $(a_1 + \lambda_1)$ kadardır. $(\varepsilon_{t-1}/h_{t-1}^{0.5})$ değeri negatif ise, şokun koşullu varyansın logaritması üzerindeki etkisi $(-a_1 + \lambda_1)$ kadardır(Ertuğrul, 2012:52).
- Modelin durağanlık koşullunun sağlanması için GARCH etkisini gösteren β_1 parametresinin mutlak değerinin 1'den küçük olması gerekmektedir.
- Asimetri parametresi $\lambda_1 < 0$ ise, kaldıraç etkisi söz konusudur. $\lambda_1 = 0$ ise olumlu ve olumsuz şokların volatilité üzerindeki etkisi eşittir.

3.1.4. TARCH(GJR GARCH) (1,1) Modeli

Eşik-GARCH süreci, iyi ve kötü haberlerin (negatif ve pozitif getiri şokları) oynaklık üzerindeki etkilerinin analizine olanak sağlar. TARCH (1,1) modeli, asimetrik eşik etkisine sahip standart GARCH (1,1) modelidir(Lim and Sek 2013).

TARCH(1,1):

$$h_t = a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \beta_1 h_{t-1} \quad (4)$$

şeklinde ifade edilmektedir. Denklemden yer alan kukla değişkeni d_t , negatif şok durumunda ($\varepsilon_t < 0$) olduğunda 1, pozitif şok durumunda ise ($\varepsilon_t > 0$) ise 0 değerini almaktadır. λ katsayısı kaldıraç etkisini göstermektedir. Bu modelde oynaklık, kötü haberle birlikte yükselme, iyi haberle birlikte düşme eğilimindedir. Modelde iyi haberin oynaklığa etkisi, kukla değişken 0 değerini alacağından, (a_1) ile kötü haberin oynaklığa etkisi, kukla değişken 1 değerini alacağından, ($a_1 + \lambda$) ile ifade edilmektedir. Asimetri (λ) parametresinin pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı olması durumunda kaldıraç etkisi söz konusudur. Asimetri parametresinin pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı olması pozitif şokların negatif şoklara göre daha az volatiliteye sebep olmasına ya da başka bir deyişle negatif bir haber akışının pozitif bir haber akışına göre daha fazla volatiliteye yol açtığına işaret etmektedir. TARARCH(1,1) modelinin geçerli bir model olabilmesi için GARCH(1,1) modelinde geçerli olan tüm koşulları sağlamasının yanında asimetri parametresinin mutlak değer cinsinden 1'den küçük olması gerekir.

3.2. Uygulama

Reel döviz kuru oynaklığını tahmin edebilmek için değişen varyans sorununu dikkate alan ve literatürde en çok kullanılan ARCH ve türevi modellerden ARCH(1,1), GARCH(1,1), TARARCH(1,1) ve EGARCH(1,1) modelleri kurulacak. Kurulan modeller arasında Akaike (AIC), Schwarz (SIC), Log-Olabilirlik (Log-L) gibi bilgi kriterlerinden yararlanılarak oynaklığın modellenmesinde en uygun modelin hangisi olduğu belirlenmeye çalışılacaktır. Çalışmada reel döviz kuru oynaklığını tahmininde Ocak 2005-Aralık 2021 dönemlerini kapsayan 204 veriden oluşan tüfe bazlı reel efektif döviz kuru serisi alınmış ve döviz kuru oynaklığının tahmini için Eviews 10 paket programı kullanılmıştır. Dördüncü bölümdeki genç işsizlik verileriyle uyumlu olabilmesi için reel efektif döviz kuru serisinin 2005 Ocak ayından itibaren alınması uygun bulunmuştur. Söz konusu veriler TCMB EVDS veri tabanından alınmıştır. Reel efektif döviz kuru serisini temsil etmek için uygulamada “RER” ifadesi kullanılmıştır. Literatürdeki çalışmalara paralel olarak RER serisinin doğal

logaritması alınmış ve doğal logaritması alınan seri “LRER” olarak ifade edilmiştir. Böylece çalışmaya LRER serisiyle devam edilmiştir.

En uygun ARCH türevi modellerinin belirlenmesi için çalışmada kullanılan temel aşamalar şunlardır(Çelik, 2017:92):

- Serinin dağılım özelliklerinin belirlenmesi
- Durağanlık analizi
- En uygun ARMA (p,q) model tipinin belirlenmesi
- Uygun bulunan modele ARCH-LM testi yapılması
- Çözümlemede kullanılacak ARCH türü modellerinin belirlenmesi
- En uygun koşullu değişen varyans modelinin değerlendirilmesi

3.2.1 LRER Serisinin Dağılım Özelliklerinin Belirlenmesi

Normal dağılımda simetriğin 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 ve 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 işarettir. 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 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(Çelik, 2017:93).

Çalışmada LRER serisinin tanımlayıcı istatistikleri altta Tablo 2’de gösterilmektedir. Tablo 2’den görüleceği gibi LRER serisinin tanımlayıcı istatistik değerleri incelendiğinde, çarpıklık değerinin negatif olması serinin sola çarpık basıklık katsayısının 3’den büyük olması serinin kalın kuyruklu, Jarque-Berra testinin olasılık değerinin %1 anlamlılık düzeyinden küçük olması ise serinin normal dağılıma sahip olmadığını göstermektedir.

Tablo 2: LRER Serisinin Tanımlayıcı İstatistikleri

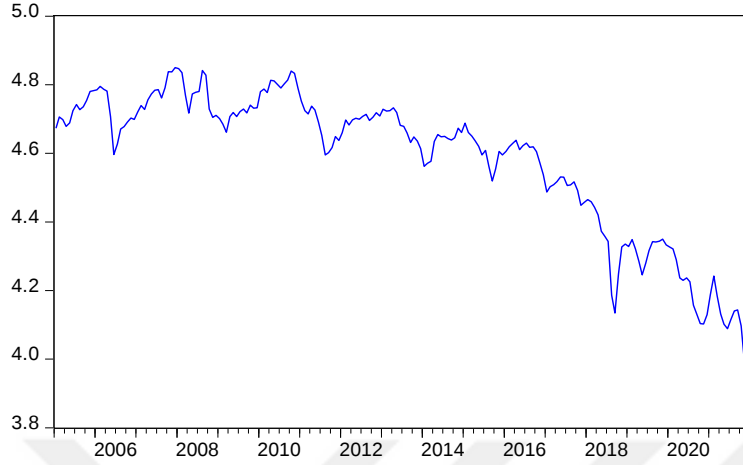
Gözlem Sayısı	204
Ortalama	4.581483
Medyan	4.651098
Maksimum	4.849762
Minimum	3.869116
Standart Sapma	0.211946
Çarpıklık	-1.098284
Basıklık	3.259827
Jarque-Bera (Olasılık Değeri)	41.58555 (0.0000)

3.2.2 LRER Serisinin Durağanlığının Analizi

Zaman serileri analizinde durağanlık kavramı çok önemlidir. Bir zaman serisi, ortalaması ile varyansı zaman içinde değişmiyor ve iki dönem arasındaki kovaryansı bu kovaryansın hesaplandığı döneme değil de yalnızca iki dönem arasındaki uzaklığa bağlı ise durağandır. Granger ve Newbold (1974), durağan olmayan zaman serileriyle çalışılması halinde sahte regresyon problemiyle karşılaşılabilceğini göstermiştir. Bu durumda regresyon analiziyle elde edilen sonuç gerçek ilişkiyi yansıtmaz(Karagöl et al., 2007:74).

Durağanlığın analizi için öncelikle LRER serisinin zaman yolu grafiği incelenmiştir. Şekil 4 LRER serisinin zaman yolu grafiğini göstermektedir. Şekil 4'e göre, doğal logaritması alınmış reel efektif döviz kuru serisinin belirli bir ortalamaya sahip olmadığı ve azalan bir trend etkisinin varlığı görülmüştür. Bundan dolayı LRER serisi düzey halinde durağan dışı bir yapıda olması söz konusudur.

Şekil 4: LRER Serisinin Grafiği



Daha sonra LRER serisinin durağanlığını analiz etmek için LRER serisine ADF, PP, KPSS, Ng-Perron temel birim kök testleriyle beraber yapısal kırılmayı da dikkate alan Zivot-Andrews birim kök testi uygulanmıştır.

Tablo 3: LRER Serisinin ADF,PP ve KPSS Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	ADF Testi	PP Testi	KPSS Testi
LRER	1.23 [-2.88]	1.76 [-2.88]	1.48 [0.46]
Δ LRER	-10.59 [-2.88]	-8.73 [-2.88]	0.48 [0.46]

ADF testi için Schwarz bilgi kriteri, PP ve KPSS testi için de Newey-West bilgi kriteri kullanılmış olup maksimum gecikme uzunluğu 14 olarak alınmış ve uygun gecikme uzunluğu 2 olarak belirlenmiştir. Köşeli parantez içindeki değerler %5 anlamlılık düzeyinde kritik değerleri göstermektedir.

Tablo 4: LRER Serisinin Ng-Perron Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	MZ_a	MZ_t	MSB	MPT
LRER	4.04 [-8.1]	1.81 [-1.98]	0.44 [0.23]	28.19 [3.17]
Δ LRER	-29.90 [-8.1]	-3.51 [-1.98]	0.11 [0.23]	1.88 [3.17]

Köşeli parantez içindeki değerler %5 anlamlılık düzeyinde kritik değerleri göstermektedir.

Tablo 5:LRER Serisinin Zivot-Andrews Birim Kök Testi

Değişkenler	Zivot-Andrews Testi	Seçilen Kırılma
LRER Serisi (Sabitli) t İstatistiği	-2.39 [-4.93]	Mart 2018
LRER Serisi (Trendli) t İstatistiği	-4.01 [-4.42]	Nisan 2016
LRER Serisi (Sabitli ve Trendli) t istatistiği	-4.04 [-5.08]	Kasım 2016

Köşeli parantez içindeki değerler %5 anlamlılık düzeyinde kritik değerleri göstermektedir.

Tablo 3 ve 4, LRER serisinin sabit terimli hesaplanan temel birim kök test istatistik sonuçlarını göstermektedir. LRER serisi için düzey değerinde, hesaplanan test istatistik değerleri, ele aldığımız bütün temel birim kök testlerinde %5 anlamlılık düzeyindeki tablo kritik değerlerinden büyük çıkmıştır. Dolayısıyla bu testlerden LRER serisinin düzeyde durağan olmadığı anlaşılmaktadır. Birinci farkı alınmış LRER serisi, hesaplanan test istatistik değerleri, KPSS testi dışında ele aldığımız bütün birim kök testlerinde %5 anlamlılık düzeyindeki tablo kritik değerlerinden küçük çıkmaktadır. Dolayısıyla LRER serisinin ele alınan dönem içinde temel birim kök testleri sonucunda birinci mertebede durağan olduğu gözlemlenebilir.

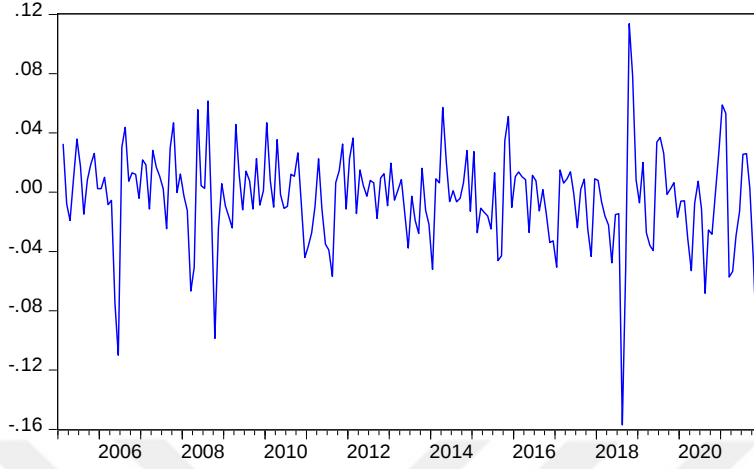
Tablo 5 incelendiğinde LRER serisi için yapısal kırılmayı dikkate alan Zivot-Andrews birim kök testinde sabitli, trendli ve hem sabitli hem trendli test istatistik sonuçları, %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değerlerden büyük olduğu görülmektedir. Test istatistik değerleri %5 anlamlılık düzeyindeki tablo kritik değerlerinden büyük olduğundan LRER serisinin temel birim kök testlerinde olduğu gibi yapısal kırılmayı dikkate alan Zivot-Andrews birim kök testinde de düzeyde durağan olmadığı gözlemlenmiştir.

Sonuç olarak LRER serisi düzey değerinde durağan olmadığı görülmektedir. Söz konusu dönem içerisinde serinin ARMA yapılarıyla modellenebilmesi için serinin durağan bir yapıda olması gerekmektedir. LRER serisinin durağan bir yapıya ulaşabilmesi için seriye aşağıdaki denklem uygulanarak serinin ilk farkı alınmış ve Şekil 5’de gösterilen döviz kuru getiri serisi elde edilmiş ve serinin “Rexch” olarak ifade edilmesi uygun görülmüştür.

$$\text{Rexch} = \text{LRER} - \text{LRER}(-1) \quad (5)$$

Şekil 5’de getiri serisinin zaman yolu grafiği incelendiğinde, serinin sıfır ortalama etrafında salınımlar göstermesinden dolayı ortalamada durağanlığın sağlanmış olduğu görülmektedir. Böylece Şekil 5, serinin birinci dereceden farkının alınmasıyla durağanlaşmış olduğunun görsel bir kanıtını sunmaktadır. Ayrıca bu seride Şekil 5’den de görüldüğü gibi oynaklık kümelenmesini ifade eden büyük değişimleri büyük, küçük değişimleri küçük değişimlerin izlediği görülmektedir.

Şekil 5: Rexch Serisinin Zaman Yolu Grafiği



Tablo 6: Rexch Serisinin Tanımlayıcı İstatistikleri

Gözlem sayısı	203
Ortalama	-0.003961
Medyan	-0.001077
Maksimum	0.113683
Minimum	-0.156970
Standart Sapma	0.033146
Çarpıklık	0.8110054
Basıklık	6.476476
Jarque-Bera (Olasılık Değeri)	124.4275 (0.0000)

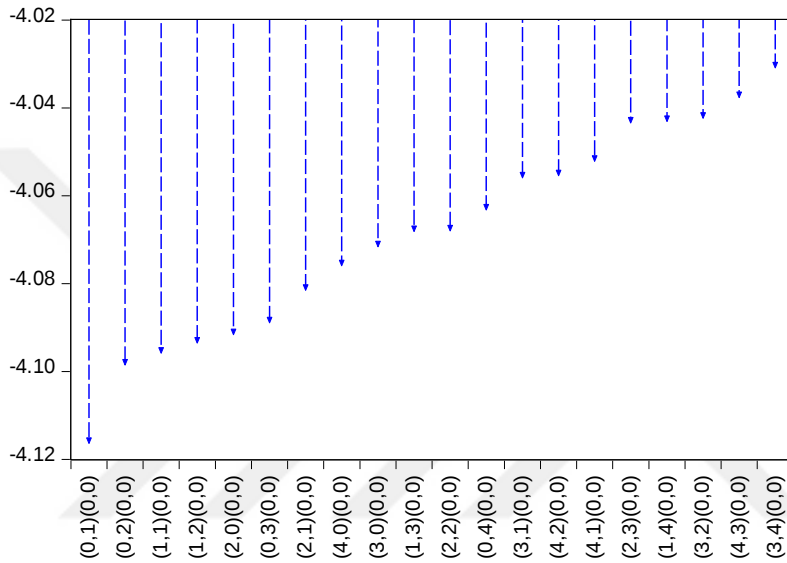
Tablo 6 incelendiğinde getiri serisinin, olasılık değeri %1 anlamlık düzeyinden küçük olduğu için serinin normal dağılıma sahip olmadığı, çarpıklık değerinin negatif olmasından sola çarpık ve basıklık katsayısının 6.47 değeriyle 3'ün üzerinde olduğu için kalın kuyruklu asimetrik bir dağılım sergilediği görülmektedir.. Zaman yolu grafiği ve tanımlayıcı istatistik sonuçlarına göre getiri serisinin; oynaklık kümelenmesi, kalın kuyruklu asimetrik dağılıma sahip olmasından dolayı serinin tipik bir finansal varlık getirisinin betimleyici bütün özelliklerini sergilediği görülmüştür.

3.2.3. Getiri Serisi için En Uygun ARMA Modelinin Belirlenmesi

Durağan zaman serilerini modellemenin en yaygın yolu AR otoregresif süreç, MA hareketli ortalama süreci olmak üzere ARMA otoregresif hareketli ortalama süreç yöntemidir. İyi bir öngörü için mümkün olduğunca en az sayıda terim ile model

kurulması gerekir. Modellerde fazla sayıda terim bulunması durumunda söz konusu model iyi bir öngörü olmaktan uzaklaşacaktır. Dolayısıyla en uygun ortalama model seçiminde Box-Jenkins'in cimrilik prensibi göz önüne alınacaktır(Çelik, 2017:98-99). En uygun modelin tespiti için maksimum $p=0,1,2...4$ ve maksimum $q=0,1,2...4$ kombinasyonları denenmiştir.

Tablo 7: Rexch Serisi İçin Schwarz Bilgi Kriterine Göre En İyi 20 Model



En uygun ARMA modelinin seçiminde Schwarz (SIC), Hannan Quinn (HQ), Akaike (AIC) kriterlerinin düşük, Log-Olabilirlik kriterinin yüksek olması dikkate alınarak getiri serisinin oynaklığının tahmini için en uygun ortalama modelin MA(1) olduğu sonucuna varılmıştır. Bilgi kriterlerine göre uygun model seçimi, çalışmanın Ekler kısmında Tablo 7Ek'de yer almaktadır.

Tablo 8: OLS Yöntemiyle MA(1) Modelinin Sonuçları

	Katsayılar	Standart Sapma	T istatistik	Olasılık
Sabit terim	-0.004069	0.003319	-1.226228	0.2216
MA(1)	0.544470	0.0555620	9.789062*	0.0000
Tanımlayıcı İstatistik Değerleri				
Log-L=425.7093 F-istatistik=24.00984 Olasılık(F-istatistik)=0.0000		Schwarz(SIC)=-4.11 Hannan Quinn(HQ)=-4.14 Akaike(AIC)=-4.16		

*%1, **%5, ***%10'da anlamlılığı gösterir.

Tablo 8, Rexch serisinin ortalama modeli olarak belirlenen MA(1) modelinin En Küçük Kareler Yöntemiyle tahmin sonuçlarını göstermektedir. Tablo 8’de görüldüğü gibi modelin MA(1) parametresinin olasılık değeri %5 anlamlılık düzeyinden küçük olduğu görülmektedir. Bu nedenle MA(1) parametresi istatistiksel olarak anlamlıdır. Modelin genel anlamlılığını sınavan F olasılık değeri (0.000), %5 anlamlılık düzeyinden küçük bulunduğu için kurulan modelin genel olarak anlamlı olduğu görülmektedir.

3.2.4. MA(1) Modelinin 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. ARCH-LM testinin temel amacı, serilerde görülen ve göz önüne alınmaması durumunda tahmin etkinliğinin azalmasına neden olan şimdiki hata terimleriyle yakın geçmişteki hata terimlerinin birbirleriyle ilişkili olup olmadığını ortaya çıkarmaktır. ARCH-LM testine göre, yardımcı regresyonlardan elde edilen R^2 ile (T-p) serbestlik derecesinin çarpılmasıyla ortaya çıkan sonuç p serbestlik derecesiyle λ_p^2 tablo değeriyle karşılaştırılır. Eğer (T-p)* R^2 , λ_p^2 tablo değerinden büyükse ise hata terimlerinde ARCH etkisi olduğu sonucuna varılır(Çelik, 2017:101-102).

Getiri serisi için uygun olarak belirlenen ortalama modelin MA(1) olduğu belirlendikten sonra ortalama modelin artıklarına değişen varyans sorununun geçerliliğini sınamak için ARCH-LM testi yapılmıştır. ARCH-LM testi sonuçları Tablo 9’da gösterilmiştir. Tablo 9 incelendiğinde modelin hata terimlerinin 2,5 ve 10 gecikmeli $(T - p) * R^2$ değeri, λ^2 tablo kritik değerinden büyüktür ve λ^2 olasılık değerleri de 0,05 anlamlılık düzeyinden küçük olduğu görülmektedir. Bu nedenle seride ARCH etkisinin olmadığını öne süren H_0 hipotezi reddedilmiştir.

Tablo 9: Rexch Serisi MA(1) Modelinin ARCH-LM Testi Sonuçları

ARCH-LM testi	$(T - p) * R^2$	λ^2 tablo değeri	Olasılık (λ^2)
ARCH(2)	16.20	5.99	0.0003
ARCH(5)	22.59	11.07	0.0004
ARCH(10)	22.82	18.31	0.0114

T değeri, modelin gözlem sayısını, p değeri gecikme uzunluğunu ve R^2 değeri, p gecikme uzunluğunda hesaplanan hata terimlerinin determinasyon katsayısını ifade eder.

Sonuç olarak Rexch serisinin 2, 5 ve 10 gecikmeli artıklarında sabit varyans varsayımının geçerli olmadığı diğer bir ifadeyle değişen varyans sorunu olduğu ampirik olarak kanıtlanmıştır.

3.2.5 En Uygun ARCH Türü Modelinin Belirlenmesi

Modelde ARCH-LM testiyle değişen varyans sorununun varlığı kabul edildikten sonra Rexh serisinin oynaklığı, ARCH modelleri olarak da ifade edilen koşullu değişen varyans modelleri ile tahmin edilecektir. Rexch serisinin oynaklığının belirlenmesi amacıyla serinin koşullu değişen varyansı en iyi modelleyebilecek ve literatürde en çok tercih edilen ARCH(1), GARCH(1,1) modelleriyle birlikte asimetrik etkileri de dikkate alan TARCH(1,1), EGARCH(1,1) modelleri kurulacaktır. Kurulan modellerin koşulları ve çeşitli kriterler dikkate alarak en uygun model belirlenecektir. Getiri serisinin asimetrik dağılıma sahip olması nedeniyle getiri serisi üzerinde kurulan ARCH tipi modellerinin hata terimleri, normal dağılım yerine student t dağılımıyla modellenmiş ve tahmin yöntemi olarak da maksimum olabilirlik kullanılmıştır.

3.2.5.1. ARCH(1) Modeli

2005.01-2021.12 dönemi için reel döviz kuru oynaklığını tahmin etmek için kurulan ilk model Engle (1982) tarafından geliştirilen ARCH(1) modelidir. Tablo 10, Rexch serisi üzerinden kurulan student dağılımlı MA(1)-ARCH(1) modelinin sonuçlarını vermektedir.

Tablo 10 incelendiğinde student dağılımlı MA(1)-ARCH(1) modelinin varyans denklemindeki oynaklığın şoklara karşı anlık tepkisini ifade eden ARCH etkisi teriminin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olmadığı görülmüştür. Tablo 10'dan görüleceği üzere ARCH-LM testlerinin ki-kare olasılık değerleri

modelin kalıntılarında değişen varyans sorunun devam ettiğini göstermektedir. Ayrıca yine Tablo 10'dan görüleceği gibi Ljung-Box Q istatistik sonuçları modelin kalıntılarında ve kalıntı karelerinde otokorelasyon sorununun olduğunu da göstermektedir.

Tablo 10: Student Dağılımlı MA(1)-ARCH(1) Sonuçları

Değişken	Katsayı	Standart Hata	Olasılık Değeri
Sabit Terim	-0.001162	0.004117	0.7778
MA(1)	0.348745	0.107723	0.0012
Varyans Denklemi: $h_t = 0.001 + 0.171\varepsilon_{t-1}^2$			
Sabit Terim	0.001093	0.000157	0.0000
ARCH(-1)	0.171429	0.156327	0.2728
Tanımlayıcı İstatistik Değerleri			
Log-Olabilirlik(Log-L)=424.7819 Akaike(AIC)= -4.135 Schwarz(SIC)= -4.054 Hannan-Quinn(HQ)= -4.102		ARCH(2)=0.00 ARCH(5)=0.000 ARCH(10)=0.001 Q(2)=0.002 Q(5)=0.011 Q(10)=0.013	Q2(2)=0.000 Q2(5)=0.000 Q2(10)=0.013

ARCH(2),ARCH(5),ARCH(10); 1,5 ve 10 gecikme için ARCH-LM testlerinin ki-kare olasılık değerlerini göstermektedir. Q(2),Q(5),Q(10) kalıntılarda ve Q2(2),Q2(5),Q2(10) kalıntı karelerde 2,5,10 gecikme için otokorelasyon testinin olasılık değerlerini göstermektedir.

Sonuç olarak gerek değişen varyans, otokorelasyon sorunları gerek parametre anlamlılığı açısından bağımlı değişken olarak getiri serisi üzerinden kurulan student dağılımlı MA(1)-ARCH(1) modelinin, söz konusu dönem için reel döviz kurundaki oynaklığın tahmininde uygun bir model olmadığı görülmüştür.

3.2.5.2. GARCH(1,1) Modeli

Söz konusu dönem içinde reel döviz kuru oynaklığını modellemek için kurulan ikinci model GARCH(1,1) modelidir. Tablo 8, getiri serisi üzerinden kurulan student dağılımlı MA(1)-GARCH(1,1) modelinin tanısal testlerle beraber sonuçlarını göstermektedir. Tablo 11'de de görüldüğü gibi getiri serisi üzerinde kurulan MA(1)-GARCH(1,1) modelinin varyans denklemindeki parametreleri sırasıyla modelin sabiti, ikinci terim ARCH terimini, son terim ise bir önceki dönemin koşullu varyansının, cari dönem koşullu varyansı üzerindeki etkisini gösteren GARCH terimini oluşturmaktadır.

Tablo 11: Student Dağılımlı MA(1)-GARCH(1,1) Modelinin Sonuçları

Değişken	Katsayı	Standart Hata	Olasılık Değeri
Sabit Terim	0.001093	0.001979	0.6084
MA(1)	0.635095	0.165028	0.0001
Varyans Denklemi: $h_t = 0.001 + 0.15\varepsilon_{t-1}^2 + 0.59h_{t-1}$			
Sabit Terim	0.001093	0.001979	0.5806
ARCH(-1)	0.150000	0.364195	0.6804
GARCH(-1)	0.598468	0.697359	0.3908
Tamısal Testler			
Log-Olabilirlik(Log-L)= 378.2528 Akaike(AIC)= -3.667515 Schwarz(SIC)= -3.569588 Hannan-Quinn(HQ)= -3.627897		ARCH(2)=0.0536 ARCH(5)=0.0893 ARCH(10)=0.4164 Q(2)=0.04 Q(5)=0.108 Q(10)=0.045	Q2(2)=0.054 Q2(5)=0.147 Q2(10)=0.482

ARCH(2),ARCH(5),ARCH(10); 2,5 ve 10 gecikme için ARCH-LM testlerinin ki-kare olasılık değerlerini göstermektedir. Q(2),Q(5),Q(10) kalıntılarda ve Q2(2),Q2(5),Q2(10) kalıntı karelerde 2,5,10 gecikme için otokorelasyon testinin olasılık değerlerini göstermektedir.

Modelin geçerliliği, varyans denklemindeki parametrelerin istatistiksel açıdan anlamlı ve negatif olmamasıyla birlikte durağanlık koşulunu ifade eden ARCH ve GARCH terimlerinin katsayılarının toplamının 1'den küçük olması ve modelde değişen varyans sorunun olmaması ile kabul edilmektedir. Tablo 11'de görüleceği üzere modelin bütün parametreleri pozitif olduğu ve durağanlık koşulunun da sağlandığı gözlemlenmiştir. Ayrıca ARCH-LM testlerinin ki-kare olasılık değerlerine bakıldığında modelde değişen varyans sorunun olmadığı da görülmektedir ancak Tablo 11'de görüldüğü gibi modelin varyans denklemindeki parametreleri istatistiksel açıdan anlamlı değildir ve 2 ile 10 gecikmeli kalıntılarında otokorelasyon sorunu bulunmaktadır. Bu nedenle getiri serisi üzerinden kurulan student dağılımlı MA(1)-GARCH(1,1) modeli de söz konusu dönem içinde Rexch serisinin oynaklığının tahmininde geçerli bir model olmadığı görülmüştür.

3.2.5.3. TARCH(1,1) Modeli

Oynaklığın modellenmesinde getiri serisi üzerinden kurulan ikinci model TARCH(1,1) modelidir. TARCH(1,1) modelinin geleneksel ARCH modeli olarak ifade edilen GARCH(1,1) modelinden en büyük farkı, mevcut oynaklık üzerinde asimetric etkileri de dikkate almasıdır. ARCH(1) ve GARCH(1,1) modellerindeki ARCH teriminde hata teriminin kareleri alındığı için şokun sadece büyüklüğü önemliyken TARCH(1,1) modelinde şokun işareti de önem taşımaktadır. Tablo 12, getiri serisi üzerinden kurulan student dağılımlı MA(1)-TARCH(1,1) modelinin tanimsal test değerleriyle beraber sonuçlarını göstermektedir.

Bu modelin geçerli bir model olabilmesi için GARCH(1,1) modelinde ifade edilen koşullara ilave olarak asimetri parametresinin değeri mutlak değer cinsinden 1'den küçük olması koşulunun geçerli olması gerekmektedir. Modelin sonuçları Tablo 12'de görüleceği üzere modelin, GARCH modelinin bütün koşullarını sağladığı ayrıca asimetri parametresinin mutlak değerinin 1'den küçük olduğu görülmektedir. Modelin Tablo 12'deki ARCH-LM testlerinin ki-kare olasılık değerleri incelendiğinde, getiri serisinde görülen değişen varyans sorununun modelde giderildiği görülmüştür. Ayrıca modelin kalıntı ve kalıntı karelerinde otokorelasyon olmadığı da tablo 12'de gösterilmiştir.

Varyans denkleminin parametrelerinin anlamlılığı açısından bakıldığında modelin sabit terimi dışındaki diğer parametrelerin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olmadığı görülmektedir. Dolayısıyla TARCH(1,1) modelinin varyans denklemindeki parametrelerinin anlamlılığı açısından incelenen dönem için Rexch serisinin oynaklığının tahmininde uygun bir model olmadığı görülmüştür. Ayrıca istatistiksel açıdan anlamlı olmasa da oynaklık üzerinde aynı ölçüde negatif şokların pozitif şoklara göre daha etkili olduğu da görülmektedir.

Tablo 12: Student Dağılımlı MA(1)-TARCH(1,1) Modelinin Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	Olasılık Değeri
Sabit Terim	-0.002629	0.002524	0.2976
MA(1)	0.422404	0.068802	0.0000
Varyans Denklemi $=h_t = 0.0004 + 0.027\varepsilon_{t-1}^2 + 0.76\varepsilon_{t-1}^2d_{t-1} + 0.17h_{t-1}$			
Sabit Terim	0.000443	0.000138	0.0013
ARCH(-1)	0.027707	0.128819	0.8297
GARCH(-1)	0.177786	0.17024	0.2960
Asimetri (λ)	0.766255	0.424383	0.0710
Tanısal Testler			
Log-Olabilirlik(Log-L)= 444.3591 Akaike(AIC)= -4.308956 Schwarz(SIC)= -4.194708 Hannan-Quinn(HQ)= -4.262736		ARCH(2)=0.6686 ARCH(5)=0.8243 ARCH(10)=0.9834 Q(2)=0.09 Q(5)=0.25 Q(10)=0.139	Q2(2)=0.649 Q2(5)=0.830 Q2(10)=0.984

ARCH(2),ARCH(5),ARCH(10); 2,5 ve 10 gecikme için ARCH-LM testlerinin ki-kare olasılık değerlerini göstermektedir. Q(2),Q(5),Q(10) kalıntılarda ve Q2(2),Q2(5),Q2(10) kalıntı karelerde 2,5,10 gecikme için otokorelasyon testinin olasılık değerlerini göstermektedir.

3.2.5.4. EGARCH(1,1) Modeli

2005 Ocak-2021 Aralık dönemi için Türkiye’de reel döviz kuru oynaklığının tahmini için kullanılan son model EGARCH(1,1) modelidir. EGARCH(1,1) modeli TARCH(1,1) modelinde olduğu gibi oynaklığın tahmininde şokların asimetrik etkilerini dikkate almaktadır. EGARCH modelinin diğer modellerden en büyük farkı, EGARCH modelinde, koşullu varyansın doğal logaritması alındığından varyans denklemindeki parametrelerin işareti önemli değildir. Tablo 13 getiri serisi üzerinden MA(1)-EGARCH(1,1) modelinin tanısal test istatistik değerleriyle birlikte sonuçlarını göstermektedir.

Modelin geçerliliği için Tablo 13 incelendiğinde, modelin varyans denklemindeki bütün parametrelerin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlı olduğu görülmektedir. Modelin durağanlık koşulu için GARCH etkisini gösteren direnç parametresinin 1’den küçük olma koşulu, Tablo 13’de görüldüğü gibi sağlanmaktadır. Ayrıca yine Tablo 13’de görüldüğü gibi ARCH-LM testlerinin ki-kare

olasılık değerleri, modelin hata terimlerinde değişen varyans sorunun giderildiğini ve Ljung-Box Q istatistik sonuçları, modelin standartlaştırılmış kalıntıları ve kalıntı karelerinde otokorelasyon sorunun olmadığını göstermektedir.

Tablo 13: Student Dağılımlı MA(1)-EGARCH(1,1) Modelinin Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	Olasılık Değeri
Sabit Terim	-0.003302	0.002565	0.1980
MA(1)	0.420357	0.069704	0.0000
Varyans Denklemi: $\ln(h_t) = -3.369 + 0.363 \left \frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}^{0.5}} \right - 0.361 \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}^{0.5}} \right) + 0.569 \ln(h_{t-1})$			
Sabit Terim	-3.369090	1.300627	0.0096
ARCH(-1)	0.363576	0.160548	0.0235
GARCH(-1)	0.569386	0.176287	0.0012
Asimetri (λ)	-0.361623	0.110098	0.0010
Tamısal Testler			
Log-Olabilirlik (Log-L)= 445.4921 Akaike(AIC)= -4.320119 Schwarz(SIC)= -4.205870 Hannan-Quinn(HQ)= -4.273898		ARCH(2)=0.7086 Q2(2)=0.695 ARCH(5)=0.7418 Q2(5)=0.758 ARCH(10)=0.9405 Q2(10)=0.942 Q2)=0.094 Q5)=0.262 Q(10)=0.118	

ARCH(2),ARCH(5),ARCH(10); 2,5,10 gecikme için ARCH-LM testinin ki-kare olasılık değerlerini göstermektedir. Q(2),Q(5),Q(10) kalıntılarda ve Q2(2),Q2(5),Q2(10) kalıntı karelerde 2,5,10 gecikme için otokorelasyon testinin olasılık değerlerini göstermektedir.

Oynaklık direncinin derecesini gösteren GARCH(-1) parametresinin 1'den küçük olması kurda yaşanan şokun geçici nitelikte olduğu yani koşullu varyansın koşulsuz ortalamasına dönüş özelliğini göstermektedir. Ayrıca EGARCH(1,1) modeli, incelenen diğer ARCH modelleri arasından bilgi kriterlerine göre kıyaslandığında, Log-Olabilirlik (Log-L) kriterinin en yüksek, Akaike (AIC), Schwarz (SIC) ve Hannan Quinn(HQ) kriterlerinin en düşük olduğu modeldir. Sonuç olarak gerek bilgi kriterleri gerek varyans denklemindeki parametrelerinin anlamlılığı açısından getiri serisi üzerinden kurulan student dağılımlı MA(1)-EGARCH(1,1) modeli, Türkiye'de söz konusu dönem için reel döviz kuru getirilerinin oynaklığının tahmininde diğer modeller arasından en uygun model olduğu sonucuna varılmıştır.

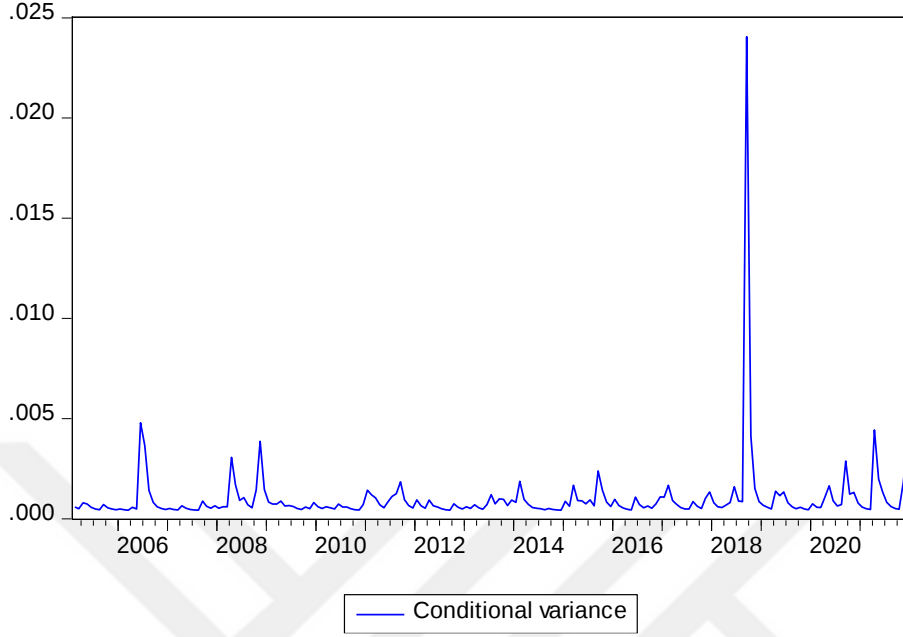
Oynaklığın uzun dönem düzeyine dönmesi için geçen ortalama süre, oynaklık şokunun yarı ömrü ile ölçülür. Volatilite kalıcılığının bir ölçüsü, volatilite yarı ömrüdür. Engle ve Patton (2001) yarı ömrü, volatilitenin koşulsuz ortalamasına yarı yolda geri dönmesi için gereken süre olarak tanımlamıştır(Ural & Demireli, 2020:12). Reel efektif döviz kuru getirilerinin oynaklığını tahmin etmek için en uygun modelin MA(1)-EGARCH(1,1) modeli olduğu belirlendikten ve oynaklığın geçici nitelikte olduğu ampirik olarak kanıtlandıktan sonra bu şokun ne kadar sürede yarılanacağını hesaplamak için volatilite yarılanma süresi formülü kullanılmıştır.

Volatilite yarılanma süresi formülü (Gbenro and Moussa 2019):

$$HL = -\log(2)/\log(\beta_1) \quad (6)$$

şeklinde ifade eder. MA(1)-EGARCH(1,1) modelinden elde edilen sonuçlara göre denklem (6)'daki formül yardımıyla volatilite yarılanma süresi, yaklaşık 1.23 ay olarak belirlenmiştir. Diğer bir ifadeyle bu sonuç, döviz kurunda meydana gelen büyük bir şokun yaklaşık 35 gün sonra yarılanacağını ifade etmektedir. Modelde, asimetri parametresinin istatistiksel olarak anlamlı ve negatif çıkması oynaklık üzerinde kaldıraç etkisinin varlığına işaret etmektedir. Yani söz konusu dönemde negatif şoklar, aynı ölçüdeki pozitif şoklara göre oynaklığı daha fazla arttırmaktadır. Negatif şoklar, reel döviz kurunun değerinde beklenmedik düşüşleri ifade ederken, pozitif şoklar kurun değerindeki beklenmedik yükselişleri ifade etmektedir. Yani reel efektif döviz kurunun değerindeki beklenmedik düşüşler, beklenmedik yükselişlere göre reel döviz kurundaki oynaklığı daha fazla arttırmaktadır.

Şekil 6: Vol serisinin Zaman Yolu Grafiği



Şekil 6, Rexch serisinin bağımlı değişken olarak alındığı student dağılımlı MA(1)-EGARCH(1,1) modelinin sonuçlarından elde edilen koşullu varyans değerlerinin zaman yolu grafiğini göstermektedir. “vol” olarak ifade edilen bu seri çalışmamızın bir sonraki bölümünde de kullanacağımız Rexch serisinin incelenen dönemdeki tahmini oynaklığını ifade etmektedir. Şekil 6’dan görüleceği üzere vol serisinin zaman yolu grafiği incelendiğinde Türkiye’de 2006 yılın Mayıs ayında, 2008 yılının Mart ile Ekim aylarında, 2018 yılının Ağustos ayında ve 2021 yılının Kasım ayında reel döviz kurundaki oynaklık ciddi ölçüde artış göstermiştir. İkinci bölümde bu dönemler için kurda yaşanan oynaklığın nedenleri ve etkileri incelendiğinden bu bölümde söz konusu dönemlerdeki oynaklığın nedenleri ve etkileri üzerine bir daha durulmamıştır.

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

REEL DÖVİZ KURU OYNAKLIĞININ GENÇ İŞSİZLİĞE ETKİSİNE İLİŞKİN UYGULAMALI ANALİZ

Bu bölümde öncelikle kullanılan veriler tanıtılmış daha sonra döviz kuru oynaklığının genç işsizlik üzerindeki etkisi ampirik olarak incelenmiştir.

4.1. Veri Seti

Ocak 2005-Aralık 2021 dönemi boyunca reel döviz kuru oynaklığının genç işsizliğe etkisini ele almak için uygulamada kullanacağımız çalışmanın modelinde; bağımlı değişken olarak genç işsizlik oranı serisi, bağımsız değişken olarak oynaklık serisi kullanılmıştır. 2005 Ocak ayından önce genç işsizliğe ait aylık frekansta sağlıklı verilerin bulunamamasından ötürü incelenen söz konusu dönemin 2005 Ocak ayından başlanması uygun bulunmuştur. Çalışmada bağımsız değişken olarak alınan oynaklık serisi, bir önceki bölümde grafik olarak gösterilen getiri serisi üzerinden MA(1)-EGARCH(1,1) modelinin koşullu varyans değerlerinden oluşmaktadır. Bağımlı değişken olarak alınan genç işsizlik oranı serisi, FRED (Federal Reserve Bank of St.Luis) sitesi veri tabanından² alınmıştır. Çalışmada kullanılan genç işsizlik oranı serisi, Türkiye’de 15-24 yaş aralığındaki işgücünün, belirli bir referans döneminde piyasadaki cari ücret düzeyine razı olmakla birlikte iş bulamayan kişilere oranını ifade etmektedir. Son yıllarda Türkiye İstatistik Kurumu verilerinin güvenilirliğiyle ilgili yaşanan endişeler sonucunda genç işsizlik verileri FRED veri tabanından alınmıştır. Reel döviz kuru oynaklığı ile genç işsizlik arasındaki ilişkiyi incelemek için Eviews 10 paket programından faydalanılmıştır. Uygulamada, genç işsizlik oranı için “yunemp” ifadesinin kullanılması uygun görülmüştür. Modelimizin genel denklemi:

$$Lyunemp_t = a_0 + a_1Lvol_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

şeklinde gösterilmiştir. Değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki varsa katsayılarını yüzdelik olarak yorumlayabilmek için serilerin doğal logaritmaları alınmıştır. Doğal

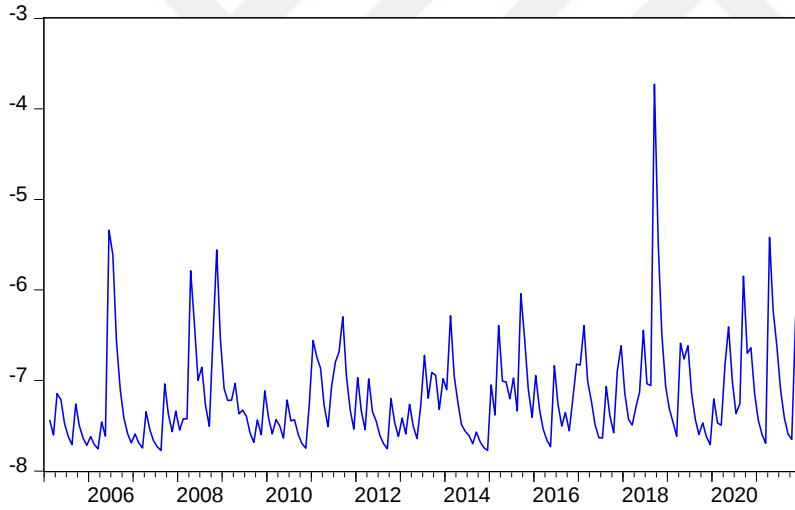
² Organization for Economic Co-operation and Development, Harmonized Unemployment: Aged 15-24: All Persons for Turkey [LRHU24TTTRM156S], retrieved from FRED, Federal Reserve Bank of St. Louis; <https://fred.stlouisfed.org/series/LRHU24TTTRM156S>, February 23, 2022.

logaritması alınan işsizlik ve oynaklık serileri "*Lyunemp*" ve "*Lvol*" olarak ifade edilmiştir. Reel döviz kuru oynaklığı ile genç işsizlik oranı arasında eş bütünleşme ilişkisini araştırmak için ilk önce serilerin durağanlık mertebelerinin belirlenmesi gerekmektedir.

4.2. Durağanlığın Analizi

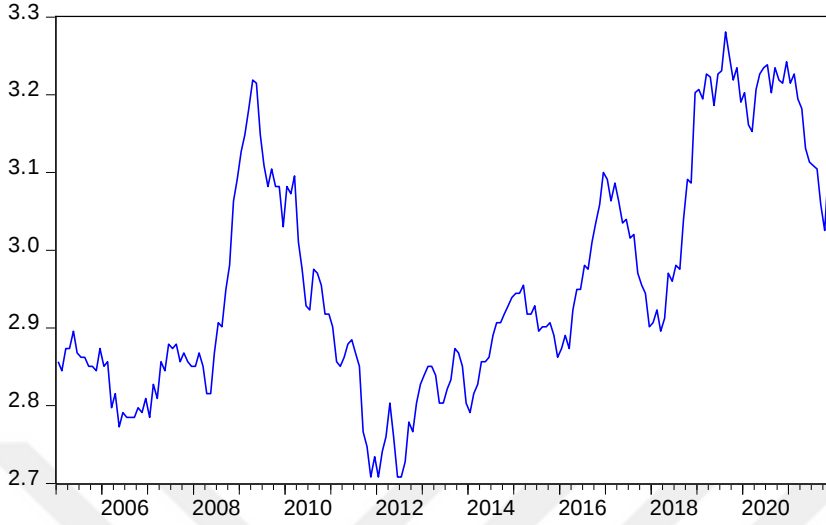
Serilerin durağanlık derecelerinin analizi için ilk adım olarak serilerin grafikleri incelenmiştir. Şekil 7’de *Lvol* serisinin düzey halinde zaman yolu grafiği incelendiğinde serinin belirli bir ortalama etrafında dalgalanmalar gösterdiği görülmektedir ancak yine kesin olarak emin olabilmek için serinin durağanlığı, birim kök testleriyle de incelenecektir.

Şekil 7:*Lvol* serisinin zaman yolu grafiği



Şekil 8 incelendiğinde *Lyunemp* serisinin zaman yolu grafiği incelendiğinde serinin belirli bir ortalamaya sahip olmadığı görülmektedir. Bu yüzden kesin olmamakla birlikte serin düzey halinde durağan bir yapıda olmaması söz konusudur.

Şekil 8: Lyunemp serisi zaman yolu grafiği



Serilerin durağanlık mertebeleri hakkında kesin bir sonuca varabilmek için seriler birim kök testleriyle incelenmesi gerekmektedir. Durağanlığın analizi için seriler; ADF, PP, KPSS, Ng-Perron temel birim kök testleriyle birlikte yapısal kırılmayı da dikkate alan Zivot-Andrews birim kök testlerine sokulmuştur.

Tablo 14: Lvol ve Lyunemp Serileri İçin ADF, PP, KPSS Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	ADF	PP	KPSS
Lvol	-7.85 [-2.88]	-7.54 [-2.88]	0.47 [0.46]
Lunemp	-1.50 [-2.88]	-1.82 [-2.88]	0.78 [0.46]
Δ Lunemp	-7.84 [-2.88]	-13.75 [-2.88]	0.05 [0.46]

ADF testi için Schwarz bilgi kriteri, PP ve KPSS testi için de Newey-West bilgi kriteri kullanılmış olup maksimum gecikme uzunluğu 14 olarak alınmış ve uygun gecikme uzunluğu 2 olarak belirlenmiştir. Köşeli parantez içindeki değerler %5 anlamlılık düzeyinde kritik değerleri göstermektedir.

Tablo 15: Lvol ve Lyunemp Serileri İçin Ng-Perron Birim Kök Testi Sonuçları

	MZa	MZt	MSB	MPT
Lvol	-70.63 [-8.10]	-5.73 [-1.98]	0.08 [0.233]	0.79 [3.17]
Lunemp	-2.95 [-8.10]	-1.13 [-1.98]	0.38 [0.23]	8.13 [3.17]
Δ Lunemp	-52.32 [-8.10]	-5.03 [-1.98]	0.09 [0.23]	0.66 [3.17]

. Köşeli parantez içindeki değerler %5 anlamlılık düzeyinde kritik değerleri göstermektedir.

Tablo 16: Lvol ve Lyunemp Serileri İçin Zivot-Andrews Birim Kök Testi

Değişkenler	Zivot-Andrews Test istatistiği	Yapısal Kırılma Dönemi
Lvol (sabitli)	-8.10 [4.93]	2009 Mayıs
Lvol(trendli)	-7.97 [4.42]	2014 Kasım
Lvol (sabitli trendli)	-8.16 [-5.08]	2009 Mayıs
Lyunemp (sabitli)	-3.92 [-4.93]	2010 Nisan
Lyunemp(trendli)	-2.65 [-4.42]	2011 Aralık
Lyunemp(sabitli trendli)	-4.20 [-5.08]	2010 Nisan

Parantez içindeki değerler %5 anlamlılık düzeyindeki tablo kritik değerleridir.

Lvol serisi için Tablo 14 ve Tablo 15 incelendiğinde düzey halinde KPSS birim kök testi dışında ADF, PP, Ng-Perron birim kök testlerinin hepsinde hesaplanan test istatistik değerleri %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değerlerden küçük çıkmıştır. Yani Lvol serisi KPSS testi dışında temel birim kök testlerinin hepsinde düzey değerinde durağan bulunmaktadır.

Lvol serisi için Tablo 16'e bakıldığında düzey halinde yapısal kırılmayı dikkate alan Zivot-Andrews birim kök testinde sabitli, trendli ve hem sabitli hem trendli test istatistik değerlerine bakıldığında, yapısal kırılma dönemleri farklılık göstermekle birlikte her 3 test istatistiğinin de hesaplanan test istatistik değerleri tablo kritik değerinden küçüktür. Yani Lvol serisinin Zivot Andrews birim kök testinde düzeyde durağan çıkmaktadır. Sonuç olarak Lvol serisinin düzey halinde %5 anlamlılık düzeyinde KPSS birim kök testi dışında hem temel birim kök testlerinde hem de yapısal kırılmayı dikkate alan Zivot-Andrews birim kök testinde durağan olduğu sonucuna varılmaktadır.

Lyunemp serisi için Tablo 14 'e bakıldığında düzey halinde ADF, PP, KPSS birim kök testi sonuçlarında hesaplanan test istatistik değerleri %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değerlerden büyük çıkmıştır. Lyunemp serisinin, birinci farkında (Δ Lyunemp); ADF, PP, KPSS birim kök testlerinin tamamında ise hesaplanan test istatistik değerleri %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değerlerden düşük çıkmıştır.

Lyunemp serisi için Tablo 14'deki Ng-Perron birim kök testi sonuçları incelendiğinde düzey halinde hesaplanan test istatistik değerlerinin tamamı %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değerlerden büyük çıkmaktadır. Lyunemp serisinin birinci farkında (Δ Lyunemp) Tablo 15'de görüldüğü gibi Ng-Perron kök testi için hesaplanan test istatistik değerlerinin tamamı %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değerlerinden küçük çıkmaktadır. Yani Lyunemp serisi temel birim kök testlerinin tamamında birinci farkı alındığında durağanlaştığı görülmektedir.

Lyunemp serisi için Tablo 16 incelendiğinde Zivot-Andrews birim kök testinde sabitli, trendli ve ikisi de olmak üzere hesaplanan test istatistik değerlerinin %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değerlerden büyük olduğu görülmektedir. Sonuç olarak yapısal kırılmayı dikkate alan Zivot-Andrews birim kök testinde de Lyunemp serisinin düzey halinde durağan olmadığı görülmektedir.

Birim kök test sonuçlarının tamamı incelendiğinde reel döviz kuru oynaklığı serisini ifade eden Lvol serisi düzeyde durağan yani $I(0)$, genç işsizlik oranı serisini ifade eden Lyunemp serisinin ise birinci farkı alındıktan sonra durağanlaştığı yani $I(1)$ olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

4.3. Eş bütünleşme Testi

Birim kök testleri sonucunda Lvol serisinin $I(0)$, Lyunemp serisinin $I(1)$ olduğu sonucuna varılmıştır. Bu nedenle değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisini araştırmak için değişkenlerin $I(0)$ ve $I(1)$ olmalarına bakılmaksızın uzun dönemli ilişkinin test edilmesinde imkan sağlayan Pesaran vd. (2001) tarafından gerçekleştirilen ARDL sınır testi yaklaşımı kullanılmıştır.

Literatürde diğer eş bütünleşme testleri incelendiğinde; Engle ve Granger (1987), Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) tarafından gerçekleştirilen eş bütünleşme testleri için tüm serilerin düzeyde durağan olmamaları ve aynı derecede farkı alındığında durağan hale gelmeleri gerekmektedir. Eğer ilgili çalışmada serilerden bir veya daha fazlası düzey halinde durağan yani $I(0)$ ise bu testler ile eş bütünleşme ilişkisi araştırılmaz. Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen sınır testi yaklaşımı bu sorunu ortadan kaldırmaktadır. Bu yaklaşıma göre serilerin $I(0)$ veya

$I(1)$ olmalarına bakılmaksızın seriler arasında eş bütünleşme ilişkisinin varlığı araştırılabilir. Ayrıca sınır testi yaklaşımı düşük sayıda gözlemi içeren verilerle de sağlıklı sonuçlar vermektedir(Karagöl et al., 2007:75).

ARDL yöntemi herhangi bir birim kök testine gereksinim duyulmadan 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(Çelik, 2017:118).

ARDL sınır testi yaklaşımı, temel olarak üç aşamadan oluşmaktadır. Birinci aşamada, analize dahil edilen değişkenler arasında uzun dönem ilişkisinin olup olmadığı test edilmektedir. Söz konusu değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisinin varlığı halinde, takip eden aşamalarda ise sırasıyla değişkenlerin uzun ve kısa dönem elastikiyetleri elde edilmektedir(Pamuk & Bektaş, 2014:82).

ARDL sınır testinde değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığını araştırmak için ilk aşamada kısıtlanmamış hata düzeltme modeli (unrestricted error correction model UECM) kurulur. Modelin çalışmamıza uyarlanmış UECM modeli denklemi (8)'de verilmiştir.

$$\Delta Lyunemp_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_{1i} \Delta Lyunemp_{t-i} + \sum_{i=0}^p a_{2i} \Delta Lvol_{t-i} + \beta_1 Lyunemp_{t-1} + \beta_2 Lvol_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

(8) numaralı denklemde yer alan UECM modelindeki p değeri uygun gecikme uzunluğunu ifade ederken, a kısa dönem, β uzun dönem katsayıları göstermektedir. UECM modelinin uygun gecikme uzunluğu, Akaike (AIC), Schwarz (SIC) gibi bilgi kriterleri kullanılarak tespit edilir. (8)'de görüldüğü gibi eş bütünleşme ilişkisinin varlığının test edilebilmesi için bağımlı ve bağımsız değişkenlerin birinci gecikmelerine F testi yapılır. Buradaki temel hipotez (9)'da gösterildiği gibi değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisinin olmadığı şeklindedir.

$$(H_0 = \beta_1 = \beta_2 = 0) \quad (9)$$

Hesaplanan F istatistik değeri Pesaran et al., (2001)'deki tablo alt ve üst kritik değerleriyle karşılaştırılır. Eğer hesaplan F istatistik değeri, tablo kritik değerın üst sınırından büyükse temel hipotez reddedilmektedir. Dolayısıyla seriler arasında eş bütünleşme ilişkisi vardır. Eğer hesaplanan F istatistik değeri, tablo kritik değerin alt sınırından küçük ise temel hipotez reddedilemez. Yani seriler arasında uzun dönemli bir ilişki yoktur. Son olarak hesaplanan F istatistik değeri, alt ve üst sınırının arasındaysa karar alınamamakta olup serilerin durağanlık mertebelerini dikkate alan diğer eş bütünleşme testlerine başvurulması gerekmektedir.

Reel döviz kuru oynaklığı ile genç işsizlik arasında bir eş bütünleşme ilişkisinin varlığını test edebilmek için ARDL sınır testi yaklaşımının ilk aşamasını oluşturulan UECM modelinin uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesi gerekir. Bu çalışmada maksimum gecikme uzunluğu 4 olarak alınmış ve en uygun gecikme uzunluğu Schwarz (SIC) bilgi kriterine göre tespit edilmiştir. Schwarz bilgi kriterinin en düşük olan aynı zamanda otokorelasyon sorunu içermeyen modelin gecikme uzunluğu, en uygun gecikme uzunluğu olarak belirlenmektedir. Tablo 17'de görüldüğü gibi sınır testi için, Schwarz bilgi kriterinin en düşük ve aynı zaman da otokorelasyon sorunu içermeyen gecikme uzunluğunu ifade eden p değeri 3 olarak belirlenmiştir.

Tablo 17: Sınır Testi İçin En Uygun Gecikme Uzunluğu Seçimi

Gecikme Uzunluğu	SIC	λ^{2BG}
1	-4.088	9.843 [0.0072]
2	-4.019	15.083 [0.0005]
3	-4.085	0.785 [0.6751]
4	-4.0540	0.982 [0.6118]

λ^{2BG} , Breusch Godfrey otokorelasyon test istatistiğinin sonucunu göstermektedir. Köşeli parentez içindeki değerler, λ^{2BG} testinin olasılık değerini göstermektedir.

En uygun gecikme uzunluğu 3 olarak belirlendikten sonra sınır testi yaklaşımıyla seriler arasında eş bütünleşme ilişkisinin varlığı test edilmiştir. Tablo 18 seriler arasındaki eş bütünleşme ilişkisinin belirlenmesi amacıyla kurulan sınır testi sonuçlarını göstermektedir.

Tablo 18: Sınır Testi Sonuçları

F istatistik değeri	2.31	
Anlamlılık Düzeyi	Kritik Sınır Değerleri	
	Alt sınır $I(0)$	Üst Sınır $I(1)$
%10	3.02	3.51
%5	3.62	4.16
%1	4.94	5.58

Kritik değerler Pesaran vd. (2001:300)'deki Tablo CI(ii)'den alınmıştır.

3 gecikme uzunluğunda hesaplanan F istatistik değeri, Pesaran v.d. (2001:300)'deki tablo alt ve üst kritik değerleriyle karşılaştırılmıştır. Tablo 18'de görüldüğü gibi hesaplanan F istatistik değeri 2.31 değeriyle %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde tablo alt sınır değerlerinin altındadır. Hesaplanan F istatistik değeri %5 anlamlılık düzeyinde tablo alt sınır değerinin altında kaldığı için seriler arasında eş bütünleşme ilişkisinin olmadığını gösteren boş hipotez reddedilememiştir. Uygun gecikme uzunluğunda seriler arasında eş bütünleşme ilişkisi bulunamadığının ARDL modelinin uzun ve kısa dönem elastikiyetlerinin elde edildiği sonraki aşamalara geçilememiştir.

4.4.Granger Nedensellik Testi

Çalışmada incelenen değişkenler arasında sebep-sonuç ilişkisinin varlığını test etmek amacıyla Granger nedensellik testi uygulanmıştır. Granger nedensellik testinin uygulanabilmesi için söz konusu değişkenlerin durağan olması gerekmektedir. Söz konusu test, gecikme uzunluğunun seçimine duyarlıdır. İki değişken arasında ilişkinin yönünü tahmin etmek amacıyla (10) ve (11) numaralı model kurulmaktadır(Pamuk & Bektaş, 2014:85).

$$\Delta Lyunemp_t = \sum_{j=1}^m a_j \Delta Lyunemp_{t-j} + \sum_{j=1}^m b_j Lvol_{t-j} + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$Lvol_t = \sum_{j=1}^m c_j Lvol_{t-j} + \sum_{j=1}^m d_j \Delta Lyunemp_{t-j} + \varepsilon_t \quad (11)$$

Daha önce incelenen birim kök testlerinde ayrıntılı ele alınan Lvol serisi düzeyde durağan iken Lyunemp serisi birinci farkında durağan olduğu için Granger nedensellik testi için Lyunemp serisinin birinci farkı alınmıştır. Uygun gecikme uzunluğunu ifade eden m değerinin belirlenebilmesi için VAR modeli kullanılmıştır.

Uygun gecikme uzunluğunun seçimi, Ekler kısmında Tablo 19Ek'de görüldüğü gibi VAR modelinden FPE, AIC bilgi kriterlerinden faydalanarak 4 olarak belirlenmiştir. Reel döviz kuru oynaklığından genç işsizliğe doğru Granger nedensellik testi, denklem (10)'un tahmini sonucunda $H_0 = b_1 = b_2 = b_m = 0$ temel hipoteziyle sınanırken genç işsizliğinin reel döviz kuru oynaklığının Granger nedeni olup olmadığı (11) numaralı denklemin tahmini sonucunda $H_0 = d_1 = d_2 = d_m = 0$ temel hipoteziyle sınanmaktadır. Temel hipotezin reddedilememesi iki değişken arasında nedensellik ilişkisinin olmadığını göstermektedir. Tablo 19, 4 gecikme uzunluğunda değişkenler arasındaki Granger nedensellik testi sonuçlarını göstermektedir.

Tablo 19: Pairwise Granger Nedensellik Testi Sonucu

İlişkinin Yönü	Gecikme Uzunluğu	F istatistiği	Olasılık değeri
$Lvol \rightarrow \Delta Lyunemp$	4	2.43483**	0.0488
$\Delta Lyunemp \rightarrow Lvol$	4	2.36421***	0.0545

*%1, **%5, ***%10'da anlamlılığı ifade eder.

Tablo 19'da görüldüğü gibi 4 gecikme uzunluğunda, %5 anlamlılık düzeyinde reel döviz kuru oynaklığının genç işsizliğin Granger nedeni olmadığını öne süren $H_0 = b_1 = b_2 = b_m = 0$ yokluk hipotezi reddedilmektedir. Yani 4 gecikme uzunluğunda Pairwise Granger nedensellik testi sonucunda reel döviz kuru oynaklığından genç işsizliğe doğru tek yönlü Granger nedenselliği olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

SONUÇ

Literatürde, döviz kuru oynaklığı ile dış ticaret arasında çok fazla sayıda çalışma yapılmış olmasına rağmen gerek gelişmiş gerek gelişmekte olan ülkeler açısından kur oynaklığı ile işsizlik arasında ilişkiyi inceleyen çok az çalışmaya rastlanmaktadır. Bu çalışmanın temel amacı, 01.2005-12.2021 dönemi boyunca Türkiye’de genç işsizlikle reel döviz kuru oynaklığı arasındaki ilişkiyi incelemektir.

Reel döviz kuru oynaklığı ile genç işsizlik arasında bir eş bütünleşme ilişkisinin varlığını incelemek için ilk önce reel döviz kuru oynaklığının tahmin edilmesi gerekmektedir. Reel döviz kuru oynaklığının tahmini için en uygun modelin, çeşitli koşullarla birlikte Akaike (AIC), Schwarz (SIC), Hannan Quinn (HQ) ve Log-Likelihood (Log-L) bilgi kriterleri göz önüne alınarak MA(1)-EGARCH(1,1) olduğu görülmüştür. Böylece vol serisini ifade eden reel döviz kuru oynaklığı, Rexch serisi üzerinden kurulan student dağılımlı MA(1)-EGARCH(1,1) modelinin koşullu varyans değerlerinden elde edilmiştir. Bu model sonucunda kaldıraç etkisi ortaya koyularak reel döviz kurundaki değer kaybını ifade eden negatif şokların, değer artışlarını ifade eden aynı ölçüdeki pozitif şoklara kıyasla oynaklık üzerinde daha fazla etkili olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Son bölümde, reel döviz kuru oynaklığı ile genç işsizlik arasında bir eş bütünleşme ilişkisinin varlığı araştırılmıştır. Eş bütünleşme analizi için serilerin durağanlık mertebelerinin belirlenmesi gerektiğinden doğal logaritması alınmış oynaklık ve genç işsizlik oranı serileri birim kök testlerine tabi tutulmuş. Birim kök testleri sonucunda Lvol serisinin düzeyde, Lyunemp serisinin birinci mertebede durağan oldukları görülmüştür. Serilerin durağanlık mertebeleri $I(0)$ ve $I(1)$ olarak farklılaştığından, eş bütünleşme analizine ARDL sınır testiyle devam edilmiştir.

Çalışmamızın genel sonucu, 01.2005-12.2021 döneminde Türkiye’de reel döviz kuru oynaklığı ile genç işsizlik arasında uzun dönemli bir ilişkinin olmadığını göstermektedir. Seriler arasında eş bütünleşme ilişkisi bulunamadığından Pairwise Granger nedensellik testiyle seriler arasında nedensellik ilişkisinin varlığı test edilmiştir. Nedensellik testi için en uygun gecikme uzunluğu VAR modelinin yardımıyla 4 olarak belirlenmiştir. Sonuç olarak 4 gecikme uzunluğunda reel döviz kuru oynaklığından genç işsizliğe doğru tek yönlü bir Granger nedensellik ilişkisi

bulunmuştur. Çalışmamızda 2018 Ağustos ayında döviz kurunda yaşanan büyük bir şokun kısa dönemde yarılanmasına rağmen 2019 yılında yükselen genç işsizliğin kayda değer bir azalış göstermediği görülmüştür. Bu nedenle çalışmamızda iki değişken arasında uzun dönemli ilişkinin olmadığını gösteren bulgu, beklentilerle uyumludur.

Reel döviz kuru oynaklığının genç işsizliğin Granger nedeni olması; Belke & Setzer (2003a), Belke & Kaas (2004a), Belke & Kaas (2004b), Belke v.d., (2004), Belke (2005) belirttiği gibi, döviz kuru oynaklığı firmaların gelecekte beklenen getirileri üzerinde belirsizliğe neden olduğundan iş açmama seçeneğinin daha fazla döviz kuru oynaklığıyla daha değerli hale geleceği dolayısıyla firmaların batık maliyetlerini de düşünerek döviz kuru oynaklığına karşı yeni yatırım ve istihdam kararları almadan önce daha fazla bekleme eğilimine gireceğiyle açıklanabilir. Türkiye'nin yüksek oranda ithalata bağımlı üretim yapısı ve petrol gibi birincil emtiaları dolarla faturalandırdığı göz önüne alındığında, döviz kuru oynaklığındaki büyük bir artış, firmaların hem maliyetlerinde hem de kârlarında belirsizliği büyük ölçüde arttıracığından ülkenin bütün sektörlerinin (uluslararası ticarete konu olan ve olmayan sektörler) istihdam ve yatırım kararlarında erteleme eğilimi söz konusu olacaktır. 2018 yılının Ağustos ayında gözlemlenen yüksek döviz kuru oynaklığından sonra genç işsizliğin ertesi yılın Ağustos ayında %26,6 ile rekor bir seviyeye yükselmesi çalışmamızdan elde edilen bulgularla örtüşmektedir. İncelenen dönem içinde kurda yaşanan büyük bir şokun yaklaşık 35 gün sonra yarılanmasına rağmen reel döviz kuru oynaklığının genç işsizliğin Granger nedeni olduğunun gözlemlenmesi, döviz kuru oynaklığının reel piyasalarda neden olduğu belirsizliğin döviz piyasalarından daha uzun süre hissedildiğine işaret etmektedir.

Sonuç olarak bu çalışma, Türkiye'de genç işsizliğin 2019 yılındaki gibi tarihi bir seviyeye yükselmemesi için döviz kurunda yüksek bir oynaklığın yaşanmaması gerektiğini savunmaktadır. Kurun değer kaybına bağlı olarak yüksek oynaklığına karşın Türk Lirasına olan güvenin yeniden sağlanabilmesi için TCMB'nin daima kanunda belirtilen bağımsızlığını fiilen de sağlaması gerekliliği ön plana çıkmaktadır. Ayrıca yüksek kur oynaklığının maliyetlerde neden olduğu belirsizlikten korunmak

iin lkenin retim yapısının ithalata bağımlılığının azaltılması da en az TCMB'nin bağımsızlığı kadar önemlidir.



KAYNAKÇA

- Aghion, Philippe,
Philippe Bacchetta,
Romain Rancière,
Kenneth Rogoff:
“Exchange Rate Volatility and Productivity Growth: The Role of Financial Development”, **Journal of Monetary Economics**, Vol. 56, Issue:4, 2019, pp. 494–513.
- Akarsu, Gülsüm:
“Unemployment, Exchange Rate and Exchange Rate Volatility Relation: Analysis for Turkey”, **Çankırı Karatekin University Journal of the Faculty of Economics and Administrative Science**, Vol. 10, Issue:1, 2020, pp.179-209
- Akyüz, Yılmaz,
Korkut Boratav:
“The Making of the Turkish Financial Crisis”, **World Development**, Vol. 31, No:9, 2003, pp.1549–66.
- Aristotelous, Kyriacos:
“Exchange-Rate Volatility, Exchange-Rate Regime, and Trade Volume: Evidence from the UK-US Export Function (1889-1999)”, **Economics Letters**, Vol.72, No:1, 2001, pp.87–94.
- Arize, A. C.:
“The Effects of Exchange Rate Volatility on U.S. Imports: An Empirical Investigation” **International Economic Journal**, Vol.12, No:3, 1998, pp. 31–40.

- Ay, Ahmet,
Fatih Ayhan: “Employment and Exchange Rate Volatility Relationship: The Turkish Case.”, **Pressacademia**, Vol.5, No:1, 2016, pp.108–108.
- Ayhan, Fatih: “Döviz Kuru Oynaklığı, Dış Ticaret ve İstihdam İlişkisi: Türkiye Uygulaması”, **Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü**, 2016.
- Azid, Toseef,
Muhammad Jamil,
Anéela Kousar: “Impact of Exchange Rate Volatility on Growth and Economic Performance: A Case Study of Pakistan”, **The Pakistan Development Review**, Vol. 44, No:4, 2005, pp.749-775.
- Bagella, Michele,
Leonardo Becchetti,
Iftekhhar Hasan: “Real Effective Exchange Rate Volatility and Growth: A Framework to Measure Advantages of Flexibility vs. Costs of Volatility”, **Journal of Banking and Finance**, Vol.30, No:4, 2006, pp.1149–69.
- Bahmani,-Oskooee, Mohsen,
Massomeh Hajilee: “Exchange Rate Volatility and Its Impact on Domestic Investment”, **Research in Economics**, Vol.67, No:1, 2013, pp.1–12.
- Barguellil, Achouak,
Ousama Ben-Salha,
Mourad Zmami: “Exchange Rate Volatility and Economic Growth”, **Journal of Economic Integration**, Vol.33, No:2, 2018, pp.1689–99.

- Bastourre, Diego,
Jorge Carrera:
“Could the Exchange Rate Regime Reduce Macroeconomic Volatility?”,
(Online)
<https://ideas.repec.org/p/ecm/latm04/309.html>309,
Econometric Society, 2004. [Access:15.06.2021]
- Baum, Christopher F.,
Mustafa Caglayan,
Neslihan Ozkan:
“Nonlinear Effects of Exchange Rate Volatility on the Volume of Bilateral Exports”, **Journal of Applied Econometrics**, Vol.19, No:1, 2004, pp.1–23.
- Belke, Ansgar:
“Exchange Rate Movements and Unemployment in the EU Accession Countries - A Panel Analysis”, **Review of Development Economics**, Vol.9, No:2, 2005, pp.249–63.
- Belke, Ansgar,
Leo Kaas:
“Exchange Rate Movements and Employment Growth: An OCA Assessment of the CEE Economies”, **Empirica**, Vol.31, 2004a, pp.247–280.
- Belke, Ansgar,
Kaas Leo,
Ralp Setzer:
“Exchange Rate Volatility And Labour Markets In The CEE Countries", **Euro Area Business Cycle Network**, CEPR Discussion Paper, 2004, No: 4802.

- Belke, Ansgar,
Ralph Setzer: “Exchange Rate Variability and Labor Market Performance in the Visegrád Countries”, **Economics of Planning**, Vol.36, No:2, 2003a, pp.153–175.
- Bilgin, Mehmet, H.: “Döviz Kuru İşsizlik İlişkisi: Türkiye Üzerine Bir İnceleme”, **Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi**, Cilt 8, 2004, ss.80–94.
- Buscher,Herbert,
Claudia Mueller: “Exchange Rate Volatility Effects on the German Labour Market: A Survey of Recent Results and Extensions”, **IZA Discussion Paper (37)**, 1999.
- Caglayan, Mustafa,
Jing Di.: “Does Real Exchange Rate Volatility Affect Sectoral Trade Flows?”, **Southern Economic Journal** , Vol.77, No:2, 2010, pp.313–335.
- Cengiz, Sibel: “Ekonomide Kur Belirsizliği ve Şokların İşgücü Piyasası Üzerine Etkisi:1989-2006 Türkiye Örneği”, **Atatürk Üniversitesi İktisadi İdari Bilimler Dergisi** , Cilt 1, No:23, 2009, ss.328–43.

- Chang, Shu-chen: “The İnterrelationship Between Exchange-Rate Uncertaitiy And Unemployment For South Korea And Taiwan:Evidence From A Vector Autoregressive Approach”, **International Economics**, Vol. 125, 2011 , pp.65–82.
- Chowdhury, Abdur R.: “Does Exchange Rate Volatility Depress Trade Flows ? Evidence from Error- Correction Models”, **The Review of Economics and Statistics**, Vol.75, No:4, 1993, pp.700–706.
- Côté, Agathe: “Exchange Rate Volatility and World Trade", **International Department Bank of Canada Working Paper 94-95**, 1994.
- Çelik, Rümeysa: “Döviz Kuru Volatilitesinin İhracat Üzerine Etkisi” , **Uludağ Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü**, 2017.
- Darby, Julia,
Andrew Hughes Hallett,
Jonathan Ireland,
Laura Piscitelli: “The Impact of Exchange Rate Uncertainty on the Level of Investment”, **Economic Journal**, Vol. 109, 1999, pp.55–67.

- Demir, Firat: “Exchange Rate Volatility and Employment Growth in Developing Countries: Evidence from Turkey” , **World Development**, Vol.38, No:8, 2010, pp.1127–40.
- Dhakal, Dharmendra,
Raja Nag,
Gyan Pradhan,
Kamal P. Upadhyaya: “Exchange Rate Volatility And Foreign Direct Investment: Evidence From East Asian Countries”, **International Business & Economics Research Journal (IBER)**, Vol. 9, No:7, 2010, pp.121–28.
- Eğilmez, Mahfi: “Faiz, Kur Ve Risk İlişkisi”, **Kendime Yazılar**, 2014
(Çevrimiçi)
<https://www.mahfiegilmez.com/2014/05/faiz-kur-ve-risk-iliskisi.html>, [Erişim:14.05.2021]
- Engel, Charles,
Craig Hakkio: “Exchange Rate Regimes and Volatility”,**Economic Review**, Third Quarter, 1993.
- Engle, Robert F.: “Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation”, **Econometrica**, Vol. 50, No:4 , 1982, pp. 987–1007.

- Engle, Robert F.,
NG. Victor: “Measuring and Testing the Impact of News on Volatility” , **The Journal of Finance**, Vol. 48, No:5, 1993, pp.1749–78.
- Ertuğrul, Hasan Murat: “Türkiye’de Döviz Kuru Volatilitesi ve Enflasyon İlişkisi”, **Hacettepe Üniveristesi Sosyal Bilimler Enstitüsü**, 2012.
- Feldmann, Horst: “The Unemployment Effect of Exchange Rate Volatility in Industrial Countries” , **Economics Letters**, Vol.24 , No:3, 2013, pp. 268–71.
- Filiztekin, Alpay: “Exchange Rates and Employment in Turkish Manufacturing.” **International Finance 0501004, EconWPA**, 2004.
- Gbenro, Nathaniel,
Richard Moussa: “Asymmetric Mean Reversion in Low Liquid Markets: Evidence from BRVM”, **Journal of Risk and Financial Management**, Vol. 12, No:1, 2019, pp. 1-38.
- De Grauwe, Paul: “Exchange Rate Variability and the Slowdown in Growth of International Trade”, **IMF Working Paper 87-88**, 1987.

- Hausmann, Ricardo,
Ugo Panizza,
Roberto Rigobon:
“The Long-Run Volatility Puzzle of the Real Exchange Rate”, **Journal of International Money and Finance**, Vol. 25, No:1, 2006, pp. 93–124.
- Işık, Volkan:
“Türkiye’de Genç İşsizliği Ve Genç Nüfusta Atalet” , **Emek ve Toplum**, Cilt 11, 2016, ss.131–145.
- Karagöl, Erdal,
Erman Erbaykal,
H. Murat. Ertuğrul:
“Türkiye de Ekonomik Büyüme İle Elektrik Tüketimi İlişkisi: Sınır Testi Yaklaşımı” , **Doğuş Üniversitesi Dergisi**, Cilt 1, Konu:8, 2007, ss.72–80.
- Kaya, Vahdet:
“Gelişmekte Olan Ülkelerde Döviz Kuru Oynaklığı Dış Ticaret İlişkisi ve Türkiye Örneği”, **İstanbul Üniveristesi Sosyal Bilimler Enstitüsü**, 2012.
- Kenen, B. Peter,
Dani Rodrik:
“Measuring and Analyzing the Effects of Short-Term Volatility in Real Exchange Rates”, **The Review of Economics and Statistics**, Vol. 68, No:2, 1986, pp.311–315.
- Kočenda, Evžen,
Juraj Valachy:
“Exchange Rate Volatility and Regime Change: A Visegrad Comparison”, **Journal of Comparative Economics**, Vol. 34, No:4, 2006, pp.727–53.

- Kočenda, Evžen,
Juraj Valachy: “Exchange Rate Volatility and Regime Change: A Visegrad Comparison”, **Journal of Comparative Economics**, Vol. 34, No:4, 2006, pp.727–53.
- Lee, Inkoo: “Goods Market Arbitrage and Real Exchange Rate Volatility”, **Journal of Macroeconomics**, Vol. 30, No:3 , 2008 , pp.1029–42.
- Lim, Ching Mun,
Siok Kun Sek: “Comparing the Performances of GARCH-Type Models in Capturing the Stock Market Volatility in Malaysia”, **Procedia Economics and Finance**, Vol. 5, No:13, 2013, pp.478–87.
- Mandelbrott, Benoit: “The Variation of Certain Speculative Prices”, **The Journal of Business**, Vol. 36, No:4, 1963, pp.394–419.
- McKenzie, Michael D. : “The Impact of Exchange Rate Volatility on International Trade Flows” , **Journal of Economic Surveys**, Vol. 13, No:1, 1999, pp.71–106.
- Nyahokwe, Olivia,
R. Ncwadi: “Impact of Exchange Rate Volatility on Unemployment in South Africa” , **Mediterranean Journal of Social Sciences** , Vol. 4, No:3, 2013, pp. 109–20.

Ozturk, Ilhan,
Huseyin Kalyoncu: “Exchange Rate Volatility and Trade: An Empirical Investigation from Cross-Country Comparison” , **African Development Review**, Vol. 21, No:3, 2009, pp. 499–513.

Pamuk, Mürüvvet,
Hakan Bektaş: “Türkiye’de Eğitim Harcamaları ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı” , **Siyaset, Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi**, Cilt 2, 2014, ss.77–90.

Pesaran, M. Hashem,
Yongcheol Shin,
Richard J. Smith: “Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships”, **Journal of Applied Econometrics**, Vol. 16, No:3, 2001, pp. 89–326.

Rose, Andrew K.: “Explaining Exchange Rate Volatility: An Empirical Analysis of ‘the Holy Trinity’ of Monetary Independence, Fixed Exchange Rates, and Capital Mobility” , **Journal of International Money and Finance**, Vol. 15, No:6, 1996, pp.925–945.

Servén, Luis: “Real-Exchange-Rate Uncertainty and Private Investment in LDCs”, **Review of Economics and Statistics**, Vol. 85, No:1, 2003, pp. 212–218.

- Songül, Hüseyin: “Otoregresive Koşullu Değişen Varyans Modelleri: Döviz Kurları Üzerine Uygulama”, **Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Araştırma ve Para Politikası Genel Müdürlüğü**, 2010.
- TCMB: “**TCMB 1991 Yıllık Rapor**”, 1992, Ankara
- Tümtürk, Oğuz: “Türkiye Ekonomisindeki Döviz Kuru Oynaklığının Doğrudan Yabancı Yatırımlar Üzerine Etkisi”, Uluslararası Politik, Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Kongresi, **Ekonomik Araştırmalar**, Cilt 2 , 2018, ss.349-363.
- Ural, Mert,
Erhan Demireli: “Asymmetric Garch-Type and Half-Life Volatility Modelling of Usd / Kzt Exchange Rate Returns” , **Eurasian Research Journal**, Vol. 2, 2020, pp.7–18.
- Vergil, Hasan: Exchange Rate Volatility in Turkey and Its Effect on Trade Flows” , **Journal of Economic and Social Research** , Vol. 4 , No:1 , 2002 , pp.83–99.

EKLER

Tablo 7Ek: Rexch Serisi için Model Seçim Tablosu

Model	LogL	AIC	BIC*	HQ*
(0,1)	425.709257	-4.164623	-4.115660	-4.144814
(0,2)	426.553497	-4.163089	-4.097804	-4.136677
(1,1)	426.281881	-4.160413	-4.095128	-4.134001
(1,2)	428.702074	-4.174405	-4.092799	-4.141390
(2,0)	425.855221	-4.156209	-4.090924	-4.129797
(0,3)	428.236277	-4.169816	-4.088209	-4.136801
(2,1)	427.487499	-4.162438	-4.080832	-4.129424
(4,0)	429.575464	-4.173157	-4.075230	-4.133540
(3,0)	426.481679	-4.152529	-4.070923	-4.119514
(1,3)	428.782012	-4.165340	-4.067413	-4.125723
(2,2)	428.770513	-4.165227	-4.067299	-4.125609
(0,4)	428.283903	-4.160433	-4.062505	-4.120815
(3,1)	427.546381	-4.153166	-4.055239	-4.113549
(4,2)	432.809344	-4.185314	-4.054744	-4.132490
(4,1)	429.818094	-4.165696	-4.051447	-4.119475
(2,3)	428.930177	-4.156948	-4.042699	-4.110727
(1,4)	428.899159	-4.156642	-4.042393	-4.110422
(3,2)	428.822206	-4.155884	-4.041635	-4.109663
(4,3)	433.656746	-4.183810	-4.036919	-4.124384
(3,4)	432.973416	-4.177078	-4.030187	-4.117652
(2,4)	429.961865	-4.157260	-4.026690	-4.104436
(3,3)	429.716175	-4.154839	-4.024269	-4.102016
(1,0)	416.081821	-4.069772	-4.020808	-4.049963
(4,4)	433.734359	-4.174723	-4.011511	-4.108694
(0,0)	404.043206	-3.961017	-3.928374	-3.947811

Tablo 19 Ek: Uygun Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

VAR Gecikme Uzunluğu Seçim Kriterleri						
İçsel Değişkenler: DLYUNEMP LVOL						
Dışsal Değişken: C						
Tarih: 02/09/2022						
Örnekleme: 2005M01 2021M12						
Gözlem Sayısı: 195						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	237.2047	NA	0.000307	-2.412356	-2.378786	-2.398764
1	264.7334	54.21050	0.000241	-2.653676	-2.552969*	-2.612901*
2	271.0406	12.29079*	0.000236	-2.677339	-2.509493	-2.609380
3	275.5697	8.733090	0.000234	-2.682766	-2.447781	-2.587623
4	279.9480	8.352429	0.000234*	-2.686646*	-2.384523	-2.564320
5	281.1275	2.225957	0.000240	-2.657718	-2.288456	-2.508208
6	284.4185	6.143232	0.000242	-2.650446	-2.214046	-2.473753
7	285.6737	2.317274	0.000249	-2.622294	-2.118756	-2.418418
8	290.4396	8.700928	0.000247	-2.630150	-2.059473	-2.399090