

**İTHALAT, İHRACAT VE DÖVİZ KURUNUN
DIŞ TİCARET DENGESİ ÜZERİNDEKİ ETKİLERİ:
ZAMAN SERİSİ ANALİZİ
Doktora Tezi
Fatma CAN KARADAŞ
Eskişehir 2022**

**İTHALAT, İHRACAT VE DÖVİZ KURUNUN DIŞ TİCARET DENGESİ
ÜZERİNDEKİ ETKİLERİ: ZAMAN SERİSİ ANALİZİ**

Fatma CAN KARADAŞ

DOKTORA TEZİ

İktisat Anabilim Dalı

Danışman: Prof. Dr. Erkan ÖZATA

Eskişehir

Anadolu Üniversitesi

Sosyal Bilimler Enstitüsü

Mart 2022

ÖZET

İTHALAT, İHRACAT VE DÖVİZ KURUNUN DIŞ TİCARET DENGESİ ÜZERİNDEKİ ETKİLERİ: ZAMAN SERİSİ ANALİZİ

Fatma CAN KARADAŞ

İktisat Anabilim Dalı

Anadolu Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Mart 2022

Danışman: Prof. Dr. Erkan ÖZATA

Bu tez çalışmasında, Türkiye'nin ikili dış ticarete bulunduğu seçili 8 ülke için, reel döviz kurundaki değişimlerin ticaret dengesi üzerindeki etkileri doğrusal ve doğrusal olmayan ARDL modelleri ile aylık veriler kullanılarak analiz edilmiştir. ARDL modeli analiz sonuçlarında Türkiye'nin Rusya, ABD ve Çin ile ikili ticaretinde uzun dönem ilişkinin olmadığı görülmüştür. Türkiye'nin Fransa, İspanya, İtalya ve Almanya ile ikili ticaretinde ulusal paranın değer kaybetmesi ticaret dengesini uzun dönemde olumlu etkilemiştir. NARDL modeline göre ise, Türk lirasında yaşanan değer kayıpları uzun dönemde Türkiye'nin Fransa, İspanya, Rusya, Almanya ve İtalya'da dış ticareti olumlu etkilemiştir. Türkiye- İtalya ve Türkiye -Rusya ikili ticaretinde J eğrisi etkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Türkiye'nin Fransa ve İspanya ile olan ikili ticaretinde Türk lirasında yaşanan değer kayıplarının hem kısa hem de uzun dönemde ticaret dengesini olumlu etkilediği sonucuna ulaşılmıştır. Türkiye'nin Fransa, İspanya, Rusya ve İngiltere ile dış ticaret dengesinde reel döviz kuru değişmelerinin etkisinin asimetric olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Anahtar Sözcükler: İkili ticaret dengesi, reel döviz kuru, ARDL, NARDL

ABSTRACT

IMPORT, EXPORT AND REAL EXCHANGE RATE EFFECTS ON FOREIGN TRADE BALANCE: TIME SERIES ANALYSIS

Fatma CAN KARADAŞ

Department of Economics

Anadolu University, Graduate School of Social Sciences, March 2022

Supervisor: Prof. Dr. Erkan ÖZATA

In this thesis, short and long-run impacts of the depreciation of the Turkish lira on the bilateral trade balance between Turkey and her 8 trading partners are estimated with linear and non-linear ARDL approaches. The empirical results of the ARDL approach have shown that there is no cointegration relationship in Turkey's bilateral trade with Russia, the USA, and China. The depreciation of the national currency of Turkey has positively affected the trade balance of Turkey's bilateral trade with France, Spain, Italy, and Germany in the long run. According to the empirical results of the NARDL model, depreciation of the Turkish lira has positively affected Turkey's bilateral trade between France, Spain, Russia, Germany, and Italy in the long run. The empirical results have supported the J- curve effect in Turkey-Italy and Turkey-Russia bilateral trade. It has been shown that the depreciation of the Turkish lira positively affected the trade balance of Turkey's bilateral trade with France and Spain both in the short and long terms. It has been concluded that the effect of real exchange rate changes in Turkey's trade balance with France, Spain, Russia, and the UK are asymmetrical.

Keywords: Bilateral trade balance, Real exchange rate, ARDL, NARDL

ÖNSÖZ

Tez çalışmamın ortaya çıkması boyunca beni sabırla destekleyip teşvik eden ve yol gösteren danışmanım ve değerli hocam Prof. Dr. Erkan Özata'ya,

Tez konumun belirlenmesi sürecindeki değerli katkılarından dolayı değerli hocam Prof. Dr. Mustafa Özer'e,

Tez İzleme Komitelerinde değerli görüşleriyle beni cesaretlendirip teşvik eden hocalarım Prof. Dr. M. Oğuz Arslan ve Prof. Dr. Zekeriya Yıldırım'a, savunma jürimde yer alan Prof. Dr. Necati Çiftçi ve Doç. Dr. Hakan Acaroğlu'na

Tez çalışmam boyunca tolerans gösterip teşvik eden Doç. Dr. Zeynep Özata ve değerli Enstitü müdürüm Prof. Dr. Saime Önce 'ye,

Hayatım boyunca kararlarım saygı duyup beni destekleyen ellerini her daim omuzlarımda hissettiğim ailem Halime - Mehmet Can ve kız kardeşim Sibel Yüksel'e,

Hayatımıza girdikleri andan itibaren yüzümdeki gülümsenin sebepleri olan Sare, Meyra ve Bade Masal 'a

Anlayışlı bir tavırla yaklaşan eşimin değerli anne baba ve kardeşlerine,

Yanımda olduklarını her an hissettiren Doç. Dr. Nergiz Karadaş'a ve Arş. Gör. Sinem Eskidemir'e,

Bu süreçte aramızdan ayrılan, rahmetli anneannem Ayşe Gülçay'a ve kardeşim Evrim Karadaş'a teşekkür ederim.

Hayatımın iniş ve çıkışlarından oluşan döneminde yanımda olup zorlukları birlikte karşıladığımız, hayatımı kolaylaştırmaya çalışan sevgili eşim, sırdaşım ve yol arkadaşım Cem Karadaş 'a varlığından dolayı teşekkür ederim.

İÇİNDEKİLER

Sayfa

İTHALAT, İHRACAT VE DÖVİZ KURUNUN DIŞ TİCARET DENGESİ ÜZERİNDEKİ ETKİLERİ: ZAMAN SERİSİ ANALİZİ	i
JÜRİ VE ENSTİTÜ ONAY SAYFASI	ii
ÖZET	iii
ABSTRACT.....	iv
ÖNSÖZ	v
ETİK İLKE VE KURALLARA UYGUNLUK BEYANNAMESİ.....	vi
İÇİNDEKİLER	vii
TABLolar DİZİNİ.....	xi
ŞEKİLLER DİZİNİ	xiii
SİMGELER VE KISALTMALAR DİZİNİ.....	xv
GİRİŞ	1

BİRİNCİ BÖLÜM

1. DÖVİZ KURU VE DIŞ TİCARET	3
1.1.Kavramsal ve Teorik Çerçeve	3
1.1.1. İthalat	3
1.1.2. İhracat	5
1.1.3. Net ihracat	8
1.1.4. Karşılama oranı	10
1.1.5. Kotasyon yöntemleri.....	11
1.1.6. Nominal döviz kuru	12
1.1.7. Çapraz kur	12
1.1.8. Reel döviz kuru	13

1.1.9. Nominal efektif döviz kuru	15
1.1.10. Reel efektif döviz kuru	15
1.2. Kur Rejimleri	17
1.2.1. Sabit kur	18
1.2.2. Dalgalı kur	19
1.3. Döviz Kuru Değişmelerini Açıklayan Teoriler.....	20
1.3.1. Satın alma gücü paritesi.....	20
1.3.2. Dış ticaret akımları.....	21
1.3.3. Parasalcı yaklaşım	21
1.3.4. Varlık piyasası (portföy dengesi) modeli	21
1.4. Mundell- Fleming Modeli.....	22
1.4.1. Sabit döviz kuru rejiminde	23
1.4.2. Dalgalı döviz kur rejiminde	25
1.5. Devalüasyon ve Dış Ticaret	27
1.5.1. Marshall Lerner koşulu	28
1.5.2. S eğrisi	29
1.5.3. J eğrisi	30
1.6. Türkiye’de Uygulanan Kur Rejimlerinin Tarihsel Gelişimi.....	33
1.6.1. 1980 öncesi Türkiye’de uygulanan kur rejimleri	33
1.6.2. 1980-1990 dönemi Türkiye’de uygulanan kur rejimleri.....	36
1.6.3. 1991-2000 dönemi Türkiye’de uygulanan kur rejimleri.....	37
1.6.4. 2001 sonrası Türkiye’de uygulanan kur rejimi	39
1.7. Türkiye’nin Ticari Ortakları ile İlişkisi.....	40
1.7.1. Fransa	40
1.7.2. Almanya.....	44
1.7.3. İspanya.....	46

1.7.4. İtalya	47
1.7.5. Rusya Federasyonu.....	48
1.7.6. Amerika Birleşik Devletleri	49
1.7.7. Çin Halk Cumhuriyeti.....	50
1.7.8. Birleşik Krallık.....	52

İKİNCİ BÖLÜM

2. LİTERATÜR.....	54
2.1. Diğer Ülkeler İçin Yapılmış Çalışmalar	54
2.2. Türkiye'nin Dahil Olduğu Çalışmalar	58

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

3. EKONOMETRİK ANALİZ	69
3.1. Veri Seti, Model.....	69
3.2. Yöntem	73
3.2.1. Birim Kök Testleri.....	73
3.2.1.1. <i>ADF (Augmented Dickey Fuller) Birim Kök Testi</i>	73
3.2.1.2. <i>PP (Phillips - Perron) Birim Kök Testi</i>	74
3.2.2. Otoregresif Gecikmesi Dağıtılmış Model (ARDL).....	75
3.2.3. Doğrusal Olmayan ARDL Modeli (NARDL).....	79

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

4. AMPİRİK BULGULAR.....	83
4.1. Türkiye-Fransa İkili Ticaretinde Reel Döviz Kurunun Dış Ticarete Etkisi	85
4.2. Türkiye-İspanya İkili Ticaretinde Reel Döviz Kurunun Dış Ticarete Etkisi ...	94
4.3. Türkiye-İtalya İkili Ticaretinde Reel Döviz Kurunun Dış Ticarete Etkisi	102
4.4. Türkiye-Rusya Federasyonu İkili Ticaretinde Reel Döviz Kurunun Dış Ticarete Etkisi	110

4.5. Türkiye- Amerika Birleşik Devletleri İkili Ticaretinde Reel Döviz Kurunun Dış Ticarete Etkisi.....	116
4.6. Türkiye-Çin Halk Cumhuriyeti İkili Ticaretinde Reel Döviz Kurunun Dış Ticarete Etkisi.....	119
4.7. Türkiye- Almanya İkili Ticaretinde Reel Döviz Kurunun Dış Ticarete Etkisi	122
4.8. Türkiye-UK İkili Ticaretinde Reel Döviz Kurunun Dış Ticarete Etkisi	130
SONUÇ ve ÖNERİLER	138
KAYNAKÇA.....	142

TABLolar DİZİNİ

Sayfa

Tablo 1. 1. Türkiye’de uygulanan döviz kuru rejimleri	18
Tablo 2. 1. Reel döviz kuru dış ticaret ilişkisine ait literatür.....	64
Tablo 3. 1. Çalışmada kullanılan değişkenlerin kaynakları.....	71
Tablo 4. 1. Türkiye- Fransa birim kök testleri.....	85
Tablo 4. 2. Türkiye- Fransa ARDL kısa ve uzun dönem modelleri ile tanısal testler ...	86
Tablo 4. 3. Türkiye- Fransa NARDL kısa ve uzun dönem modelleri ile tanısal testler.	89
Tablo 4. 4. Türkiye- İspanya birim kök testleri	94
Tablo 4. 5. Türkiye-İspanya ARDL kısa ve uzun dönem modelleri ve tanısal testler...	95
Tablo 4. 6. Türkiye- İspanya NARDL kısa ve uzun dönem modelleri ve tanısal testler	98
Tablo 4. 7. Türkiye- İtalya birim kök testleri.....	103
Tablo 4. 8. Türkiye- İtalya ARDL kısa ve uzun dönem modelleri ile tanısal testler ...	103
Tablo 4. 9. Türkiye- İtalya NARDL kısa ve uzun dönem modelleri ile tanısal testler	106
Tablo 4. 10. Türkiye- Rusya birim kök testleri.....	110
Tablo 4. 11. Türkiye- Rusya tanısal testler ve sınır testi.....	111
Tablo 4. 12. Türkiye- Rusya NARDL kısa ve uzun dönem modelleri ve tanısal testler	112
Tablo 4. 13. Türkiye- Amerika Birleşik Devletleri birim kök testleri	116
Tablo 4. 14. Türkiye- Amerika Birleşik Devletler ARDL sınır testi ve tanısal testler	117
Tablo 4. 15. Türkiye- Amerika Birleşik Devletler NARDL sınır testi ve tanısal testler	118
Tablo 4. 16. Türkiye- Çin Halk Cumhuriyeti birim kök testleri	119
Tablo 4. 17. Türkiye- Çin Halk Cumhuriyeti ARDL sınır testi ve tanısal testler	120
Tablo 4. 18. Türkiye- Çin Halk Cumhuriyeti NARDL sınır testi ve tanısal testler	121
Tablo 4. 19. Türkiye- Almanya birim kök testleri	122

Tablo 4. 20. Türkiye- Almanya ARDL kısa ve uzun dönem modelleri ve tanısal testler	123
Tablo 4. 21. Türkiye- Almanya NARDL kısa ve uzun dönem modelleri ve tanısal testler	126
Tablo 4. 22. Türkiye- Birleşik Krallık birim kök testleri.....	130
Tablo 4. 23. Türkiye- Birleşik Krallık ARDL kısa ve uzun dönem modelleri ile tanısal testler.....	131
Tablo 4. 24. Türkiye- Birleşik Krallık NARDL kısa ve uzun dönem modelleri ve tanısal testler.....	134

ŞEKİLLER DİZİNİ

Sayfa

Şekil 1. 1. Geniş ekonomik grupların sınıflandırmasına göre ithalat.....	4
Şekil 1. 2. Toplam ihracatın ekonomik faaliyetlere göre dağılımı.....	7
Şekil 1. 3. İhracat, İthalat ve İhracatın İthalatı Karşılama Oranı.....	11
Şekil 1. 4. Reel döviz kurunun hesaplama yöntemlerine göre değerleri.....	16
Şekil 1. 5. TÜFE bazlı reel döviz kuru (2003=100).....	17
Şekil 1. 6. Döviz piyasasında denge.....	22
Şekil 1. 7. Sabit kur rejiminde para politikasının etkinliği	24
Şekil 1. 8. Sabit kurda maliye politikasının etkinliği	25
Şekil 1. 9. Dalgalı kurda para politikasının etkinliği	26
Şekil 1. 10. Dalgalı döviz kurunda maliye politikasının etkinliği.....	27
Şekil 1. 11. Devalüasyon ve Marshall – Lerner koşulu	29
Şekil 1. 12. J eğrisi	31
Şekil 1. 13. 1980 öncesi dış ticaret.....	35
Şekil 1. 14. 1980-1990 dönemi dış ticareti	37
Şekil 1. 15. 1991-2000 dönemi dış ticareti	38
Şekil 1. 16. 2001 sonrası dönem dış ticareti.....	39
Şekil 1. 17. Türkiye'nin en çok ihracat yaptığı ilk 20 ülke (%)	41
Şekil 1. 18. Türkiye'nin en çok ithalat yaptığı ilk 20 ülke (%).....	42
Şekil 1. 19. Türkiye-Fransa dış ticaret	44
Şekil 1. 20. Türkiye-Almanya dış ticaret	45
Şekil 1. 21. Türkiye-İspanya dış ticaret	46
Şekil 1. 22. Türkiye-İtalya dış ticareti.....	47
Şekil 1. 23. Türkiye-Rusya Federasyonu dış ticaret	49
Şekil 1. 24. Türkiye-ABD dış ticaret	50

Şekil 1.25. Türkiye-Çin Halk Cumhuriyeti dış ticaret	51
Şekil 1.26. Türkiye-Birleşik Krallık dış ticareti	52
Şekil 4. 1. Türkiye-Fransa CUSUM ve CUSUMSQ testi.....	88
Şekil 4. 2. Türkiye-Fransa CUSUM ve CUSUMSQ testi.....	91
Şekil 4. 3. Türkiye-Fransa asimetrik dinamik çarpan	92
Şekil 4. 4. Türkiye-İspanya CUSUM ve CUSUMSQ testi	97
Şekil 4. 5. Türkiye-İspanya CUSUM ve CUSUMSQ testi	100
Şekil 4. 6. Türkiye-İspanya asimetrik dinamik çarpan	101
Şekil 4. 7. Türkiye- İtalya CUSUM ve CUSUMSQ testi	105
Şekil 4. 8. Türkiye-İtalya CUSUM ve CUSUMSQ testi	108
Şekil 4. 9. Türkiye-İtalya asimetrik dinamik çarpan.....	109
Şekil 4. 10. Türkiye-Rusya CUSUM ve CUSUMSQ testi.....	114
Şekil 4. 11. Türkiye-Rusya asimetrik dinamik çarpan.....	115
Şekil 4. 12. Türkiye-Almanya CUSUM ve CUSUMSQ testi.....	125
Şekil 4. 13. Türkiye-Almanya CUSUM ve CUSUMSQ testi.....	128
Şekil 4. 14. Türkiye-Almanya asimetrik dinamik çarpan	129
Şekil 4. 15. Türkiye-Birleşik Krallık CUSUM ve CUSUMSQ testi.....	133
Şekil 4. 16. Türkiye-Birleşik Krallık CUSUM ve CUSUMSQ testi.....	135
Şekil 4. 17. Türkiye-Birleşik Krallık asimetrik dinamik çarpan.....	136

SİMGELER VE KISALTMALAR DİZİNİ

α	: Alfa
β	: Beta
λ	: Lamda
δ	: Delta
μ	: Mü
Σ	: Sigma
Δ	: Fark
ADF	: Augmented Dickey Fuller (Genişletilmiş Dickey-Fuller)
AIC	: Akaike Bilgi Kriteri
ARDL	: Autoregressive Distributed Lag (Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif)
BP	: Balance of Payment (Ödemeler Dengesi)
CUSUM	: Cumulative Sum (Ardışık Hataları Kümülatif Toplamı)
CUSUMQ	: Cumulative Sum of Square (Ardışık Hataların Karelerinin Kümülatif Toplamı)
DİR	: Dahilde İşleme Rejimi
DOTS	: Direction of Trade Statistis
ECM	: Error Correction Model (Hata Düzeltme Modeli)
IMF	: International Monetary Fund
IFS	: International Financial Statistics
IS	: Investment-Saving (Mal Piyasasında Denge)
LM	: Liquidity Preference – Money Supply (Para Piyasasında Denge)
M	: Import (İthalat)
NARDL	: Non Linear Autoregressive Distributed Lag (Doğrusal Olmayan Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif)

NER	: Nominal Döviz Kuru
RER	: Reel Döviz Kuru
REK	: Reel Efektif Döviz Kuru
SGP	: Satın Alma Gücü Paritesi
TL	: Türk lirası
UK	: United Kingdom
USA	: United State of America
PP	: Phillips- Perron
TÜİK	: Türkiye İstatistik Kurumu
TCMB	: Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası
X	: Export (İhracat)
VAR	: Vektör Otoregresyon
VECM	: Vektör Hata Düzeltme Modeli

GİRİŞ

Dış ticaret, bir ülkenin rekabet gücünü belirlemesi açısından en önemli göstergelerden biridir. Döviz ise dış ticaret kavramının önemli bir unsurudur. Özellikle küreselleşme ve ekonomide dışa açılma ile birlikte ülkelerin amaçlarından biri ticaretin gelişimi ve çeşitlendirilmesi olmuştur. Ülkeler bu amaç doğrultusunda hem ulusal politikalar hem de uluslararası antlaşma ve düzenlemeler ile ticaretin gelişimi için çalışmalar yapmaktadırlar. Ülkelerin uluslararası ticaret anlamında rekabetinin belirleyicisi olan dış ticaret kavramı uzun yıllardır literatürde merak uyandıran bir konu olmuştur.

Dış ticaret dengesini etkilemeye yönelik uygulanan kur politikalarıyla, ülkeler dünya ticaretinden aldıkları payı arttırmaya çalışmaktadır. Reel döviz kurundaki değişimlerin ithalat, ihracat ve bunlara bağlı olarak dış ticaret dengesi üzerindeki etkilerinin ülkelerin uyguladıkları politikalar, ülkede ve dünyada yaşanan krizler ve hatta sektörel avantajlar/dezavantajlar ülkelerin dış ticaretini etkileyecektir.

Türkiye ekonomisi, özellikle 2001 yılından itibaren cari işlemler açığı vermektedir. Cari işlemler açığının en önemli sebebi dış ticaret işlemleridir. Türkiye ekonomisi, ithalata bağımlı ihracat yapısı gereği dış ticarete sürekli olarak açık vermekte bu durum da cari işlemler açığına neden olmaktadır. Döviz kurlarındaki dalgalanmalar, finansal krizler ve özellikle 2013 yılından itibaren Türk lirasının artan değer kaybı, dış ticaret açıklarını da arttırmaktadır. 2000 yılında 22 milyar 300 milyon dolar olan dış ticaret açığı geçen yirmi yılda artarak 2019 yılında 55 milyar dolar, 2020 yılında 49 milyar 900 milyon dolar olmuştur. Tüm bu nedenlerle reel döviz kurundaki artış ve azalışlar ile dış ticaret arasındaki ilişki araştırmacılar için her zaman merak konusu olmuştur.

Döviz kuru, ülkenin uluslararası rekabet edilebilirlikte yerini belirleyen bir unsurdur. Döviz kurundaki bir artış, basit bir ifadeyle ulusal paranın değer kaybetmesini ifade eder. Bu durum diğer ülkelerin yurtiçi mallara olan talebini arttırarak ihracatı arttıracak, ithalatı azalacaktır.

Bu tez çalışmasının amacı, reel döviz kurunda meydana gelen değişimlerin Türkiye'nin ticaret ortağı ülkeler ile ikili ticaret dengesi üzerindeki etkilerini analiz

etmektedir. Türkiye'nin ticaret ortağı olan Fransa, Almanya, İtalya, İspanya, Rusya Federasyonu, Birleşik Krallık, Amerika Birleşik Devletleri ve Çin Halk Cumhuriyeti ile ikili ticaretinde reel döviz kurunun dış ticaret dengesi üzerindeki kısa ve uzun dönem etkileri ARDL ve NARDL modelleriyle ampirik olarak açıklanmaya çalışılmaktadır.

Türkiye'nin ikili ticarete bulunduğu ülkeler ile dış ticaretinde reel döviz kurunun doğrusal ve doğrusal olmayan yöntem ile etkilerinin araştırıldığı bu çalışma şu şekilde planlanmıştır. Birinci bölümde dış ticaret ve döviz kuruyla ilgili kavramsal çerçeveden bahsedilmiş, döviz kuru rejimlerine ve devalüasyon ile dış ticaret arasındaki ilişkiyi açıklayan modellere yer verilmiştir. Türkiye'nin uyguladığı kur rejimleri tarihsel boyutta ele alınmış ve ticarete bulunduğumuz seçili ülkelere ait bilgiler ayrıntılı olarak incelenmiştir. İkinci bölümde döviz kuru ve dış ticaret arasındaki ilişkiyi toplam, endüstri ve ikili ticaret bağlamında inceleyen literatüre yer verilmiştir. Üçüncü bölümde tezimizde uyguladığımız ARDL ve NARDL analizi ile ilgili yönteme yer verilmiştir. Dördüncü bölümde ise; ampirik sonuçlara yer verilmiş, son olarak sonuç ve öneriler yer almıştır.

BİRİNCİ BÖLÜM

DÖVİZ KURU VE DIŞ TİCARET

1.1. Kavramsal ve Teorik Çerçeve

Çalışmamızın bu bölümünde tezimizde kullanılan kavramlara ilişkin olarak kavramsal bir çerçeve sunulmuştur.

1.1.1.İthalat

İthalat dar anlamıyla dış ülkeden mal ve hizmet alınmasını ifade eder. Başka bir ifadeyle bir ülkedeki yerleşiklerin ya da kurumların diğer ülkelerdeki yerleşiklerden mal ve hizmet satın alma veya getirmelerini ifade eder (Argın ve Bakkalcı, 2011, s.41). Aynı zamanda bir ülkenin diğer bir ülkeden mal ve hizmet transferinin yürürlükte bulunan mevzuata göre yapılmasıdır.

Bir ülke içerisinde üretilmeyen mal ve hizmetler veya ülke içerisinde nispi olarak yüksek maliyetle üretilen mal ve hizmetler daha düşük maliyetle diğer ülkelerden ithal edilebilir. Bu durum düşük maliyetle ve az kar ile üretim yapan üreticiler için uygundur.

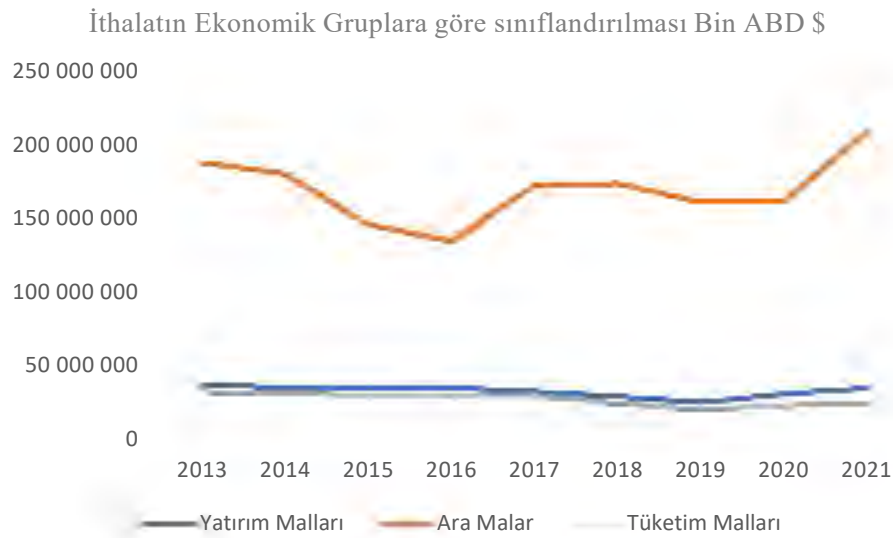
İthalat talebini belirleyen birincil faktörler; yurtiçi gelir, nispi fiyatlar, döviz kuru, dış borç stoku ve uluslararası rezervlerdir. İkincil faktörler ise; dış ticaret politikaları, Ar-Ge ve tüketim tercihleridir (Seyidoğlu, 2009, s.471). İthalat ile yurtiçi gelir arasındaki pozitif yönlü ilişki ithalat fonksiyonu olarak adlandırılır. İthalat fonksiyonunun pozitif eğimli bir doğru olması yurtiçi gelir arttıkça ithalatın da artacağını ifade eder. İthalatın milli gelire bağıllığı, ödemeler bilançosu dengesini sağlamaya da yardımcıdır.

Döviz kuru, dış ticareti etkileyen unsurlardan biridir. Düşük kur politikası (değerli Türk lirası) uygulanan bir ekonomide zamanla ithalat artacaktır. 2001'den 2008 yılı sonuna kadar Türkiye'de döviz kuru neredeyse değişmemiştir. 2001 yılı haziran ayında 1 dolar 1,2 TL iken 2008 yılı haziran ayında döviz kuru değişmeyerek 1 dolar 1,2 TL olarak gerçekleşmiştir. 2001 yılında gerçekleşen ithalat 41 milyar dolar iken, 2008 yılında 201 milyar dolar olarak gerçekleşmiştir.

Gelişmekte olan ülkelerde sanayi tam anlamıyla gelişmediği için öncelikle gelişmekte olan ülkeler, sanayileşmiş ülkelere sanayilerini ithal etmektedir. Ülkeye ithalat yoluyla gelen teknoloji Ar-Ge ile ilgilidir. Getirilen teknoloji, teknolojiye nasıl

adapte olunduğu ve bunun dış ticaret performansına etkileri aynı zamanda ihracat için de önemlidir.

Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerde ekonomik büyümeyi arttırmak için gerekli olan yatırımları yapmak ithalat yoluyla gerçekleşmektedir. Yatırımcılarda yeterli döviz bulunmaması durumunda ise dış borçlanma tercih edilmektedir. Kısaca dış borçlanmaya gidilmesinin nedenlerinden biri ara malı ya da hammadde ithalatı için gerekli olan döviz finansmanıdır (Hjertholm, 1999, s.7).



Şekil 1. 1. Geniş Ekonomik Grupların sınıflandırmasına Göre İthalat (TÜİK)

Şekil 1.1' e göre Türkiye'nin ithalatında ara malı ithalatı büyük yer tutmaktadır. 2020 Ocak-Aralık döneminde ara malı ithalat 219 milyar 397 milyon dolar olarak gerçekleşmiş ve ara malların ithalat içindeki payı %74,3 olarak gerçekleşerek toplam ithalatın dörtte üçünü ithal ara mallar oluşturmuştur (TÜİK). İthal girdi bağımlılığının temel sebepleri ise, benimsenen sanayileşme stratejileri, kur politikası, enerjide dışa bağımlılık ve dahilde işleme rejimidir (Saygılı vd. 2010). İthal edilen ürünlerin bir kısmı ihracat için yapılırsa da bir kısmı da yurt içinde tüketilmektedir. İthal bağımlılığı yüksek büyüme dönemleri aynı zamanda yüksek cari açığı da neden olmaktadır (Aker, 2008, s.137).

On birinci kalkınma planı (2019-2023) çerçevesinde rekabetçiliği ve verimliliği artırıcı politikalar uygulanarak ithalata daha az bağımlı bir üretim yapısının geliştirilmesi ve ihracat odaklı dönüşüm yapılması gerektiği ve dünya ticaretinden daha fazla pay alınması hedeflenmiştir. Bu amaçla, yerli üretimde rekabet gücünü arttırmaya yönelik politikalar geliştirilmesi amaçlanmıştır. İthalatın yerli üretimde neden olduğu zarara karşı uluslararası yükümlülükler doğrultusunda yerli üretimin korunması amaçlanmıştır. Kimya, ilaç ve tıbbi cihaz, elektronik, makine-elektrikli teçhizat, otomotiv, raylı sistem araçları ve imalat sanayii sektörleri gibi öncelikli sektörlerde ithalatı azaltıp ihracatı arttırmak on birinci kalkınma planının hedefi olmuştur.

1.1.2.İhracat

Büyümenin bir bileşeni olarak ihracat makroekonomik performansı etkileyen bir göstergedir. İhracat, bir ülke sınırları içerisinde üretilen mal ve hizmetlerin başka ülkelere satılması işlemine verilen isimdir (Ünsal, 2007, 48). İhracat dar anlamıyla ülke dışına mal satılması olarak ifade edilir. Geniş anlamda ise; bir bedel karşılığında ya da bedelsiz olarak bir ülke sınırlarından başka bir ülke sınırlarına ya da serbest gümrük bölgelerine olan satışın hem ulusal hem de uluslararası mevzuata uygun bir şekilde yapılmasını ifade etmektedir (Argın ve Bakkalıcı, 2011, s.40).

İhracatı etkileyen unsurlardan biri döviz kurlarıdır. Döviz kurlarındaki değişikliklerin dış ticaret üzerinde en büyük etkisi fiyatlar üzerinde olacaktır. Bir ülkede döviz kuru arttıkça ulusal para değer kaybedeceği için ihraç malları görece daha ucuz hale geldiğinden ithalatın azalıp ihracatın artması beklenir. Döviz kurlarındaki artış ile birlikte Türk sanayi ürünlerinin ihracatta rekabet gücünün artması beklenir. Ulusal paranın değer kaybettiği dönemlerde ihracatçılar daha fazla mal ihraç edebilmek ve ikame ürünlerin bulunduğu ülkelere daha fazla satabilmek adına ürünlerde döviz cinsinden fiyatları aşağı çekmeyi tercih ederler.

Kurda meydana gelen bir artış, ülke mallarına olan dış talebi artırıp aynı zamanda ithal mallara olan talebi de azalacaktır. Böylelikle üretim, ihracat, istihdam ve milli gelirden artış olacaktır.

İhracatın ekonomik büyümeyi olumlu etkilediği yönündeki ihracata dayalı büyüme modelinde ihracat yapan firmaların geniş pazar imkânı nedeniyle ölçek ekonomilerinden yararlanacakları, uluslararası piyasada ticaret yapmanın daha yoğun bir rekabet ortamı

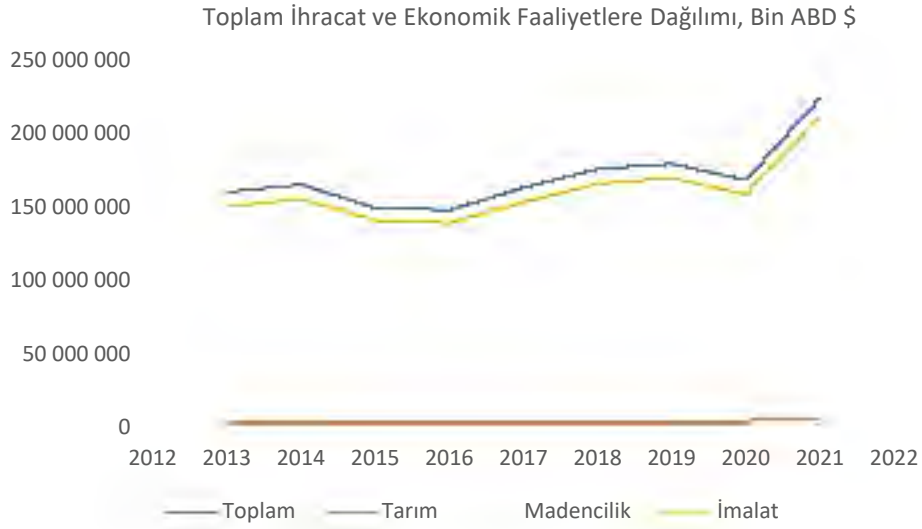
getirmesiyle yeni teknolojilerin ortaya çıkarılması ve ihracat sebebiyle elde edilen döviz gelirleriyle daha fazla yatırım yapılabileceği görüşü ortaya çıkmıştır (İspir, Açıköz Ersoy ve Yılmaz, 2009, s.63).

Gelişmekte olan ülkelerin ihracat yapabilmeleri gelişmiş ülkelere göre daha kısıtlı olmaktadır. Dünya ihracatının büyük bir kısmını sanayi ürünleri ihracatı oluşturmakta ve yüksek ihracat yapan ülkelerin büyük bir kısmı da yüksek gelirli ülkeler olmaktadır. Gelişmekte olan ülkelerin düşük fiyatlarla ihracat yapması ve neticesinde de cari açık sorunu yaşadıkları görülmektedir. Türkiye gibi sanayileşmenin ikinci aşamasındaki ülkeler genellikle sanayileşmesini ithal ekipmanlarla yapmakta ve ihraç ettiği ürünlerin de farklılaşmamış orta seviye teknolojiye sahip olduğu görülmektedir.

On birinci kalkınma planında Türkiye'nin uzun vadede sürdürülebilir makroekonomik dengeleri sağlaması için yapması gerekenler şöyle ifade edilmiştir:

“Türkiye'nin orta gelir tuzağından çıkmasını ve cari denge dahil orta uzun vadede sürdürülebilir makroekonomik dengeleri kazanmasını sağlayacak yerli sanayi katmanının oluşturulması için öncelikli sektörlerin belirlenmesi; üniversite ve araştırma kuruluşlarıyla işbirliği halinde geliştirilecek bu sektörlerde orta ve yüksek teknolojiler seviyesinde üretim, markalaşma, Ar-Ge ve ürün geliştirme (Ür-Ge) yeteneklerinin artırılmasına yönelik ihracat odaklı politikaların, finans ve eğitim gibi alanlardaki ilintili politikalarla eşgüdüm halinde, kalkınma temelli kamu satın alma yöntemleri ile desteklenerek tasarlanması ve uygulanması (On birinci Kalkınma Planı 2019-2023).”

On birinci kalkınma planı ile gelişmekte olan Türkiye'nin ihracatını arttırmaya yönelik öncelikli sektörler belirlenmiş ve bu sektörlerde özellikle de imalat sektöründe ölçek ekonomisinden yararlanılmasının gerekliliği ortaya çıkmıştır. Türkiye'de imalat sanayi sektöründe ihracatın ithalata bağımlılığının yüksek olması ihracatın katkısı ile gerçekleşen hızlı büyüme dönemlerinde dış ticaret açığına ve cari açığa neden olmaktadır. İmalat sanayindeki bu bozuk yapı nedeniyle ihracatın ithalatı karşılama oranını en son 2021 yılında %77 seviyesine çıkarabilmiştir. Bu oranın yükselebilmesi ve ithalatın tamamının ihracat gelirleriyle finanse edilebilmesi ancak imalat sanayindeki ithalat bağımlılığının azaltılması ile mümkün olacaktır.



Şekil 1. 2. Toplam ihracatın ekonomik faaliyetlere göre dağılımı (Kaynak: TÜİK)

Teknolojik yoğunluklarına göre sektörler OECD'ye göre düşük, orta-düşük, orta yüksek teknolojlili ve yüksek teknolojlili sektörler olarak ifade edilirler (OECD, 2011, 1).¹ Teknoloji yoğunluklarına göre ihracat imalat sanayi ihracatı içerisinde gösterilmektedir. EUROSTAT sınıflamaları listesinde yüksek teknoloji ürünleri, temel eczacılık ürünleri imalatı, bilgisayar, optik ürün ve elektronik ürünleri imalatı ile hava taşıtları ve uzay araçları imalatı ve yazılım ürünleridir. 2020 yılı içerisinde Türkiye'nin imalat sanayi ürünleri ihracatı içinde yüksek teknoloji ürünlerinin payı %3,4 olarak gerçekleşmiştir. Orta yüksek teknoloji ürünleri ise; kimyasal ve kimyasal ürünlerin imalatı, silah ve mühimmat, elektrik teçhizat imalatı, motorlu kara taşıtı, treyler imalatı, ulaşım araçları imalatı ile tıbbi ve dişçilik ile ilgili araç gereç imalatını kapsamaktadır. 2020 yılı içinde imalat sanayi ihracatından orta yüksek teknoloji ürünleri ihracatının aldığı pay %35,9 olarak gerçekleşmiştir. Orta düşük teknoloji ihracat ürünlerini; kok kömürü ve rafine edilmiş petrol imalatı, kauçuk ve plastik ürünlerinin imalatı, metalik olmayan mineral ürünleri imalatı, fabrikasyon metal ürünleri imalatı, gemilerin ve yüzen yapıların inşası ile makine ve ekipmanların kurulumu ve onarımı oluşturmaktadır. 2020 yılında imalat sanayi ihracatı içerisinde orta düşük teknoloji ürünlerinin ihracatı %27,2 olmuştur. Düşük teknoloji ürünleri ise; gıda ürünleri, içecekler, tütün ürünleri, tekstil ürünleri, giyim

¹Ek 1'de EUROSTAT'a göre imalat sanayi sektörlerinin teknolojik sınıflandırma listesi bulunmaktadır.

eşyaları, deri ile ilgili ürünler, kağıt ve ürünleri ile mobilya imalatı, bitki ve hayvan yetiştiriciliği, deniz ürünleri ve kömür, ham petrol, doğalgaz ve maden çıkarma faaliyetleri yer almaktadır. 2020 yılında düşük teknoloji ürünlerinin imalat sanayi ürünleri içindeki payı %33,5 olarak gerçekleşmiştir. Türkiye’de uzun yıllar düşük teknoloji ürünleri ihracatı yüksek düzeyde gerçekleşirken son yıllarda imalat sanayi ihracatında orta yüksek teknoloji ürünleri ile düşük teknoloji ürünleri ihracatı ilk sırayı almıştır (TÜİK, Dış Ticaret İstatistikleri 2020).

Türkiye’de ihracatın ithalata bağımlı olma nedenleri az gelişmiş bir ülke olmasının sonuçlarıdır. Benimsenen sanayileşme stratejisi ve ihracatın teknolojik yapısı, benimsenen kur politikası, enerjide dışa bağımlı olmak ve dolayısıyla enerji fiyatları ile dahilde işleme rejiminin getirmiş olduğu avantajlar aslında ihracatın ithalata bağımlılığın da artmasına neden olmaktadır (Gacaner Atış ve Saygılı, 2014, s.91).

Türkiye’de ihracatın ithalata bağımlı olması ve ihracat yapabilmek için hammadde ve aramalı ithal etmesi Dahilde İşleme Rejiminin ortaya çıkmasına olanak sağlamıştır. Dahilde İşleme Rejimi, ihracat yapan firmalar tarafından ihraç ürünleri üretmek için yurt içi piyasalardan temin edilemeyen hammadde ve ara malının ithal edilerek gümrük vergisinden muafiyetini içeren dünya piyasalarında rekabet avantajı sağlayan ihracat teşvik sistemine verilen isimdir (Ticaret Bakanlığı, 2005-8391 DİR kararı).

1.1.3.Net ihracat

Net ihracat; ihracat(X) ve ithalat(M) arasındaki farkı (X-M) vermektedir. Bu fark aynı zamanda dış ticaret dengesini de ifade eder. Dış ticaret dengesi aşağıdaki denklem ile gösterilir.

$$Net\ ihracat = X - M \quad (1.1)$$

Net ihracatın pozitif (X> M) olması durumunda dış ticaret fazlası oluşurken, net ihracatın negatif (X <M) olması durumunda ise dış ticaret açığı söz konusudur.

Net ihracatı etkileyen faktörler ise; mal ve hizmet talep eden ülkelerin milli gelirleri, döviz kurları, karşılıklı ticaret antlaşmaları ve gümrük engelleri olmaktadır.

Dış ticaretin belirleyicileri olarak ihracat ve ithalat arz ve taleplerini etkileyen faktörler ülkeden ülkeye değişebilmektedir. Dış ticaretin belirleyicilerine baktığımızda temelde Hooper ve Marquez (1995) çalışmasında yurtiçi ve yurtdışı gelir düzeyindeki farklılıkların net ihracatı belirlediği ikincil bir faktör olarak da Bird ve Rajan (2001) çalışmasında döviz kurundaki değişimlerin etkilediği görülmektedir.

Dış ticaret talepleri üzerinde belirleyici olan yurt içi ve yurtdışı gelir farklılıkları Krugman (1989) tarafından gelirdeki artışın tüketimi arttıracacağı şeklinde ifade edilmiştir. Tüketim artışı hem yurtiçi hem de yurtdışı mal ve hizmetlere yönelik olacaktır. Artan yurtiçi gelirler ile ülkenin ithalatı arasında doğrudan bir ilişki söz konusudur. Bu durum ithalat fonksiyonu olarak ifade edilmektedir. Üretimde kullanılan ara mal girdilerinin ithal mallar olması ve aynı zamanda yurtiçinde tüketilen malların bir bölümünün ithal olması nedeniyle dış ticaret açığı artacaktır. İthalat talebinin gelir esnekliği, ithalatta yüzdelerdeki değişimin gelirdeki yüzdelerdeki değişime oranı olduğu için ithalattaki artış gelirdeki artış oranından daha büyük ise esneklik birden büyük olacağından ülkenin ithalata bağımlılığı da artacaktır (Ferreira ve Canuto, 2001: 9).

Dış ticareti etkileyen faktörlerden bir diğeri ise, reel döviz kurudur. Dış ticaret hacminin belirlenmesinde ithalat ve ihracat fiyatları en önemli faktörlerden biridir. Reel döviz kurunda meydana gelecek dalgalanmalar ise, dış ticaret hacminde artış ya da azalış olarak kendini gösterecektir (Damaceanu, 2007: 356)

1980'li yıllar itibariyle tüm dünyanın küreselleşme eğilimine girmesiyle birlikte ulusal ekonomik yapılar dış gelişmelere daha duyarlı hale gelmiştir. Hook ve Boon (2000) çalışmasında, küreselleşme ile birlikte döviz kurlarıyla ilgili rejim değişikliklerinin dış ticaret hacmi üzerindeki etkilerinin dalgalanmaların dış ticaret hacminde daralmaya neden olduğunu ifade etmişlerdir. Reel döviz kuru ile dış ticaret arasındaki ilişki üzerine yapılan çok sayıda çalışma Clark (1973), Kenen ve Rodrik (1986), Koray ve Lastrapes (1989) mevcuttur. Bu çalışmalar sonucunda elde edilen bulgular döviz kurunda meydana gelen değişimlerin ihracat ve ithalat üzerinde etkisi olduğunu, özellikle dalgalanmalardan dış ticaretin olumsuz etkilendiğini ortaya koymaktadır.

Hooper ve Kohlhgen (1978), reel döviz kurunda meydana gelen dalgalanmalardan olumsuz etkilenen firmaların olduğunu ve bu nedenle firmaların kar elde edemediklerini dolayısıyla dış ticarettten olumsuz etkilendiğini belirtmiştir. 1970'li yıllar itibariyle pek

çok ülkenin esnek döviz kuru sistemine geçmesiyle birlikte döviz kurlarında yaşanan belirsizlikler de artmıştır.

1.1.4.İhracatın ithalatı karşılama oranı

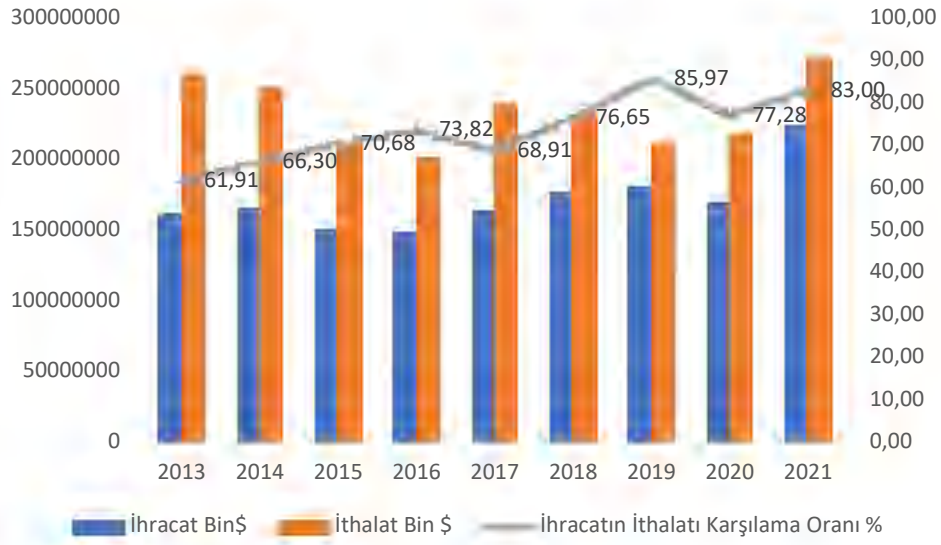
Dış ticaretin önemli bir göstergesi olarak ihracatın ithalatı karşılama oranı, ihracatın ithalata göre yüzdesi olarak tanımlanır ve ülkenin ihracat gelirlerinin ithalat giderlerinin ne kadarını karşıladığını ifade eder. İthalatın ne kadarının ihracat tarafından karşılandığını göstermekle birlikte aynı zamanda ülkelerin dış ticaret performanslarının karşılaştırılıp çalışmalarda kullanılabilmesine olanak tanımaktadır (Aydın, Başkaya ve Demiroğlu, 2015, s. 2)

İhracatın ithalatı karşılama oranı aşağıdaki şekilde ifade edilmektedir.

$$KO = \frac{X}{M} * 100 \quad (1.2)$$

İthalatın ihracatı aşan kısmı ise cari işlemler açığı olarak ifade edilir. Dış ticarettaki bir açık herhangi bir para birimi cinsinden veya GSYH'nin oranı olarak ölçüldüğünde farklı ülkelerdeki ya da aynı ülkede farklı zamanlardaki değerlerinin karşılaştırılması güç olduğu için ihracatın ithalatı karşılama oranı analiz yapmada ve karşılaştırma yapmada kolaylık sağlamaktadır. Bunun yanı sıra bu çalışmada olduğu gibi logaritma alma işleminin olduğu çalışmalarda ve özellikle dış ticaret açığı veren ülkeler çalışıldığında net ihracatın negatif olması nedeniyle tercih edilmektedir.

İhracatın ithalatı karşılama oranının GSYİH ile normalizasyona oranla avantajları söz konusudur. Bunların başında aynı GSYİH düzeyine sahip iki ülkeden ticaret hacmi yüksek olan ülkenin ticaret hacmi düşük olan ülkeye kıyasla karşılama oranı daha yüksek olması gerekmektedir. İhracatın ithalatı karşılama oranının bir diğer avantajı ise, kur hareketlerinin ticaret ve GSYİH fiyatlarına yansımadaki farklılıklardan kaynaklanmaktadır. Türkiye gibi gelişmekte olan ve döviz kurunda dalgalanmalar yaşayan ülkelerde yurtiçi para birimi cinsinden dış ticaret açığının GSYH'ye oranı sıklıkla değişecektir. Bu nedenle karşılama oranı daha stabil kalacağı için ülkenin dış ticaret düzeyini gösterme ve karşılaştırma yapabilme anlamında avantajlıdır (Aydın, Başkaya ve Demiroğlu, 2015, s. 3-4).



Şekil 1.3. İhracat, ithalat ve ihracatın ithalatı karşılama oranı (Kaynak: TÜİK)

Dış ticaret açığının iktisadi faaliyetlerle ters yönde seyretmesi, özellikle yüksek olduğu dönemlerin kriz dönemleri olduğu görülmüştür. İhracatın ithalatı karşılama oranının yüksek olması ihracat artışıyla ticaret dengesine olumlu etkide bulunacak gibi düşünülse de şekil 1.3' te görüldüğü gibi karşılama oranının %85,97 olduğu 2019 yılında ithalatın önceki dönemlere göre daha az olması nedeniyle ortaya çıktığı görülmektedir.

1.1.5.Kotasyon yöntemleri

Kotasyon döviz kurunun ulusal para cinsinden tanımlanma şeklidir. Kotasyon dolaylı ve dolaysız kotasyon olarak ikiye ayrılır (Seyidoğlu, 2009 s.358).

Dolaylı kotasyon Amerikan yöntemi olarak da adlandırılır. Bu yöntemde döviz kuru, ulusal para karşılığı olan yabancı para miktarı şeklinde ifade edilir (Örneğin; 1 TL=0.14 \$ gibi).

Türkiye'de de kullanılan yöntem olan dolaysız kotasyon, döviz kurunun yabancı para birimi başına ulusal para miktarı olarak ifade edilmesidir. (Örneğin; 1\$= 7 TL) Dolaysız kotasyon aynı zamanda Avrupa yöntemi olarak da bilinir. Günümüzde uluslararası piyasaların çoğunda bu yöntem kullanılır.

Dolaysız kotasyonun kullanıldığı ülkelerde döviz kurunun artması yabancı para biriminin ulusal para birimi karşısında değer kazanması olarak ifade edilirken kurun

düşmesi, yabancı para biriminin yerli para birimi karşısında değer kaybettiği anlamına gelir.

1.1.6.Nominal döviz kuru

Bir birim yerli para ile satın alınabilecek yabancı para birimi miktarı döviz kuru olarak bilinir. Ortak para birimi kullanan ülkeler (Avrupa Birliği ülkelerinin Euro para birimini kullanması gibi) haricinde hemen hemen her ülkenin kendi para birimi vardır. X ülkesinde yaşayan bir kişi Y ülkesindeki bir kişiden mal ve hizmet satın almak istediğinde ilk olarak para birimini Y ülkesindeki ticaret ortağının para birimiyle değiştirmesi gerekir. İki ülke para biriminin değiştirilebilme oranı iki para birimi arasındaki nominal döviz kurudur (Abel, Bernanke ve Croushore, 2017, s.524).

Nominal döviz kuru, yabancı para birimi için ödenen ulusal para miktarı şeklinde ifade edilir. Ulusal paranın yabancı paraya bölünmesine iki taraflı nominal döviz kuru denilmektedir.

Nominal döviz kuru aksi belirtilmedikçe yani reel ya da nominal diye belirtilmediği sürece döviz kuru olarak ifade edilir. Döviz kurunun bir birim yabancı para karşılığı ulusal para olarak tanımlanması, ulusal paranın yabancı para karşısında değer kaybetmesi durumunda döviz kurunun yükselmesi anlamına gelmektedir.

Döviz kurunun ülkeler açısından önemli olmasının nedenlerinden biri dış ticarete devamlılık diğeri ise ödemeler dengesidir. Ülkedeki ulusal para biriminin yabancı para birimi karşısında değer kaybetmesi ihracatı arttırıp ithalatı azaltarak ödemeler bilançosu açıklarının azalmasını sağlayabilir.

Bir birim yabancı paranın yerli paraya dönüşmesi ile elde edilen miktar zaman içerisinde artıp azalabilmektedir. Döviz kurunun bir birim yabancı para karşısında ulusal paranın değeri olarak tanımladığımızda, ulusal para biriminin yabancı para birimi karşısında değer kaybetmesi yabancı paranın nominal anlamda döviz kurunun arttığını ifade etmektedir. Ulusal para biriminin yabancı para birimi karşısında değer kazanması ise, yabancı paranın nominal döviz kurunun düştüğünü ifade etmektedir.

Döviz kuru ülkelerin dış ticareti açısından önemli rol oynamaktadır. Diğer faktörler sabitken, nominal döviz kurundaki bir artış yani ulusal para biriminin değer kaybetmesi ihraç mallarını görece ucuz hale getireceği için ulusal mallara olan talep artacak bu durum ihracatı arttıracaktır. Döviz kurunda yaşanan bir artışın ihracatı arttırıcı etkisi ithalat için

ise geçerli değildir. Artan döviz kuru nedeniyle ithal mallar yurtiçinde daha pahalı hale geleceği için ithalat talebi azalacak ve dış ticaret fazlası oluşacaktır (Dornbusch ve Fisher, 1998, s. 158-161).

1.1.7.Çapraz kur

İki ülke para biriminin üçüncü ülke para birimi üzerinde hesaplanmasını ifade eder. Bir örnek ile açıklayacak olursak; 1 \$ = 8 TL, 1 € = 10 TL olduğuna göre 1€ = 1.25 \$ Euro ile ABD Doları arasındaki çapraz kuru ifade etmektedir.

1.1.8.Reel döviz kuru

Döviz kurlarıyla çalışılırken özellikle reel ve nominal döviz kurunun belirtilmesinde yarar vardır. Nominal ve reel kur aslında, kurların göreceli fiyatlara ne ölçüde yansıdığı ile alakalıdır. Türk lirasının yabancı para birimi karşısında değer kaybetmesi Türk mallarının uluslararası piyasalarda aynı ölçüde rekabetçi olacağı anlamına gelmemektedir (Seyidoğlu, 2009, s. 363).

Reel döviz kuru yurtdışında üretilen malların yurt içinde üretilen mallar cinsinden göreceli fiyatını yansıtır. Reel döviz kuru, iki ülkenin ürettiği malların aynı para birimi cinsinden nispi fiyatıdır. Nominal döviz kuru cari fiyatlarla ifade edildiğinden enflasyon etkisi içermektedir. Reel döviz kuru ise enflasyondan arındırılmış olduğundan ülkelerin rekabet düzeyini de göstermektedir. Özellikle ikili dış ticarete ülkelerin rekabet gücünü karşılaştırırken reel döviz kurunun kullanılması gerekmektedir.

Reel döviz kurları nominal döviz kurları ve fiyatlar genel düzeyi üzerinden tanımlanır. Reel döviz kuru denklem (1.3)'deki gibi hesaplanmaktadır:

$$RER = NER * \frac{\text{Yurtdışı Fiyat Endeksi } (P^i)}{\text{Yurtiçi Fiyat Endeksi } (P^*)} \quad (1.3)$$

Burada NER nominal döviz kurunu, P^i yurtdışı fiyat endeksini, P^* ise yurtiçi fiyat endeksini ifade etmektedir. Denkleme göre, $P^i < P^*$ olması durumunda reel döviz kuru nominal döviz kurunun altına düşmüş olur. Böyle bir durumda ulusal para değerlenir ve ülkenin uluslararası piyasalarda rekabet gücü azalır (Seyidoğlu, s.360).

Reel döviz kuru denklem (1.4)'deki gibi de hesaplanabilir.

$$RER = \frac{\text{Yurtiçi Fiyat Endeksi (P^*)}}{\text{Yurtdışı Fiyat Endeksi (P^l) * NER}} \quad (1.4)$$

Denklem (1.4) de reel döviz kurunun azalması Türk lirasının reel değer kaybını ifade eder. Aynı şekilde reel döviz kurundaki bir artış Türk lirasının değer kazanmasını ifade eder. Ticaret ortağı ülkeden bir birim yerli para ile alınan malın yurtdışında yerli para cinsinden fiyatı belirlenebilir. Reel döviz kurunun azalması Türk lirası cinsinden yerli mal sepetinin fiyatının yabancı mal sepetine göre ucuzlaması anlamına gelmektedir ve bu durum ihracatı arttırıcı, ithalatı azaltıcı etki oluşturabilir. Bu yöntem TCMB'nin reel efektif döviz kuru hesaplamasında da kullanılmaktadır.²

1.1.9. Nominal efektif döviz kuru

Nominal döviz kurunu iki taraflı ifade edebileceğimiz gibi toplulaştırılmış ya da efektif nominal döviz kuru olarak da ifade edebiliriz. Bir ülke parasının değerini, diğer ülke paralarına göre nispi olarak hesaplamak istediğimizde ise; nominal efektif döviz kurunu bilmemiz gerekir. Nominal efektif döviz kuru, ticarete bulunduğu ülkenin dış ticaretten aldığı payın ağırlıklandırılması ile elde edilen ortalamadır (Kılıç, 2013, s.4-5).

Nominal döviz kuru, bir ülkenin parasının diğer ülkenin parası cinsinden değeri olarak tanımlanır. Tüm ülkelerde nominal döviz kurları aynı yönde hareket etmezler. Bu durumda iki taraflı nominal döviz kurunu, ülkenin ticaretinde önemli rol oynayan ülkelerden oluşan bir döviz kuru sepeti olarak tanımlayarak nominal efektif döviz kuru elde edilir (Ünsal, 2005, s. 115).

Nominal efektif döviz kuru (NEK), Türkiye'nin dış ticaretinde önemli paya sahip ülkelerin para birimlerinden oluşan sepete göre Türk lirasının ağırlıklı ortalama değeridir. Nominal efektif döviz kuru aynı zamanda nominal ticaret ağırlıklı döviz kuru olarak da ifade edilir. Ülkelerin para birimlerinden oluşan sepet içerisindeki ağırlıklar ülkelerin ikili ticaretinde önemli rol oynamaktadır.

²Detaylı bilgi için TCMB tarafından hazırlanan “Reel Efektif Döviz Kuru Endeksleri’ ne İlişkin Yöntemsel Açıklama” okunabilir. Reel Döviz Kurunu hesaplarken denklem (1.4)’ i kullanıldı.

1.1.10.Reel efektif döviz kuru

Dış ticarete döviz kuru hem ihracatçı karını hem de ithalatçının maliyetini belirleyen en önemli faktörlerden biridir. Ulusal para biriminde yaşanan bir değer kaybı ihracatçılar açısından rekabet avantajı sağlayıp ihracatı arttırırken aynı zamanda ithal malların da fiyatlarını arttırarak ithalatı azaltıcı etki yapar. Kur kaynaklı rekabet avantajını görebilmek için reel efektif döviz kuru temel göstergedir.

Nominal efektif döviz kurundaki nispi fiyat etkilerinin arındırılmasıyla oluşturulan reel efektif döviz kuru yurtiçi fiyat düzeyinin ticaret ortağı ülkelerin fiyat düzeyine oranının ağırlıklı geometrik ortalaması olarak ifade edilir (Kocakale ve Toprak, 2015, 6).

Reel efektif döviz kuru aşağıdaki şekilde hesaplanır³.

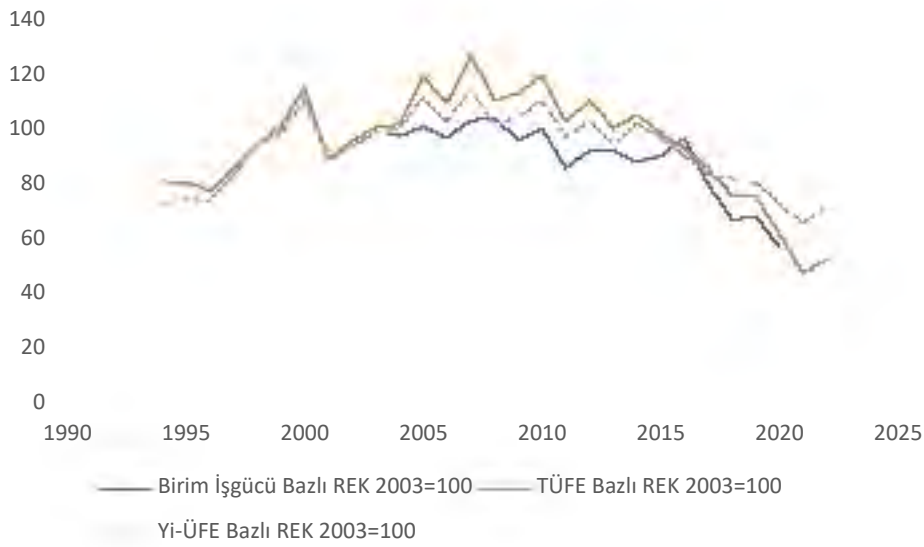
$$REK = \prod_{i=1}^N \left[\frac{P_{tur}}{p_i * e_{i,tur}} \right]^{w_i} \quad (1.5)$$

Denklem (1.5)'te yer alan w_i "i" ülkesinin Türkiye'nin REK endeksindeki ağırlığını, P_{tur} Yurtiçi fiyat endeksini, p_i ticaret ortağı ülkenin fiyat endeksini, $e_{i,tur}$ ticaret ortağı ülkenin parasının Türk lirası cinsinden döviz kurunu, N ticaret ortağı ülke sayısını ifade etmektedir. ÜFE ve TÜFE endekslerinin 2003 yılında güncellenmesiyle birlikte reel efektif döviz kuru endeksinin baz yılı 2003 olarak kabul edilir. Bununla birlikte endekse yeni ülkeler dahil edilmiştir.

Reel efektif döviz kurunun farklı hesaplama yöntemleri bulunmaktadır. Bunlar; TÜFE bazlı reel efektif döviz kuru, Yi-ÜFE bazlı reel efektif döviz kuru ve birim iş gücü maliyeti bazlı reel efektif döviz kurudur. TÜFE ve ÜFE bazlı reel efektif döviz kuru aylık olarak hesaplanırken birim işgücü maliyeti bazlı reel efektif döviz kuru yıllık olarak hesaplanmaktadır. TÜFE bazlı reel efektif döviz kuru hesaplamalarında hem yurtiçi pazardaki rekabet hem de yurtdışı pazarlardaki rekabet dikkate alınır. Reel efektif döviz kuru endeksine yurtiçi fiyatlardaki artışın etkisi yurtdışı fiyat artışlarından daha fazladır. Bunun yanı sıra gelişmiş ülkelerden yapılan ithalat katma değeri yüksek ara mal ithalatını kapsar ve bu ülkeler nihai mal ihraç ettiğimiz ülke konumunda da olduğu için ulusal

³Reel efektif döviz kuruna ait meta veriye linkten ulaşabilirsiniz.
<https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/1a05fcf2-efa4-451d-83ad-6098be69ffd7/WP1012.pdf?MOD=AJPERES&CACHEID=1a05fcf2-efa4-451d-83ad-6098be69ffd7>

paranın değerlenmesine katkıda bulunur. Yeni ÜFE bazlı reel efektif döviz kurunda endekse sonradan dahil edilen ülkelerin Türkiye'nin rekabet gücünü değiştirmedığı söylenebilir. Şekil 1.4' te Reel döviz kurunun hesaplama yöntemlerine göre birim işgücü bazlı reel efektif döviz kuru, TÜFE bazlı reel efektif döviz kuru ve Yi-ÜFE bazlı reel efektif döviz kuru 2003 baz yılı değerleri verilmiştir. Endeks değerinin 100'ün üzerine çıkması Türk lirasının değerlendirildiğini, 100'ün altında olması ise Türk lirasının yabancı para birimi karşısında değer kaybettiğini ifade eder.



Şekil 1. 4. Reel döviz kurunun hesaplama yöntemlerine değerleri

Şekil 1.5'te görüldüğü üzere TÜFE bazlı reel efektif döviz kuru 2003 baz yılından 2015 yılına kadar 100'ün üzerindeyken, 2013 yılı itibariyle sürekli olarak değer kaybetmeye devam etmiştir. 1994 yılından beri hesaplanan reel efektif döviz kuru, tarihin en düşük değerini Aralık 2021' de 47,90 ile görmüştür.



Şekil 1. 5. TÜFE bazlı reel efektif döviz kuru (2003=100)

Reel efektif döviz kurundaki artış Türk lirasının reel olarak değer kazandığı anlamına gelir. Türk lirası değer kazandığında, Türk mallarının yabancı mallar cinsinden değeri de artmaktadır (Saygılı, Saygılı ve Yılmaz, 2010, s.17). Reel efektif döviz kurunun azalması Türk lirasının değer kaybettiği anlamına gelmektedir.

Ülkenin ikili ticaret dengesi hesaplanırken reel efektif döviz kurunu kullanmak yerine reel döviz kuru da kullanılmaktadır. Reel efektif döviz kuru hesaplanırken ülkenin ticarete bulunduğu ülkelerin ağırlıklı ortalaması alınmaktadır ancak ülkenin ikili ticaret ortağı ülke ile ticaretini analiz ederken ülkelerin para birimleri üzerinden analiz yapılacağından diğer ikili ticaret modellerinde olduğu gibi reel döviz kuru kullanılmıştır (Rose ve Yellen, 1989; Onofowora, 2003; Bahmani-Oskooee 2008; Halıcıoğlu, 2008; vd.).

1.2.Kur Rejimleri

Çift metal uygulamasından altın standardına, altın standardından serbest kur rejimlerine doğru tarihsel bir süreçten geçen döviz kuru rejimleri ülkelerin makroekonomik, finansal ve reel sektör performanslarını etkilemektedir. Döviz kuru sistemleri sabit ve dalgalı kur olmak üzere iki temel rejimden oluşmaktadır. Tablo 1.1.'de Türkiye'de uygulanan döviz kuru rejimlerinin kronolojik bir özeti bulunmaktadır.

Tablo 1. 1. Türkiye’de uygulanan döviz kuru rejimleri

Tarih	Döviz Kuru Rejimleri
9 Eylül 1946-3 Eylül 1953	ABD Doları etrafında sürünen şerit/ Paralel Piyasa
3 Eylül 1953- 20 Ağustos 1960	Yönetimli Dalgalı/ Paralel piyasa
20 Ağustos 1960-6 Haziran 1961	ABD Dolarına sabitlenmiş
6 Haziran 1961-9 Ağustos 1970	ABD Doları etrafında sürünen şerit/ İkili kurlar
9 Ağustos 1970-22 Aralık 1971	ABD Dolarına sabitlenmiş
22 Aralık 1971-Ağustos 1976	ABD Doları etrafında sürünen şerit/ Paralel piyasa
Eylül 1976- Mart 1981	ABD Doları etrafında sürünen şerit/ Paralel piyasa
Nisan 1981 – 22 Mart 1983	Yönetimli Dalgalı/ paralel piyasa
Mayıs 1984- Ocak 1988	Yönetimli Dalgalı
Şubat 1998- 1 Ocak 2001	Yönetimli dalgalı
Şubat 1998- Ocak 1999	Alman Markı etrafında yönetimli dalgalı
1 Ocak 1999- Ocak 2001	İleriye bakan sürünen çapa
Şubat 2001	Serbest Dalgalı

Kaynak: Reinhart ve Rogoff (2002). The Modern History of Exchange Rate Arrangements: A Reinterpretation.

2001 yılında yaşanan finansal kriz sonrası dalgalı kur rejimine geçilmiştir. Merkez Bankası döviz kurlarındaki aşırı dalgalanmaları önlemek için gerektiğinde döviz alım ihaleleri yapabilmektedir.

1.2.1.Sabit kur

Döviz fiyatının resmi döviz kuru şeklinde devlet tarafından belirlenmesidir. Devletin belirli bir zaman dilimi için oluşturduğu ve devlet tarafından yeni bir fiyat belirlenmeden değişmeyen kurdur (Özgüven, 1997, s. 296).

Bu kur sistemindeki risklerden biri ulusal paranın aşırı değerli olmasıdır. Ulusal paranın aşırı değerli olması, ithal malların daha ucuz ihraç malların ise daha pahalı olmasına neden olur. Aşırı değerli ulusal para ithal mallara talebi arttırır. Sabit kur rejimini uygulayan ülkelerden enflasyon oranlarının yüksek olduğu, dış ticarete rekabet gücünün azaldığı ve ödemeler dengesinde açık olduğu görülmektedir. Sabit kur ayrıca ülkelerin yaşadığı finansal krizlerin de bir nedeni olarak görülmektedir (Pınar ve Erdal, 2008, s. 290).

Bretton Woods sisteminin 1973’te son bulmasıyla birlikte ülkelerin bir kısmı esnek, yönetimli dalgalı kur sistemine geçerken diğerleri sabit döviz kuru sistemini uygulamaya koymuştur.

1.2.2.Dalgalı kur

Kurların piyasada arz ve talep koşullarına göre belirlendiği ve merkez bankalarınca döviz alım-satımının yapılarak kurun seviyesinin değiştirilmediği sistem dalgalı döviz kurudur. Serbest kur, esnek kur, dalgalı kur ya da değişken kur olarak literatürde yer almaktadır. Dalgalı döviz kuru rejimi yönetimli ve serbest dalgalanan kur rejimi olarak ikiye ayrılmaktadır (Ünsal, 2007, s.118).

Fiili anlamda hiçbir müdahale olmayan ve tamamen arz ve talep koşullarıyla piyasada belirlenen kur serbest dalgalanan ya da tam esnek kur olarak adlandırılır. Bu rejimde merkez bankalarının kura müdahalesi yoktur ve para nominal çapa olarak kabul edilir.

Sabit kur başlığında da bahsedildiği gibi 1973'te Bretton Woods sisteminin çökmesiyle birlikte birçok ülke dalgalı kur rejimine geçmiştir. Türkiye'de dalgalı döviz kuru rejimine 2001 yılında geçilmiştir. Bu rejimde döviz kuru bir politika aracı olmadığı için nominal ya da reel herhangi bir kur hedefi olmamaktadır.

Dalgalı döviz kur sisteminde herhangi bir devlet müdahalesi yokken, döviz arzı sabit kalıp döviz talebinde bir artış olursa döviz kuru yükselerek ulusal para değer kaybeder. İhracat artarak ülkeye kısa süreli sermaye girişleri gerçekleşir ve başlangıçtaki ödemeler dengesi sorunu ortadan kalkar (Seyidoğlu, 2009, s. 739).

Dalgalı kur sisteminin sabit kur sistemine göre bazı avantajları ve dezavantajları bulunmaktadır (Pınar ve Erdal, 2008, s. 298). Avantajlar;

- Merkez Bankası sabit kur paritesini koruma amacı olmadan bağımsız para politikası uygulayabilir.
- Büyük miktarlarda döviz rezervlerine ihtiyacı yoktur.
- Ülkeler kendi parasal koşullarını kendi belirleyebilir.
- Döviz kuru piyasada arz ve talep tarafından belirlendiği için ulusal para gerçek değerine ulaşılabilir.

Dezavantajlar;

- Merkez bankalarının bağımsız uyguladıkları para politikaları enflasyonist etkilere sebep olabilir.

- Kurdaki dalgalanmalar geleceğe yönelik fiyat beklentilerini belirsiz hale getirirse yatırımlar olumsuz etkilenir.
- Döviz kurundaki spekülasyonlar istikrarsızlığa yol açar.

Sabit kur ve dalgalı kur sistemi arasında oluşturulmaya çalışılan birtakım sistemler de bulunmaktadır. Bunlar; Yönetimli dalgalanma, Müdahaleli (Kırlı) dalgalanma şeklindedir. Bunların içinden dalgalı kur sistemine en yakın olanı Müdahaleli kur sistemidir. Bu sistemde kur arz ve talebi piyasada oluşmaktadır. Merkez Bankası tıpkı yönetimli dalgalanma gibi müdahaleli kurda da piyasaya müdahaleler yapmaktadır. Ancak Merkez Bankası'nın yaptığı bu müdahaleler amaç bakımından farklılık göstermektedir.

1.3.Döviz Kuru Değişmelerini Açıklayan Teoriler

Günümüzde ülkelerin genel olarak dalgalı kur rejimlerini uyguladığı görülmektedir. Kurdaki değişmelerin nedenleri fiyatlar genel düzeyi, faiz oranları ve milli gelir arasındaki ilişkiler uluslararası ekonomide merak uyandıran bir konu olmuştur.

Geleneksel anlamda kur değişmeleri, dış ticaret akımları ve satın alma gücü paritesiyle açıklanmaya çalışılırken günümüzde parasal yaklaşım ve varlık piyasası modeli (portfolyo dengesi) gibi modern teorilerle de açıklanmaya çalışılmaktadır (Seyidoğlu, 2009, s. 419).

1.3.1.Satın alma gücü paritesi

Benzer yabancı ve yerli ürün, ya da ürün sepetlerinin aynı para birimi cinsinden aynı fiyatta olması gerektiği düşüncesi satın alma gücü paritesi olarak adlandırılır (Abel, vd. 2017, s.529). Satın alma gücü paritesi denklem 1.6 gibi hesaplanır;

$$NER = \frac{P_{Yd}}{P_{Yi}} \quad (1.6)$$

Denklem 1.6'da NER nominal döviz kurunu, P_{Yd} Yurtdışı fiyat seviyesini, P_{Yi} Yurtiçi fiyat seviyesini vermektedir.

Satın alma gücü paritesi; mutlak satın alma gücü paritesi ve nispi satın alma gücü paritesi olarak ikiye ayrılır. Mutlak satın alma gücü paritesi yaklaşımı, herhangi iki para

birimi arasındaki denge döviz kurunun, iki ülkedeki fiyat seviyelerinin oranına eşit olduğunu varsayar (Salvatore, 2013, s.465).

Nispi satın alma gücü paritesinde ise, fiyat ve kurların mutlak büyüklüğü değil, göreceli değişimler alınır. Diğer bir ifadeyle nispi SGP'ye (satın alma gücü paritesi) göre, kurlardaki değişim iki ülke arasındaki enflasyona bağlıdır. Yurtiçinde enflasyon ne kadar yüksekse döviz kurunun da o kadar artması gerekir. (Seyidođlu, 2009, s.425).

1.3.2.Dış ticaret akımları

Bu yaklaşıma göre ulusal paranın değeri dış ticaret akımlarına bağlıdır ve dolayısıyla bir ülkenin ithalat ve ihracatını etkileyen tüm olaylar ülkenin parasını da doğrudan etkiler. Bir ülkede ihracatın ithalattan büyük olması durumunda yani net ihracatın fazla vermesi durumunda ulusal paranın değeri yükselmektedir. Ulusal gelirdeki bir artış, ithal mallara olan talebi arttıracaktır ve sonuç olarak döviz kurunu yükseltici etkiye neden olacaktır (Öztürk ve Bayraktar, 2010, s.160).

Hem ülkenin hem de ülkenin ticari ortaklarının geliri artıyorsa bu durumda daha fazla yabancı mal ve hizmet alımı olacak bu durumda da döviz artacaktır. İki ülkenin de geliri artması durumunda döviz kurundaki değişim ihracatın ithalattan ne kadar hızlı ya da yavaş arttığına bağlı olacaktır (Seyidođlu, 2009, s.420).

1.3.3.Parasalıcı yaklaşım

Robert Mundell ve Harry Johnson tarafından 1970'lerde geliştirilmiştir. Parasalıcı yaklaşımın amacı, bir ülkenin ödemeler dengesinin uzun dönemde nasıl dengeleneceğidir (Seyidođlu, 2009, s.427).

Bu yaklaşımda kurlardaki bir değişimin nedeni para arz ve talebindeki değişiklikler olarak kabul edilir. Para talebinin sabit olduğu durumda arzdaki artışla birlikte bireyler daha fazla yabancı mal tercih eder ve ödemeler dengesi bu durumdan olumsuz etkilenerek açık verir. Sonuç olarak ulusal para değer kaybeder (Salvatore, 2013, s. 471).

1.3.4.Varlık piyasası (portföy dengesi) modeli

Varlık piyasası ya da diğer adıyla portföy dengesi yaklaşımı hem kısa vadeli sermaye akımlarını hem de döviz kurlarında görülen dalgalanmayı açıklar. Bu

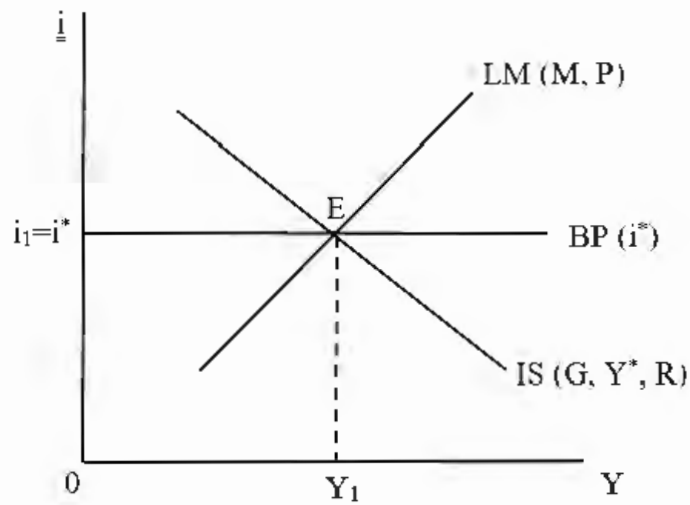
yaklaşımında yatırımcılar portföylerini, yerli yabancı menkuller ile risk ve getiri durumlarına göre oluştururlar (Öztürk ve Bayraktar, 2010, s.171).

Parasalcı yaklaşımın aksine portföy dengesi yaklaşımında, yatırımcı portföyünü oluştururken farklı getiri ve risk düzeylerinden fonlar tercih etmektedir. Böylelikle riski azaltmakta ve beklenen getiriyi de üst düzeye çıkarmaktadır. Portföy dengesi yaklaşımında yerli ve yabancı menkuller arasındaki tam ikame varsayımı geçersizdir. Bunun nedeni ise, yerli ve yabancı menkullerin değiştirilmesinde yatırımcıların razı oldukları işlem maliyetinin olmasıdır (Salvatore, 2013, s.482; Seyidoğlu, 2009, s.434-435).

1.4.Mundell- Fleming Modeli

Mundell ve Fleming tarafından 1962 ve 1963 yıllarında geliştirilen açık ekonomi modeli, alternatif döviz kuru rejimleri altında makroekonomik politikaların etkinliğinin belirlenmesini ve uluslararası sermaye hareketliliğini analiz eder. Yapmış oldukları analiz hem Keynesyen gelir harcama modelinin basit versiyonunun hem de Meade tarafından geliştirilen politika modelinin açık ekonomi için genişletilmiş versiyonudur (Seyidoğlu, 2009, s. 807).

Mundell-Fleming modelinde, dışa açık ekonomide mal ve para piyasasına ödemeler dengesinin ilave edilmesiyle IS-LM-BP modeli geliştirilmiştir (Ünsal, 2007, s.373). Tam sermaye hareketliliği varsayımıyla döviz kurları açıklanmaya çalışılır.



Şekil 1. 6. Döviz piyasasında denge (Ünsal, 2007)

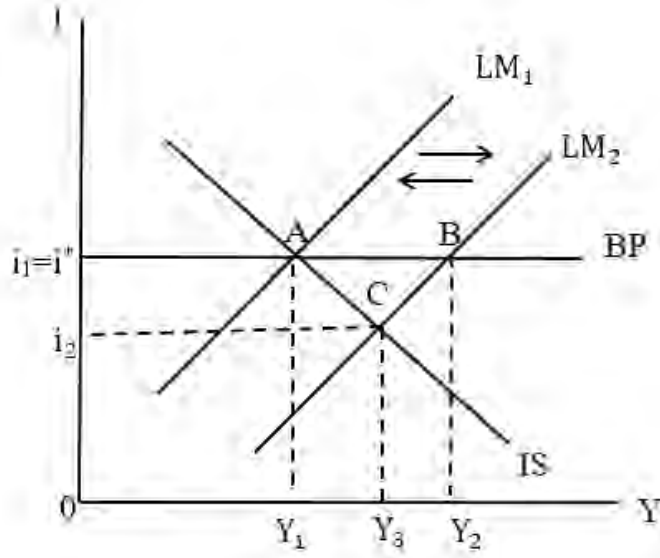
Modelde, ödemeler dengesinin dengede olduğu durumda döviz arz ve talebinin eşit olduğu noktada denge döviz kuru oluşmaktadır (Ünsal, 2007, s.384).

Sermaye hareketlerinin döviz kurlarının açıklanmasında dikkate alınması, kurların daha gerçekçi açıklanmasına olanak tanımaktadır. Sermaye giriş ve çıkışları ülkedeki döviz miktarını önemli ölçüde değiştirerek döviz kurları üzerinde büyük bir etki yaratmaktadır. Mundell-Fleming modeli sabit ve dalgalı kur rejimlerinde döviz kurunun belirlenmesi için de kullanılmaktadır.

1.4.1.Sabit döviz kuru rejiminde para politikası

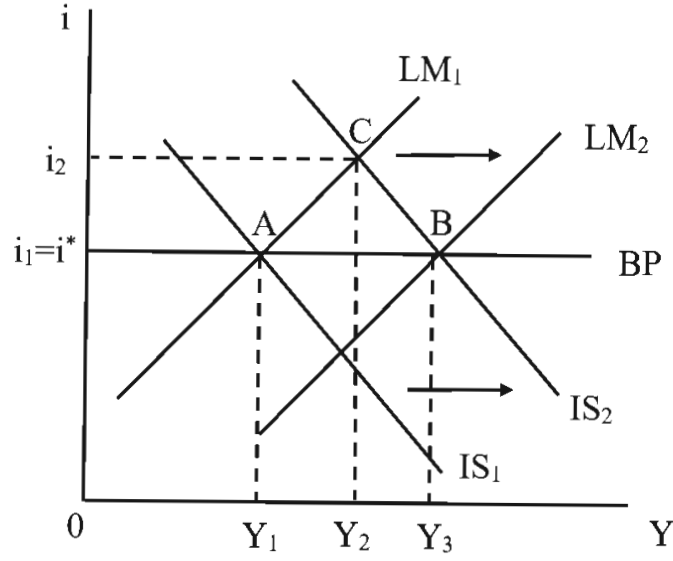
Tam sermaye hareketliliği olduğu durumda sabit kur rejiminde genişletici para politikası uygulanması şekil 1.7’de gösterilmiştir.

Sabit döviz kuru rejiminde başlangıçta ekonominin A noktasında IS-LM-BP eğrilerinin kesiştiği noktada şekildeki gibi dengede olduğunu varsayalım. Para arzının artırıldığı durumda LM_1 eğrisi LM_2 şeklini alacaktır. Faiz düşecek ve düşük faiz yatırımları arttırarak yurtiçi hasıla Y_3 olacak ve yeni denge C noktasında oluşacaktır. Yeni oluşan dengede yurtiçi faizler yurt dışı faizlerden düşük olduğu yurtdışı tahvil ve fonlara artan talep nedeniyle döviz kuru artması için baskı oluşacaktır. Ancak sabit döviz kuru sisteminde döviz kurunun değişmesi mümkün olmadığı için oluşan döviz talebi için merkez bankası tarafından döviz satışı gerçekleşir. Böyle bir durumda hem döviz rezervleri hem de para arzı azalacaktır. Para arzında meydana gelen bu durum LM eğrisini tekrar sola kaydırır. Denge yeniden A noktasında sağlandığından tam sermaye hareketliliğinde sabit döviz kurunun para politikası üzerinde etkisi olmayacaktır.



Şekil 1. 7 Sabit kur rejiminde para politikasının etkinliği (Ünsal, 2007)

Şekil 1.8’de sabit döviz kuru rejiminde maliye politikasının etkinliği gösterilmiştir. Ekonomi başlangıçta A noktasında dengeededir. Hükümet alımları neticesinde IS_1 eğrisi IS_2 eğrisi konumuna gelir. Bu durum sonucunda hasıla ve faiz de yükselerek C noktasında yeni denge oluşur. Yurtiçi faiz haddi daha fazla olduğu için döviz piyasası dengede değildir. Yurtiçinde oluşan yüksek faiz nedeniyle yatırımcılar daha fazla fon almak isterler. Böyle bir durumda ulusal paraya olan talep artacak ve döviz kurunun düşmesi yönünde baskı oluşacaktır. Ancak sabit döviz kuru sisteminde döviz kurunun değişmesi mümkün olmadığı için merkez bankası ulusal para satarak hem döviz rezervini hem de para arzını arttırır. Sonuç olarak para arzında meydana gelen artışla birlikte LM_1 eğrisi LM_2 eğrisi konumuna gelir ve denge B noktasında yeniden sağlanır.



Şekil 1. 8. Sabit kurda maliye politikasının etkinliği (Ünsal, 2007)

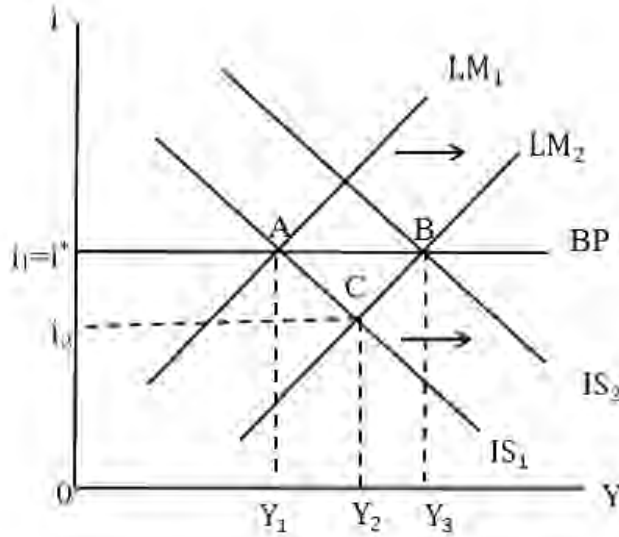
Sabit döviz kuru sisteminde maliye politikalarının etkinliği incelendiğinde hasıla düzeyi, faiz haddi sabitken artmaktadır. Bu durum ise sabit döviz kuru sisteminde maliye politikalarının para politikasının tam tersine etkin olduğunu gösterir.

Sabit döviz kuru rejiminin temel amacı, kur beklentisine dair bilgi verdiği için kurdaki dalgalanma riskini azaltmaktır. Aynı zamanda enflasyonu düşürmede etkili bir araç olarak görülmüştür. Özellikle dış ticaret üzerindeki etkilerine baktığımızda ise bir takım fayda ve zararlarının olduğu görülmektedir. Sabit döviz kuru rejiminde, ülkenin yerli para birimi yabancı para birimine ya da yabancı para birimlerinden oluşan sepete sabitlendiği için yerli para birimine güven sorunu oluşmaktadır. Sabit döviz kuru rejiminde istikrarın sağlanması, arz ve talebe göre gerçekleşemeyeceği için Merkez Bankası tarafından döviz alım-satımı ile sağlanmaktadır. Sabit döviz kuru rejiminin sağladığı avantajlardan en önemlisi ithalat ve ihracatçıların kur değişimlerinden korunmasıdır. Bu durumun Türkiye içinde uygulanmasıyla ilgili birtakım zorluklar söz konusudur. Sabit döviz kuru rejiminin uygulanması durumunda Türkiye’de ithalatın ihracattan yüksek olması dış ticaret açığını ciddi oranda arttırmaktadır. Geçmiş dönemde sabit döviz kuru rejiminin uygulanması Türkiye’de ithalatın ihracattan yüksek olmasına ve dış ticaret açığının ciddi oranlara ulaşmasına neden olmuştur. 1980’li yıllara kadar uygulanan sabit döviz kuru rejimi 1980’li yıllar itibariyle dış ticarete dışa açık bir politika benimsenerek bırakılmıştır.

1.4.2.Dalgalı döviz kur rejiminde para politikası

Tam sermaye hareketliliği durumunda uygulanan kur rejimi para ya da maliye politikası ile hasıla düzeyini ya da döviz kuru seviyesini değiştirebilir. Dalgalı döviz kuru sisteminde uygulanan para politikasının etkinliği şekil 1.8’de verilmiştir.

Ekonomide başlangıçta A noktasında IS-LM-BP eğrilerinin kesiştiği noktada dengededir. Para arzının arttırılmasıyla LM_1 eğrisi sağa kayarak LM_2 konumuna gelmiştir. Para arzının arttırılmasıyla LM_2 konuma gelmesiyle faizler düşer ve bu durum yatırımların artmasına sebep olarak yeni denge C noktasında gerçekleşir. Ancak C noktası döviz piyasası için denge noktası değildir. Yurtiçi faizlerin yurt dışı faizlerden düşük olması sebebiyle yatırımcılar yurtdışı piyasalardan tahvil almak isteyecekler ve döviz talebi artacaktır. Artan döviz talebi döviz kurunu arttırır ve ulusal para değer kaybeder.

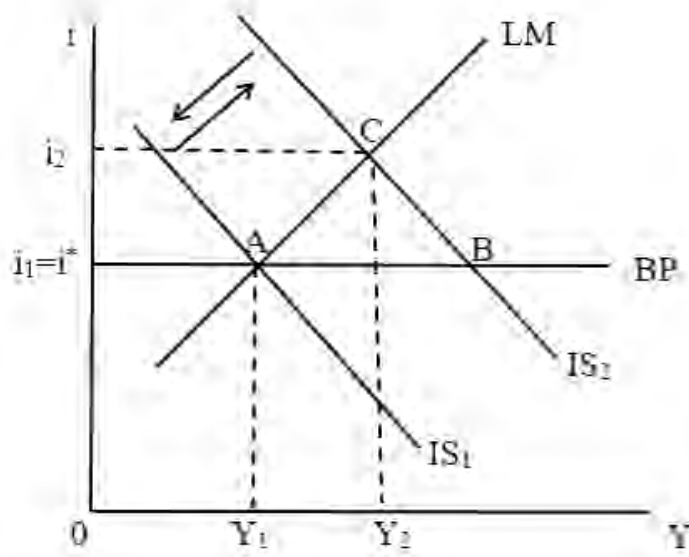


Şekil 1. 9. Dalgalı kurda para politikasının etkinliği (Ünsal, 2007)

Ulusal paranın değer kaybetmesi durumunda yurtiçi malların fiyatları ucuzladığı için ihracat artar ve net ihracatta artış meydana gelir. Dalgalı kur sisteminde genişletici para politikası sonucunda ihracatta meydana gelen artış hasılayı da arttırarak B noktasında IS-LM-BP tekrar dengeye gelir.

Şekil 1.10’da tam sermaye hareketliliği durumunda dalgalı kuru rejiminde maliye politikasının etkinliği gösterilmiştir. Başlangıçta denge IS-LM-BP eğrilerinin kesiştikleri A noktasında sağlanmıştır. Hükümet alımlarındaki bir seferlik artış sonucu IS_1 eğrisi sağa

dođru kayarak IS_2 şeklini alır. Hükümet alımlarındaki bir seferlik artış hasılayı Y_1 düzeyinden Y_2 düzeyine çıkarır. Sonuç olarak para talebi artar, faizler yükselir ve yatırımlar azalır. Yeni denge düzeyi C noktasıdır ancak bu noktadaki faizler yurtdışı faizlerinden yüksek olduğu için döviz piyasasında denge sağlanmamış olacaktır. Yüksek faiz nedeniyle ulusal paraya olan talep nedeniyle döviz kuru düşer ve sonuçta net ihracatta azalmaya sebep olur. Şekil 1.10’da dalgalı döviz kuru sisteminde uygulanan genişletici bir maliye politikası net ihracatı tam olarak engelleyecektir.



Şekil 1. 10. Dalgalı döviz kurunda maliye politikasının etkinliği (Ünsal, 2007)

1.5. Devalüasyon ve Dış Ticaret

Sabit döviz kuru politikası uygulayan ülkelerde döviz kurunun hükümetin aldığı kararla aniden yükseltilmesi yani ulusal paranın dış alım gücünün düşürülmesi, ülke parasının değersizleştirilmesi devalüasyon olarak adlandırılır. Serbest ya da dalgalı kur rejimlerinde ise bu durum devalüasyon değil de ulusal paranın değer kaybetmesi (depreciation) olarak ifade edilir. Ulusal paranın değerinin sabit kur rejiminde, hükümet tarafından alınan bir kararla artırılması revalüasyon, dalgalı döviz kur rejiminde ulusal paranın değer kazanması ise değerlenme (appreciation) olarak ifade edilmektedir (Çepni, 2014, s. 151).

Reel döviz kurunun hesaplanmasında kullanılan formüle göre, reel döviz kuru ticaret ortağı ülke fiyat düzeyinin yurtiçi fiyat düzeyine bölünüp nominal döviz kuruyla çarpımından oluşmaktadır⁴. Sabit döviz kuru rejimiyle ilgili bölümde saydığımız durumlarla hükümetler nominal döviz kurunu değiştirebilmektedir. Bu durumda sabit döviz kuru rejiminde, kısa dönemde döviz kurunun sabit kaldığı varsayımıyla hükümetler dış ticaret dengesinde ya da cari işlemler dengesindeki bozulmaları ortadan kaldırmak için nominal döviz kuruna müdahale etmeyi tercih etmektedirler. Hükümetler devalüasyon yapmak zorunda kalarak; yurtiçinde üretilen malların fiyatlarını düşürerek ihracatı arttırıp, ithalatı azaltarak dış ticaret açığını azaltmaya çalışırlar.

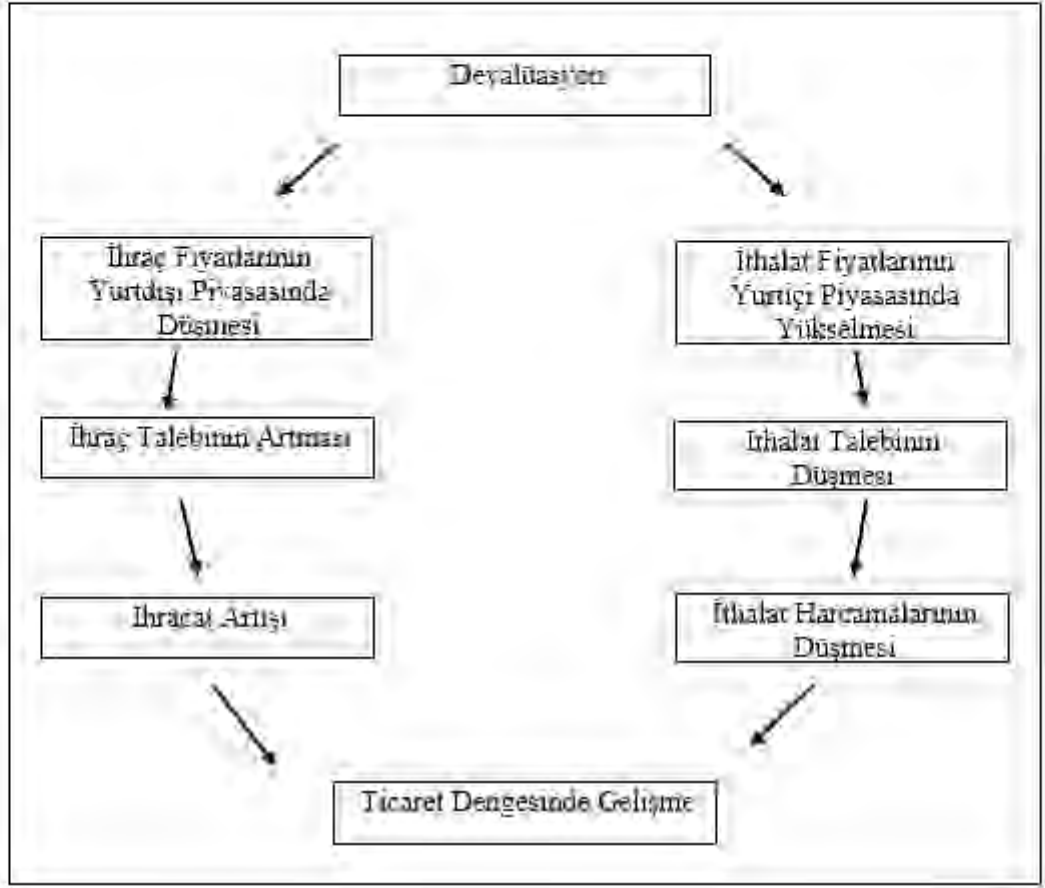
1.5.1.Marshall- Lerner koşulu

Devalüasyonun net ihracatı arttırması için, ithalat talebinin fiyat esnekliği ile ihracat talebinin fiyat esnekliği toplamının birden büyük olması gerekir ve bu durum Marshall – Lerner koşulu olarak bilinir. Fiyat etkilerinin esas alınması ve bunların talep esnekliklerine bağlı olmasından dolayı devalüasyon konusunda geleneksel yaklaşıma “esneklikler yaklaşımı” denir (Salvatore, 2004, s.556). İç ve dış fiyatların sabit olduğu varsayımı ile döviz kurunun yükselmesine yol açan devalüasyonun net ihracatı hangi koşullarda arttırdığını bilmek gerekir (Ünsal, 2007, s.357). Devalüasyon net ihracatı aşağıdaki yollarla etkilemektedir;

- Devalüasyon sonucu döviz kuru %1 yükseldiğinde ithalatın maliyeti de %1 artmaktadır. Yurtdışı mal fiyatları pahalılaşacağı için ithal edilen mal miktarı da azalır. Aynı zamanda döviz kurundaki yükseliş ile yurtiçi malların fiyatı düşük olduğu için yurtiçinde üretilen mallara yurtdışında talep artmaktadır. Devalüasyonun ihracat üzerindeki olumlu etkisi, ihracat talebinin fiyat esnekliğine (e_X) bağlı olarak değişir.
- Devalüasyonun ithalat üzerindeki etkisi, ithalat talebinin fiyat esnekliğine bağlı olarak değişir. Devalüasyon sonucunda döviz kurundaki artış ithalatı ($e_M - 1$) kadar azaltır.
- Devalüasyonun net ihracat üzerindeki etkisi, ilk iki etkinin toplamı ($e_X + e_M - 1$) kadar olmaktadır.

⁴Burada formül $RER = NER * \left(\frac{P^i}{P^*}\right)$ şeklindedir. P^i yurtdışı fiyatları, P^* yurtiçi fiyatları ifade etmektedir. Ancak dalgalı döviz kurunda, uyguladığımız reel döviz kuru formülünden farklı olarak kısa dönemde sabit olduğunu göstermektedir.

Marshall – Lerner koşulunun geçerli olması için ise, $(e_X + e_M - 1) > 0$ veya $(e_X + e_M) > 1$ gerekir.



Şekil 1. 11. Devalüasyon ve Marshall – Lerner koşulu (Altınok ve Çetinkaya, 2003)

1.5.2.S eğrisi

S eğrisi yaklaşımına göre, döviz kurlarında meydana gelen belirli bir değişim hem öncesi hem de sonrasıyla birlikte analiz edilmektedir. S eğrisine göre döviz kuru sadece geçmiş dönemlerinden değil aynı zamanda gelecek dönemlerinden de etkilenmektedir. S eğrisi olgusu aslında J eğrisinin bir uzantısıdır. S eğrisi kendi içerisinde belirli birleşenleri içermektedir ve bu bileşenlerden ilki J eğrisidir. Buna göre fiyatlardaki düşüş ticaret dengesini olumlu etkileyecektir. Bir diğer bileşen ise, ticaret dengesinde yaşanan artıştan sonra dengenin tekrar tersine dönmesidir. Ticaret dengesinde yaşanan bu tersine dönme, negatif korelasyona yol açmakta ve ardından bu korelasyon pozitif dönüşmektedir. Korelasyon işaretlerindeki bu farklılaşmaların dönemlere göre grafiği (korelogramı)

aldığı şekil itibariyle “S” harfine benzediği için ticaret dengesi ve döviz kuru arasındaki bu ilişki “S eğrisi” olarak ifade edilir.

Döviz kuru ve ticaret dengesi arasındaki bu çapraz korelasyon katsayısı denklem (1.7)’deki gibi hesaplanmaktadır (Bahmani-Oskooee, 2015, s.81).

$$\text{Çapraz Korelasyon Katsayısı} = \frac{\sum(RER_t - \overline{RER})(TB_{t+k} - \overline{TB})}{\sqrt{(\overline{RER} - \overline{RER})^2 (TB_{t+k} - \overline{TB})^2}} \quad (1.7)$$

Denklem 1.7’de RER reel döviz kurunu ve TB ticaret dengesini ifade eder. \overline{RER} ve \overline{TB} ise reel döviz kurunun ve ticaret dengesinin ortalamasını, k ise; 1’den 5’e kadar negatif ve pozitif değerler almasına izin verilen çapraz korelasyon katsayılarını ifade eder. k negatif değerler aldığı anda, reel döviz kurunun geçmiş dış ticaret dengesiyle korelasyonu hesaplanır ve k pozitif değerler aldığı anda reel döviz kurunun gelecek dış ticaret dengesi ile korelasyonu hesaplanır (Berke ve Akarsu, 2017, s.7).

Backus vd. (1994) çalışmasında, seçili OECD ülkelerinin ticaret dengesi ve ticaret hadlerinde yaşanan kısa dönemli dalgalanmaları araştırmışlardır. Ticaret dengesinin sürekli konjonktür karşıtı davrandığını ve ticaret hadlerinin hem şimdiki hem de gelecekteki hareketleriyle negatif ancak geçmişteki hareketleriyle pozitif bir ilişki bulmuşlardır. Ticaret dengesi ve ticaret hadleri arasındaki çapraz korelasyonun asimetrik davranışına “S” eğrisi ismini vermişlerdir.

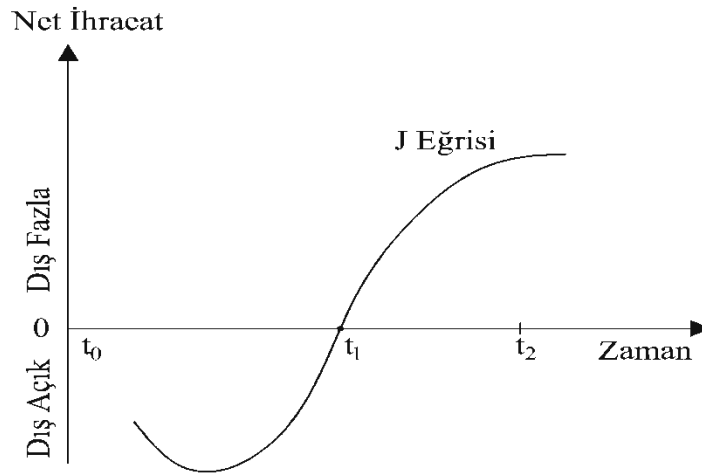
1.5.3.J eğrisi

1970’lerden sonra dünya finans sisteminde yaşanan serbestleşme ve ülkelerin kullandığı döviz kuru sistemlerindeki farklılaşmanın ülke ekonomilerinde meydana getirdiği değişmeden etkilenerek J eğrisi olgusu ortaya atılmıştır.

J eğrisi, döviz kurunda meydana gelen artışın kısa dönemde ticaret dengesini olumsuz etkileyeceğini, uzun dönemde ise ticaret dengesini olumlu etkileyeceğini ifade eder (Abel, Bernanke, Croushore, 2017, s.533).

Devalüasyondan ya da piyasada oluşan kurların artışından (ulusal paranın değer kaybı) sonra ticaret dengesinden meydana gelecek değişiklikler şekil 1.12’de görüldüğü gibi J harfine benzetilmektedir. Kurdaki artış öncelikle ticaret dengesinde açığa neden

olmakta bu durum ilerleyen dönemlerde ticaret dengesinde düzelmelere neden olmaktadır (Seyidođlu, 2009, s.452). Kurlardaki deđişikliđin ticaret dengesinde sebep olduđu bu deđişikliđin nedeni ise, tüketicilerin görelî fiyat deđişmelerine kısa sürede tepki vermemesi, tüketim planlarının hemen deđiřtirilememesi gibi talep kaynaklı nedenler ya da ihracatçıların kısa dönemde arzı arttıramaması gibi arz kaynaklı nedenlerden kısa dönemde esneklikler uzun döneme göre daha düşük olmasıdır. Ancak uzun dönemde kurlardaki deđişmelere uyum sağlanabilmektedir.



Şekil 1. 12. J eğrisi (Abel, Bernanke, Croushore, 2008)

J eğrisi, uzun dönem Marshall-Lerner koşulu ya da esneklikler yaklaşımı temeline dayanmaktadır (Beşer, 2011, s.47). Marshall-Lerner koşuluna göre ithalat ve ihracatın talep esneklikleri, kurdaki deđişikliklerin ticaret dengesi üzerinde meydana getireceđi etkiyi belirler. Esneklik yaklaşımı göre kısa dönemde esneklik birden küçük olduđundan döviz kurundaki artış ticaret dengesinde açığa neden olacaktır. Marshall-Lerner koşulunun sağlanabilmesi için ihracat ve ithalat esnekliklerinin birden büyük olması gerekmektedir (Abel vd. 2017, s.533).

Bir ülkede gerçekleştirilen devalüasyon sonrası ticaret dengesinin önce olumsuz sonra olumlu yönde etkileneceđine dair ilk çalışma Magee (1973)'e aittir. Bu çalışma da ulusal paradaki deđer kayıplarının ticaret dengesi üzerindeki etkisini iki başlıkta açıklar:

- Sözleşme etkisi (currency-contract analysis)
- Geçiş etkisi (pass-through)

Sözleşme etkisi, ülkede devalüasyon gerçekleşmeden yapılan ticari anlaşmaları ifade etmektedir. Dış ticaret anlaşmaları devalüasyondan önceki kura göre yapıldığı için ithalat ve ihracatçılar bu devalüasyondan olumsuz etkilenecek ve anlaşmaları gereği yeni döviz kuruna adapte olamayacaklardır. Kısa dönemde bu durum dış ticaret açığının artmasına neden olacaktır.

Magee (1973), sözleşme süresi analizine göre ulusal paradaki değer kaybından sonra aşağıdaki üç durumda ticaret dengesinin bozulacağını ifade etmiştir.

- Ulusal para cinsinden tanımlanan ticaret dengesi başlangıç düzeyinde açık veriyorken; ihracat ve ithalat sözleşmeleri yabancı para cinsinden yapılmışsa,
- Yabancı para cinsinden tanımlanan ticaret dengesi başlangıçta fazla veriyorken; ihracat ve ithalat yerli para cinsinden yapılmışsa,
- Başlangıç durumunda para birimi fark etmeksizin; ihracat ulusal para birimi cinsinden, ithalat ise yabancı para birimi cinsinden yapılmışsa ticaret dengesi öncelikle bozulacaktır.

Geçiş etkisi, devalüasyon sonrası ulusal parada yaşanan değer kaybı nedeniyle ihraç malların fiyatı yurtdışındaki mallara göre daha ucuz olacak ve ihraç mallara yönelik talep artacaktır. Devalüasyonun yaşandığı ülke açısından ise, ithal malların fiyatı yükselecek ve ithalat talebi düşecektir. Ancak devalüasyon yaşandıktan hemen sonra bu etkiler görülmemektedir. Ulusal parada yaşanan değer kaybı sonrası kısa dönemde ithal ve ihraç malları için ihracat ve ithalatçıların yeterince zamanı olmamaktadır. Kısa dönemde arzın inelastik olması, ihracatçılar için çıktı miktarını aniden arttırmak imkânsız olacaktır. Aynı şekilde talebin inelastik olması durumunda da ithalatçıların ikame mal bulmaları zaman alacaktır. Sonuç olarak dış ticaret açığı kaçınılmaz olacaktır.

J eğrisi etkisinin oluşmasında ortaya çıkan bazı nedenler bulunmaktadır. Bunlar,

- Tüketici tercihlerinin değişmesindeki nedenler. Tüketicilerin ithal malları yerli mallarla ikame etmesi zaman alır.
- Ulusal para biriminde yaşanan değer kayıplarına üreticilerin esnek olmayan arz nedeniyle verilen tepkilerde yaşanan gecikmeler.
- Ulusal para biriminde yaşanan değer kayıpları neticesinde artması beklenen ihracatın, diğer ülkelerdeki ihracatçılar tarafından pazar payını

kaybetmemek adına fiyat düşürülmesi nedeniyle yurtiçi ihracatçıların yaşadığı zorluklar söz konusudur. Böyle bir durumda yurtiçi ihracatçı ara mal ithalatını yüksek kurdan yapıp düşük kurdan da mal ihraç etmek zorunda kalacağı için aslında ulusal para biriminin değer kaybı nedeniyle ihracatçı olarak rekabet üstünlüğü sağlayacakken bu avantaj azalmaktadır.

J eğrisi etkisi ile ilgili tartışmalarda aslında ithalatın yabancı para birimi cinsinden fiyatının değişmediği varsayıldığı için para birimi değer kaybeden ülke için ithalatın kendi parası cinsinden maliyeti artacaktır. Aynı düşünceyle ihracatın ulusal para cinsinden fiyatı ise değişmeyecektir (Rose ve Yellen, 1989). Sonuçta ise ulusal parada yaşanan değer kaybı sonrası ticaret dengesinin kısa dönemde bozulması beklenmektedir.

Kısa dönemde ticaret dengesi olumsuz yönde etkileyen bu durumlar uzun dönemde ihraç mallarının fiyatlarındaki düşüşe bağlı olarak artan talep ve ithal mallarının fiyatlarında görülen artışla yurtiçi mallara olan talebin artmasıyla uzun dönemde dış ticareti olumlu etkileyecektir (Krugman vd., 2017, s.478).

Devalüasyon, sabit kur rejimi uygulayan ülkelerde uygulanmaktadır ancak dalgalı kur rejimi uygulamasında da döviz kurunda yaşanan değişimlerin ticaret dengesi üzerinde benzer etkileri ortaya çıkacaktır.

1.6.Türkiye’de Uygulanan Kur Rejimlerinin Tarihsel Gelişimi

Çalışmanın bu bölümünde Türkiye’de uygulanan kur politikalarına yer verilecektir. Uygulanan kur politikalarını temelde 1980 öncesi ve 1980 sonrası kur rejimleri olarak ayırmak daha doğru olacaktır. 1980 sonrası alınan istikrar önlemleriyle uygulanan kur rejimleri Türkiye ekonomisinde de bir dönüşümü ifade etmektedir.

1.6.1.1980 öncesi Türkiye’de uygulanan kur rejimleri

Cumhuriyetin ilk yılları olan 1923-1929 arasındaki dönem serbest döviz kuru uygulamasının özelliklerini yansıtmaktadır. Cumhuriyetin kurulmasından 1950’li yıllara kadar referans para birimi olarak İngiliz Sterlini kullanılmış daha sonra Amerikan Doları kullanılmıştır. 1923-1929 yılları arasında serbest döviz kuru uygulamasının özellikleri görülmekte ve İngiliz Sterlin’ine bağlı olarak Türk lirası dalgalanmaya bırakılmıştır. 1929 yılında tüm dünyayı etkisi altına alan Büyük Buhran ile birlikte Türk lirası değer kaybetmiş ilk devalüasyon gerçekleşmiştir (Keyder, 1989, s.123-124).

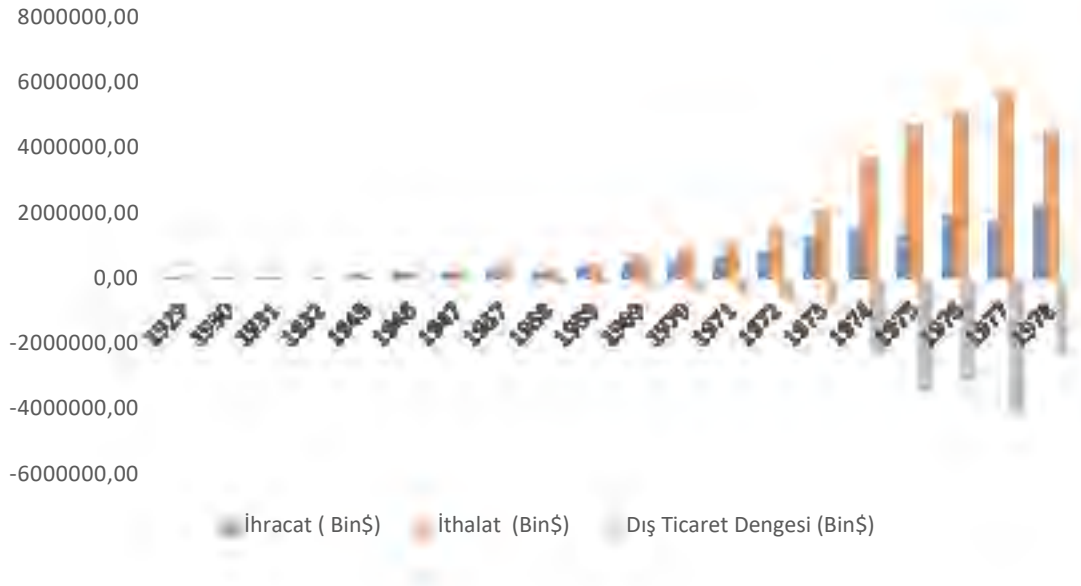
1930 yılının başında “Türk Parasının Kıymetini Koruma Kanunu” yürürlüğe girmiş ardından da Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası kurulmuş ve sabit döviz kuru rejimine geçilmiştir (TCMB, 2008, s.5).

1944 yılında Bretton Woods sistemi kurulmuş ve 1946 yılında sabit döviz kuru sistemine geçildikten sonra Türk lirası Amerikan Dolarına bağlanmıştır. 1946 yılında sabit döviz kuru sistemine geçildikten sonra ilk devalüasyon gerçekleşmiş ve Türk lirasının değeri ABD Doları karşısında %53 oranında düşürülmüştür. Bu devalüasyonun daha sonrakilerden farkı ise, İkinci Dünya savaşından sonra ilk defa döviz ihtiyacı duyulmadan serbest piyasa koşullarına uyum sağlamak için yapılmış olmasıdır (Arat, 2003, s. 36-37).

1953 yılından sonra dış borçların ödenmesinde yaşanan sorunlar nedeniyle döviz kurunun kontrol altına alınması gerektiği sonucu ortaya çıkmıştır. 1954 yılında IMF’in devalüasyon uygulanması gerektiği yönündeki baskıları neticesinde 2,8 TL olan ABD Doları 5,5 TL’ye çıkarılmıştır. Ancak sabit tutulan resmi döviz kuru ile karaborsada oluşan fiyat arasında büyük fark oluşmuştur. 1 ABD Dolarının karaborsa fiyatı 20 TL’yi görmüştür. Bu durum sermaye kaçışlarını hızlandırmış ve enflasyon yükseltmiş ve sonuç olarak 1958 yılında 1 ABD Doları 9 TL olarak tekrar devalüe edilmiştir (Eğilmez, 2018, s. 143). 1958 yılında önlemlerle dış borçlar ötelenmiş yeni krediler temin edilmiş böylelikle hem ihracatta hem de ithalatta bir artışa neden olmuştur. Sonuç olarak bir yandan dış ticaret hacmi genişlerken bir yandan da dış ticaret açığı artmaya devam etmiştir (Kepenek, 2012, s.122).

1960 ihtilali ve 1961 Anayasasının ardından Devlet Planlama Teşkilatı tarafından Birinci Beş Yıllık Kalkınma Planı 1963-1967 yılları arasında uygulanmaya başlamış ve ekonomik program, Karma Ekonomi olarak adlandırılmıştır. 60’lı yıllarda genel olarak sanayide ithal ikameci dış ticaret politikası uygulanmıştır (Eğilmez, 2018, s.145).

Şekil 1.13’te 1980 öncesi döneme ait dış ticaret dengesiyle ilgili bilgiler yer almaktadır.



Şekil 1. 13. 1980 öncesi dış ticaret (TÜİK,2019)

1968-1973 İkinci beş yıllık kalkınma planında ithal ikamesine daha fazla vurgu yapılmıştır. İthal ikameci sanayileşme stratejisi, ihracata yönelik sanayileşmeye oranla, ithal bağımlılığı yüksek olduğundan ödemeler dengesi açığına yol açmıştır. İç sanayi korunurken diğer taraftan kur aşırı değerlendirilmiştir (Buluş, 2003, s.59). 1970 devalüasyonu ile ABD Doları 15 Türk lirasına kadar çıkmıştır.

Üçüncü kalkınma planı (1973-1978) dönemi, 1973 yılı başında Arap-İsrail savaşı başlamış ve petrol ihraç eden ülkeler ham petrol fiyatını yaklaşık beş katına çıkarmışlardır. Petrol ithalatçısı olan Türkiye'nin yüksek petrol fiyatları nedeniyle dış ticaret açığı artmıştır. Üçüncü kalkınma planı döneminde yaşanan petrol krizi ardından Kıbrıs Barış Harekâtı ülkenin dış ekonomik politikasında olumsuzluklara neden olmuş ve 1979 yılında ABD Doları 35 Türk lirasına yükselmiştir (Tokgöz, 2018, 195-202).

Çağlar Keyder 1977 ve sonrası dönemi şu şekilde aktarmaktadır.

“İthalat faturasındaki ani artış, önce işçi dövizleri sayesinde biriktirilmiş olan rezervlerden karşılandı. Ama 1977’de Merkez Bankası’nın altın ve döviz rezervleri tükendi. 1975 ve 1976’da iktidardaki MC koalisyonunu uluslararası ödeme aczini Euro Dolar piyasasından kısa vadeli ve yüksek faiz oranlı borçlar alarak erteleme yoluna gitmesi daha da vahim bir sonuç doğurmuştu. 1975 ile 1978 arasındaki bu pahalı borçlar 3 milyar 600 milyon dolara, yani o dört yılın toplam ithalatının beşte-birine çıktı. Bu borçlanma yönteminde Türk sanayicileri fonların bol olduğu dünya ekonomisinde Avrupa bankalarından cari oranların epey üzerinde faizlerle borç buluyorlar, Türk

hükümeti de bu borçların dolar olarak geri ödemesini garanti ediyordu. Borçlu firmalar bu meblağları hükümete Türk lirası olarak ödüyorlardı. Birçok başka ülkede olduğu gibi, kredilerin geri ödemesindeki güçlükler döviz krizinin başlıca unsuru oldu ve 1978'de Türk hükümetinin imzalamak zorunda kaldığı standart IMF anlaşması ile sonuçlandı.” (Keyder, 1989, s. 228-229)

1.6.2.1980-1990 dönemi Türkiye’de uygulanan kur rejimleri

1980 öncesi ekonomik bunalımların yoğunlaşması ve özellikle 1977-1978 yıllarında uygulamaya konulan istikrar politikalarının yetersiz olması neticesinde 24 Ocak 1980 kararları ile ekonomiyi liberalize edecek bir politika uygulamaya başlanmıştır. 1980 yılı Türkiye ve dünya için küreselleşme hareketlerinin hız kazandığı yıllar olmuş ve Türkiye açısından da yapısal dönüşümlerin yaşandığı yıl olmuştur.

IMF desteği ile uygulamaya konulan 24 Ocak kararlarının uzun dönemde hedefi, devletin piyasaya olan doğrudan müdahalesini en aza indirerek serbest piyasa ekonomisinin işlerlik kazanmasıdır (Buluş, 2003, s.67).

24 Ocak kararları;

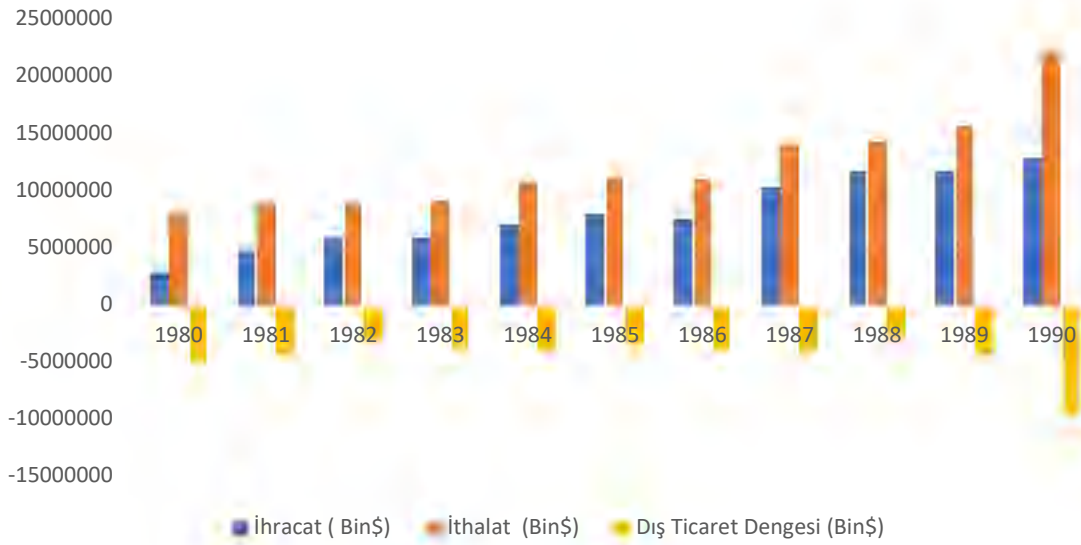
- İhracatın arttırılarak cari işlemler açığının küçültülmesi ve dış borçların düzenli ödenmesi,
- Enflasyon hızının düşürülmesi,
- Ekonomik büyümenin sağlanması,

gibi genel çerçevesi olan politikalar uygulanmaya başlanmıştır. Merkezden alınan kararlar yerini tamamen serbest piyasa ekonomisine bırakmış ve Kamu İktisadi Kuruluşları dahil tüm kamu kesimini daraltarak özel girişimleri teşvik edilmesi amaçlanmıştır. Kısa vadede enflasyonu düşürmek uzun vadede ise ithal ikameci stratejiden ihracata yönelik sanayileşme stratejisine geçiş yapılmıştır (Kazgan, 1985, s.381-382).

1984 yılında çıkarılan 30 sayılı Türk Parası Kıymetini Koruma Kanunu ve 1989 yılında bu kanun yerine çıkarılan 32 sayılı Kanun ile sermaye hareketleri serbestleşmiş ve yabancıların Türk sermaye piyasalarında işlem yapması serbestleşmiştir (Eğilmez, 2018, s.148).

1980-1990 döneminde yaşanan değişikliklerle birlikte dış ticarete ihracat lokomotif sektörler olan tekstil, inşaat ve hafif sanayi sayesinde artmış buna karşılık ithalatta artmaya devam etmiştir. 1985-1989 döneminde ihracat artarken dış ticaret açığı da artmaya devam etmiştir.⁵

Şekil 1.14'de 1980-1990 dönemi dış ticaretine ait bilgiler yer almaktadır.



Şekil 1. 14. 1980-1990 dönemi dış ticareti

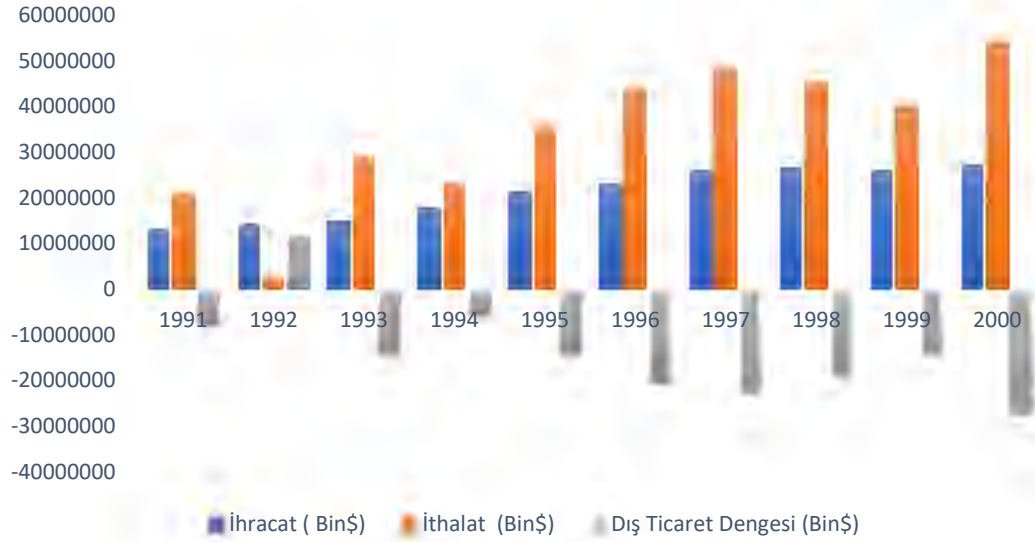
1.6.3.1991-2000 dönemi Türkiye’de uygulanan kur rejimleri

32 sayılı Kanun ile sermaye hareketlerindeki serbestleşmeden sonra ülkeye kısa vadeli sermaye girişi hızlanmış ve Türk lirası değerlenmiştir. 91 yılında yaşanan Körfez Savaşının Türkiye’ye etkileri kamu açıklarının artmasına neden olmuş ve Türk lirası reel olarak değer kaybetmiştir (Tokgöz, 2018, s.228-230). 1993 yılında Hazine’nin iç borçlanma ihalelerini iptal etmesi nedeniyle piyasadaki likidite artmış ve Şekil 1.15’te de görüldüğü üzere ithalattaki aşırı artışla birlikte dış ticarete açık artmıştır.

26 Ocak 1994 yılında Türk lirası, ABD Doları karşısında %13,6 oranında devalüe ederek kuru 17.250 TL ilan edilmiştir. Hazine giderek artan nakit açığını kapatmak için brüt %90 faizli hazine bonusu çıkarmış, bankalar bir yıl vadeli mevduat faizini %105’e

⁵1980 yılında 2 milyar 9 milyon dolar olan ihracatımız 1987’de 10 milyar sınırını aşmış ve 1993’te 15 milyar 300 milyon dolar olarak gerçekleşmiştir. Aynı yıllarda ithalatımız ise 1980’de 7 milyar 900 milyon dolar, 1993’te ise 29 milyar 400 milyon dolar olarak gerçekleşmiştir.

çıkarmıştı. Bankaların bu faiz oranı Hazine'nin vadesi gelen iç ve dış borçlarını ödeyebilmek için daha yüksek faiz ödemesi anlamına gelmektedir. Sonuç olarak kısa vadeli dış sermaye ülkeye girmiş fakat ithalattaki artış ile ülke yine zor bir sürece girmiştir (Eğilmez, 2018, s.148).



Şekil 1. 15. 1991-2000 dönemi dış ticareti

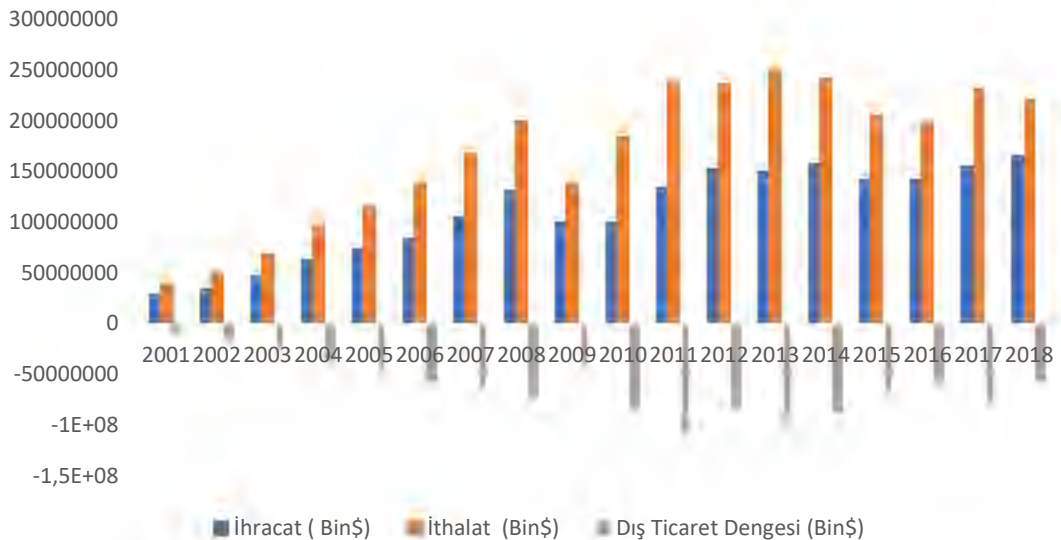
5 Nisan 1994'te açıklanan "Olağanüstü İstikrar Tedbirleri" ile 6 Nisan tarihinde bir ABD doları 40 bin Türk lirasını geçmiştir. 1994 yılında yapılan bu devalüasyonla birlikte Türk lirası değer kaybetmiş ve ithalat daralıp dış ticaret açığı azalmıştır. Şekil 1.15'te görüldüğü gibi dış ticaret açığı dönemin en düşük düzeyine inmiştir.

1999 yılına kadar ülke ekonomisi zor günlerden geçmiştir. 17 Ağustos depremi ile 1999 yılının ikinci yarısında büyüme hızı negatif olarak gerçekleşmiş ve işsizlik artmıştır. Türkiye Cumhuriyeti, 9 Aralık 1999' da IMF'ye verilen "Niyet Mektubu" nda 3 yıl boyunca devam edecek döviz kuru çapasına dayalı ekonomik program ile enflasyonu düşürmeyi hedeflemiştir. İlk altı aylık süreçte ekonomi istikrarlı bir şekilde büyümüştür. Kasım 2000 yılında yaşanan finansal krizle birlikte uygulanan istikrar programı önemini yitirmiştir. Bankacılık sisteminin kötü işleyişi ile kriz derinleşmiştir (Tokgöz, 2018, s. 276).

1.6.4.2001 sonrası Türkiye’de uygulanan kur rejimi

Türkiye, 2001 yılında tarihinin en büyük krizlerinden birini yaşadı. Şubat 2001 krizi ile döviz çapasına dayalı enflasyonu düşürme programı terk edildi ve bu krizin döviz piyasalarından kaynaklanıyordu. Türk Bankacılık sistemi, Kasım 2000 ve Şubat 2001 krizleriyle yani hem faiz hem de döviz kurundan kaynaklı krizlerle büyük zararlar görmüştü. 2 Mart 2001’de Kemal Derviş’in gelmesiyle “Türkiye’nin Güçlü Ekonomiye Geçiş programı” 15 Nisan’da açıklamış ve program hem büyümeyi hem de enflasyonu düşürmeyi hedeflemiştir. 22 Şubat tarihinde dalgalı döviz kuru sistemine geçilmesiyle gerçekleşen devalüasyon, turizm ve ihracatı özendirmiş ve ithalatı azaltmıştır. Yılın ilk yarısında ihracat %13 artarken, ithalat %16 daralmıştır. İç talepteki daralma ile döviz kurları hızla yükselerek ithalat eğilimini düşürmüştür (Tokgöz, 2018, s. 292).

2006 yılında IMF politikalarıyla uyumlu bir şekilde dalgalı döviz kuru piyasasında ucuz döviz pahalı Türk lirasının uygulanması ve ülkeye sıcak para girişinin devam etmiştir. Ucuz döviz politikasıyla sanayide yerli ara malı yerine ucuz ithal girdi kullanımı yaygınlaşmıştır. Türkiye böylelikle ithalata dayalı ihraç mal üreten sanayi yapısı ile büyüyen ancak istihdam yaratmayan bir yapı ortaya çıkarmıştır. Ucuz döviz yüksek reel faiz nedeniyle hem dış ticaret açığı hem de cari açık artmıştır.



Şekil 1. 16. 2001 sonrası dönem dış ticareti

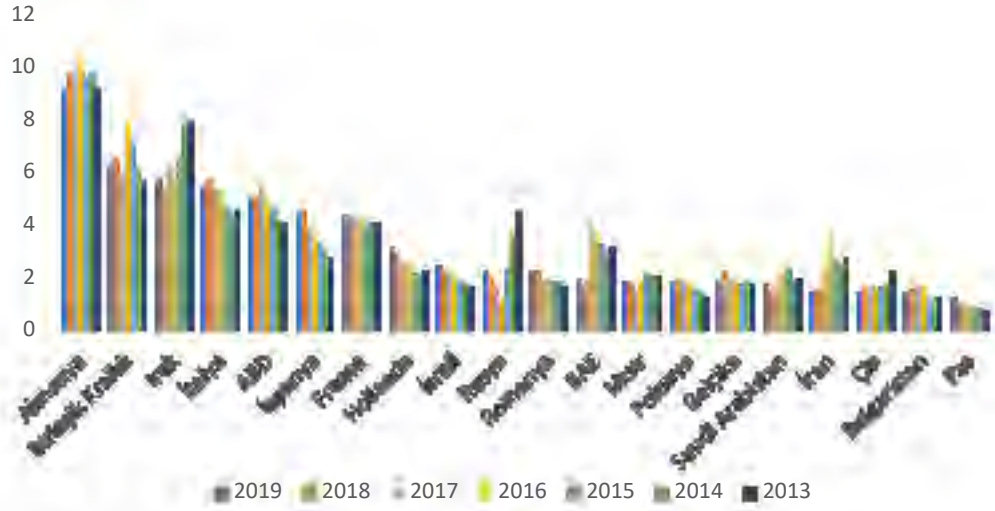
2008 Küresel kriziyle birlikte uluslararası sermaye hareketlerinde ciddi bir düşüş yaşanmış, Türkiye’de uygulanan yüksek faiz-düşük kur sebebiyle de sermaye Türkiye’deki piyasadan çıkmıştır. Belirsizlikler ve küresel piyasalardaki daralma Türkiye’de iç ve dış talebi düşürmüş, büyüme hızı yavaşlamıştır. Şekil 1.16’da görüldüğü üzere 2009 yılında ticaret açığı beklentilerin altında gerçekleşmiştir. Bunun nedenlerinden biri ithalatın azalması diğeri ise, petrol fiyatlarındaki düşüştür.

TCMB, 2001 sonrası uyguladığı dalgalı döviz kuru rejimi neticesinde kurların düzeyini belirlemek amacıyla döviz alım satım işlemi yapmazken, sadece kurdaki aşırı dalgalanmaların önüne geçmek amacıyla müdahale etmektedir. Merkez Bankası dalgalı kur rejiminde döviz piyasasında iki tür işlem yapmaktadır (TCMB, 2008, s.15).

- 1) Döviz kurunun düzeyini etkileme amacı taşımayan, programı önceden ilan edilen “döviz alım ihalelerini” gerçekleştirmek,
- 2) Döviz kurunda yaşanacak aşırı dalgalanmalarda “doğrudan müdahale” etmektir. Müdahale, Merkez bankasının piyasadan doğrudan döviz alması ya da satması şeklinde gerçekleşir.

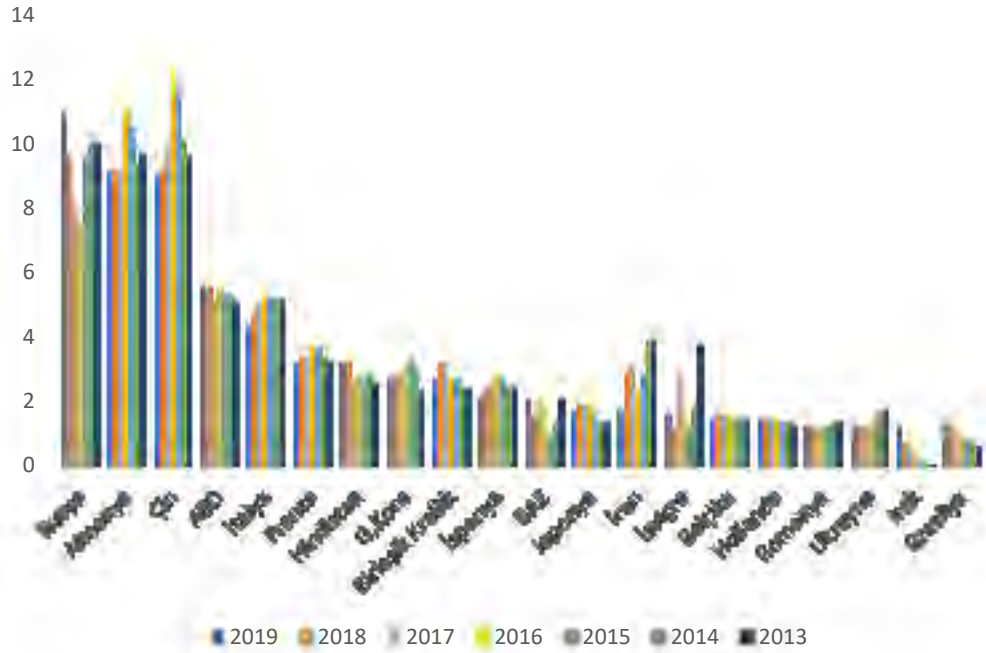
1.7.Türkiye’nin Ticari Ortakları ile İlişkisi

Tezimizin amacı, Türkiye’nin ticari ortaklarıyla olan ikili ticaret dengesinde reel döviz kurunun etkilerini araştırmaktır. Bu amaçla, 2019 yılı TÜİK dış ticaret verilerine göre Türkiye’nin en çok ihracat yaptığı ilk 20 ülke ile Türkiye’nin en çok ithalat yaptığı ilk 20 ülkeye ait veriler şekil 1.17’de ve şekil 1.18’ de verilmiştir.



Şekil 1. 17. Türkiye'nin en çok ihracat yaptığı ilk 20 ülke (%), (TÜİK)

Şekil 1.17' de Türkiye'nin en çok ihracat yaptığı ülkeler görülmektedir. 2013-2019 döneminde en çok ihracatımızın gerçekleştiği ülke Almanya'dır. 2019 yılına ait toplam ihracatımız 180.832.722 bin dolar olarak gerçekleşmiştir. Toplam ihracatımızın içindeki payı yaklaşık %11 olan Almanya 16.617.244 bin dolar ile ilk sırada yer almaktadır. Birleşik Krallık 11.278.615 bin dolar ile ikinci sırada yer alır. Irak'a gerçekleşen ihracatımız son yıllarda giderek artmış ve 2019 yılında en çok ihracat gerçekleştirdiğimiz üçüncü ülke olmuştur. 2019 yılında toplam ihracat içerisinde en çok payı alan ülkeler ise sırasıyla Almanya, Birleşik Krallık, Irak, İtalya, ABD, İspanya, Fransa, Hollanda, İsrail, Rusya Federasyonu olmuştur.



Şekil 1. 18. Türkiye'nin en çok ithalat yaptığı ilk 20 ülke (%), (TÜİK)

Şekil 1.18'de 2013-2019 dönemine ait Türkiye'nin en çok ithalat yaptığı yirmi ülkeye ait veriler sunulmuştur. 2019 yılına ait toplam ithalatımız 210.345.203 bin dolar olarak gerçekleşmiştir. Ülkelerin toplam ithalat içindeki payı sırasıyla %11 ile Rusya Federasyonu, %9,2 ile Almanya, %9,1 Çin Halk Cumhuriyeti ilk üç sırayı almıştır. Ardından sırasıyla ABD, İtalya, Fransa, Hindistan, Güney Kore, İspanya gelmektedir.

Türkiye'nin dış ticaret istatistiklerine bakıldığında pek çok ülkeyle ihracat ve ithalat yapıldığı görülmektedir. Çalışmada kullanılacak değişkenlere ait veri kısıtı nedeniyle Türkiye'nin hem ihracat hem de ithalatta en fazla ikili ticarete bulunduğu ülkelerden verilerine ulaşılabilenler çalışmada kullanılmıştır. Bunlar; Almanya, Rusya Federasyonu, Çin Halk Cumhuriyeti, Amerika Birleşik Devletler, Birleşik Krallık, Fransa, İtalya ve İspanya'dır.

Türkiye'nin ticari ortaklarının dış ticaret durumunu göstermek amacıyla Türkiye ile olan dış ticaret ilişkileri bu bölümde incelenecektir. Türkiye ve ticari ortaklarının ülke

bilgilerini, Türkiye Cumhuriyeti Ticaret Bakanlığının sunmuş olduğu ülke bilgileri doğrultusunda hazırlanmıştır⁶.

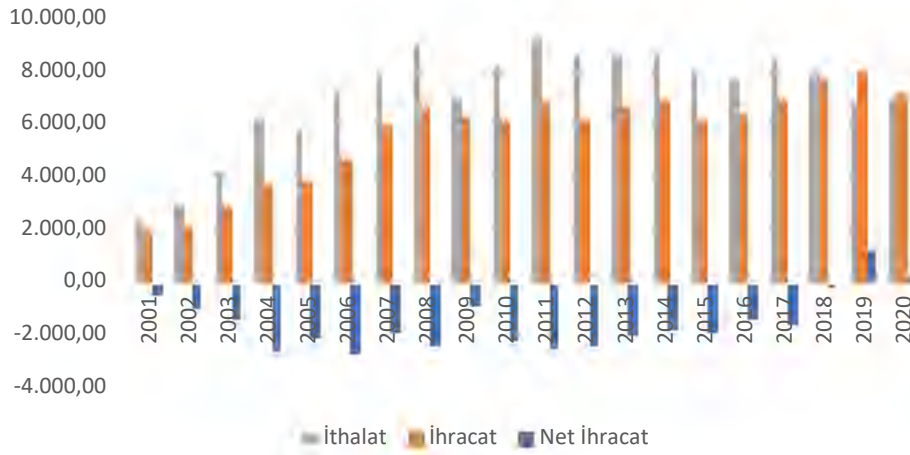
1.7.1.Fransa

Fransa 2019 yılında Avrupa'nın Almanya'dan ve İngiltere'den sonraki en büyük üçüncü ekonomisi Avrupa Birliği'nin ikinci büyük, dünyanın ise yedinci büyük ekonomisidir. Ülkenin kişi başına düşen mili geliri 2019 yılı itibariyle 47.113 dolardır.

Fransa 2019 yılında dünya ihracatından %3 pay alarak 6. sırada yer almıştır. Ülkenin en önemli ihracat ürünleri; makine, hava taşıtları, motorlu kara taşıtları, elektrikli makine ve cihazlar, eczacılık ürünleri, uçucu yağlar ve kozmetik, plastik ve mamulleri, alkollü ve alkolsüz içecekler, mineral yakıtlardır. Ülke en çok Almanya, ABD ve İtalya'ya ihracat yapmaktadır. 2020 yılı Türkiye'ye yaptığı ihracatının toplam ihracattaki payı %1,5 olarak gerçekleşmiş ve ihracatında Türkiye 12. sıradadır.

Fransa'nın dünyadan ithal ettiği en önemli ürün grupları; makineler, motorlu kara taşıtları, mineral yakıt ve yağlar, elektrikli makine ve cihazlar, eczacılık ürünleri, uçucu yağlar ve kozmetik, örülmemiş giyim eşyası ve aksesuardır. En çok ithalat yaptığı ülkeler ise; Almanya, Çin, İtalya olmuştur.

⁶Detaylı bilgi için <https://ticaret.gov.tr/yurtdisi-teskilati> incelenebilir. Ayrıca <https://comtrade.un.org/labs/data-explorer/#> sitesinden ithalat ve ihracatta yer alan ürün grupları ve diğer dış ticaret verilerine ulaşılabilir.



Şekil 1. 19. Türkiye-Fransa dış ticaret

Türkiye'nin Fransa'ya ihracatında başlıca ürünler; otomobil, eşya taşımaya mahsus motorlu taşıt, karayolu taşıtları için aksam ve parçalar, örme iç giyim eşyası, buzdolabı ve dondurucular ve örme çoraplar şeklindedir.

Türkiye'nin Fransa'dan ithal ettiği başlıca ürünler ise; otomobiller, karayolu taşıtları için aksam ve parçalar, helikopter ve uçak vb. araçlar, tedavide kullanılmak üzere hazırlanan ilaç gibi ürünlerdir.

Ülke, dünyanın dördüncü büyük otomobil üreticisi olarak tanınmakta ve dünyanın en büyük iki otomobil üreticisi olan Peugeot ve Renault 'ya ev sahipliği yapmaktadır.

Ülkede ithalat ve ihracat rejimi (AB üyesi olmayan ülkeler için) mal ihracatı serbest ticaret rejimi çerçevesinde yapılmaktadır.

1.7.2. Almanya

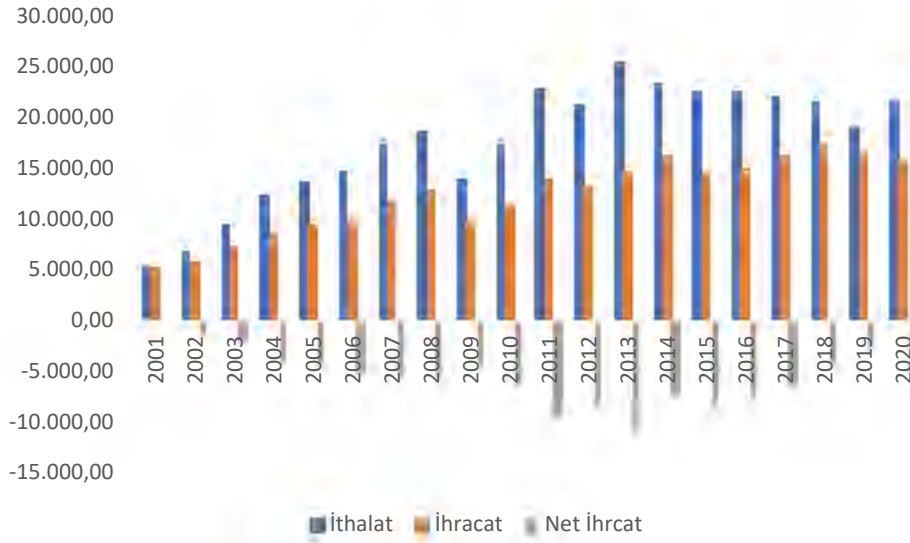
Almanya yüksek alım gücüyle Türkiye'nin en büyük ithalat ve ihracat ortaklarından birisidir. Dünyada Amerika Birleşik Devletleri ve Japonya'dan sonra en gelişmiş sanayiye sahip ülkedir ve Avrupa Birliği içinde nüfusuyla en büyük pazarı oluşturmaktadır.

Almanya'da en önemli sektör imalat sanayidir ve imalat sanayi içinde sanayi makineleri, otomotiv ve kimya sanayi ile son zamanlarda giderek artan telekomünikasyon sektörü de ülke için önde gelen faaliyet alanlarıdır.

Önceki yıllarda Dünya ihracatında ilk sırada yer alan Almanya, 2019 yılında Çin ve ABD'den sonra dünya ihracat sıralamasında üçüncü olarak yer almıştır. Dünya ihracat sıralamasında önemli bir yere sahip olan Almanya'nın ihracatının büyük bir çoğunluğunu sermaye malları oluşturmaktadır. En önemli ihracat ürünleri sırasıyla ulaşım araçları ve parçaları ile eczacılık ürünleri (ilaç) ihracatı gelmektedir.

Almanya'nın ithal ettiği ürün gruplarına baktığımızda ise ilk sırayı elektrikli makine ve cihazlar ardından makinalar ve mekanik cihazlar, motorlu kara taşıtları, mineral yakıt ve yağlar, eczacılık ürünleri gelmektedir.

Almanya'nın ticaret ortağı ülkeler ile yaptığı ihracatta 2020 yılı itibariyle Türkiye 24 milyar dolar ile 16. sırada yer almaktadır. Almanya'nın Türkiye'den yaptığı ithalatta ise 2020 yılında 17 milyar dolar ile yine 16. sırada yer almaktadır.



Şekil 1. 20. Türkiye-Almanya dış ticaret

Türkiye ve Almanya ikili ekonomik ve ticari ilişkileri bakımından incelendiğinde Almanya, Türkiye'nin ihracatta en büyük ticari ortağı iken, ithalatta Çin'den sonra en büyük ticari ortağımızdır. En büyük ticari hacme sahip olan ülke olmasına rağmen dış ticaretimiz istisnai yıllar hariç sürekli açık vermektedir.

Almanya'ya olan ihracatımız %90'ını sanayi ürünleri (karayolu taşıtları için aksam ve parçalar ile otomobiller, giyim eşyaları, tekstil ürünleri) kalan kısmını ise tarım ve gıda

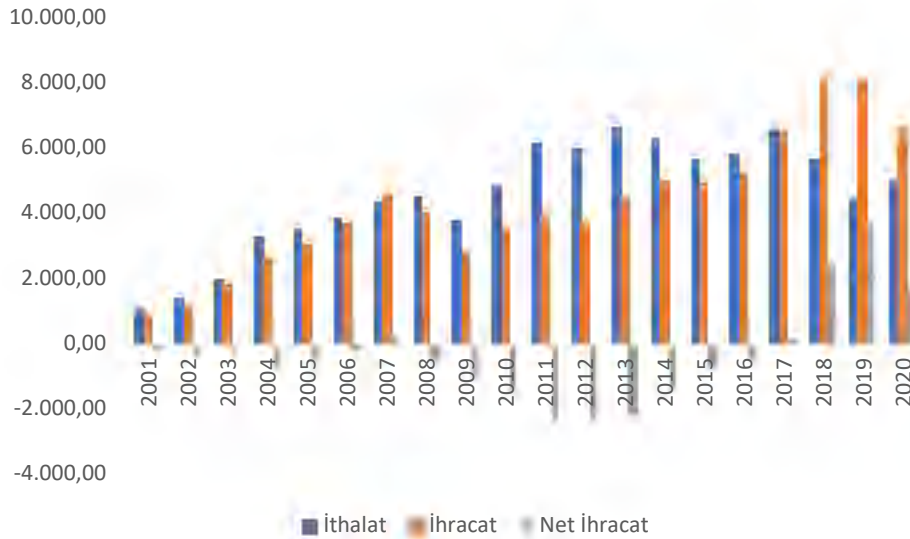
ürünleri oluşturmaktadır. İthalatımızın neredeyse tamamını sanayi ürünleri oluşturmaktadır.

1.7.3.İspanya

Dünya'nın en büyük 14. ekonomisi olan İspanya ekonomisinin lokomotifi otomotiv sektörü iken, İspanya'da hâkim sektör hizmetler sektörüdür. Otomotiv sektörünün yanı sıra havacılık sektörü de İspanya ekonomisi için önemlidir. Dünya'daki hava taşıtlarının (Boeing'in Ar-Ge merkezi İspanya'da bulunmaktadır) büyük bir bölümünde İspanyol teknolojisi kullanılmaktadır.

İspanya'nın ticaret ortağı ülkelerle ihracatında en büyük ticaret ortakları Fransa ve Almanya'dır. İhracatında yer alan başlıca ürün grupları ise; motorlu kara taşıtları, makinalar ve mekanik cihazlar, eczacılık ürünleri, mineral yakıtlar ve meyve, sebze ve et gelmektedir.

Fransa ve Almanya ülkenin en büyük ithalat ortaklarıdır. Ticaret ortağı ülkelere yapılan ithalatın ürün gruplarına göre dağılımına baktığımızda ilk dört sırayı yine motorlu kara taşıtları ile elektrikli makine ve cihazların aldığı görülür.



Şekil 1. 21. Türkiye-İspanya dış ticaret

İspanya'nın ticaret ortağı olan Türkiye, dünya ihracatında 13. sırada yer alırken ithalatta 12. sırada yer almaktadır. Gümrük Birliği sonrası ekonomik ilişkileri gelişen iki

ülkenin dış ticareti incelendiğinde 2019 yılı itibariyle ticaret hacmi 11 milyar 720 milyon dolardır. 2018 yılından sonra Türkiye-İspanya dış ticaret dengesi Türkiye lehine ticaret fazlası vermektedir.

Türkiye'nin İspanya'ya ihracatında yer alan ürün grupları ise; motorlu kara taşıtları, giyim eşyası ve aksesuar, tekstil ürünleri demir çelik şeklinde sıralanabilir.

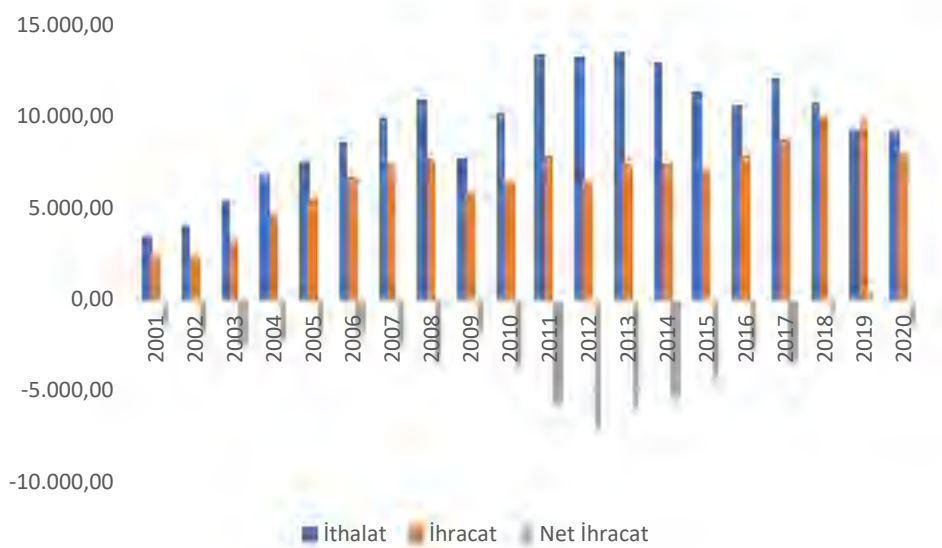
Türkiye'nin İspanya'dan ithalatında motorlu kara taşıtları ve parçaları, plastik ve mamuller, makine ve mekanik cihazlar ve organik kimyasallar gelmektedir.

1.7.4.İtalya

Avrupa Birliği kurucu üyelerinden olan İtalya, Avrupa'nın en büyük dördüncü ekonomisi dünyanın ise en büyük sekizinci ekonomisidir. İtalya ekonomisi için imalat sektörü oldukça önemlidir ve imalat sektörü ihracatında ticaret fazlası veren ülkelerden biridir.

İtalya'nın ihracatında genel olarak makine, nakliye ekipmanı, eczacılık ürünleri ve orta düzey teknoloji gerektiren ürünler yer almaktadır.

İtalya'nın dış ticaret ortaklarıyla yaptığı ithalatında yer alan ürün grupları ise; makine ve mekanik cihazlar, motorlu kara taşıtları, mineral yakıtlar, mücevher eşyası şeklindedir.



Şekil 1. 22. Türkiye-İtalya dış ticareti

İtalya, Türkiye'nin önemli ticaret ortaklarından biridir. İki ülkenin coğrafi olarak yakın olmaları ticari ilişkilerini geliştirmiştir. Özellikle tekstil- konfeksiyon, deri, gıda işleme gibi sektörlerde iş birlikleri söz konusudur.

Türkiye-İtalya dış ticaretinin 2019 yılındaki durumu incelendiğinde dış ticaret hacminin 17 milyar 894 milyon dolar olduğu ve Türkiye'nin uzun zaman sonra İtalya ile olan dış ticaretinde fazla verdiği görülmüştür.

Türkiye'nin İtalya'ya ihracatında yer alan ürün gruplarına bakıldığında; motorlu kara taşıtları, makineler, demir-çelik, meyve, örme giyim eşyası, örülmemiş giyim eşyası şeklindedir.

Türkiye'nin İtalya'dan ithalatında yer alan ürün grupları ise; makineler, motorlu kara taşıtları, plastik ve mamulleri, demir-çelik, eczacılık ürünleri şeklindedir.

1.7.5.Rusya Federasyonu

Rusya Federasyonu sahip olduğu doğal kaynaklar nedeniyle dünyada önemli bir gücü sahiptir. Ülkenin en önemli ihraç ürünü doğal kaynakları sebebiyle de ham petrol ve petrol yağlarıdır. Ülkede kişi başına düşen milli gelir 2019 yılında 11 bin 512 dolar olarak gerçekleşmiştir.

Rusya Federasyonu, 2019 yılında 423 milyar dolar ihracat ve 667 milyar dolar ticaret hacmi gerçekleştirmiştir.

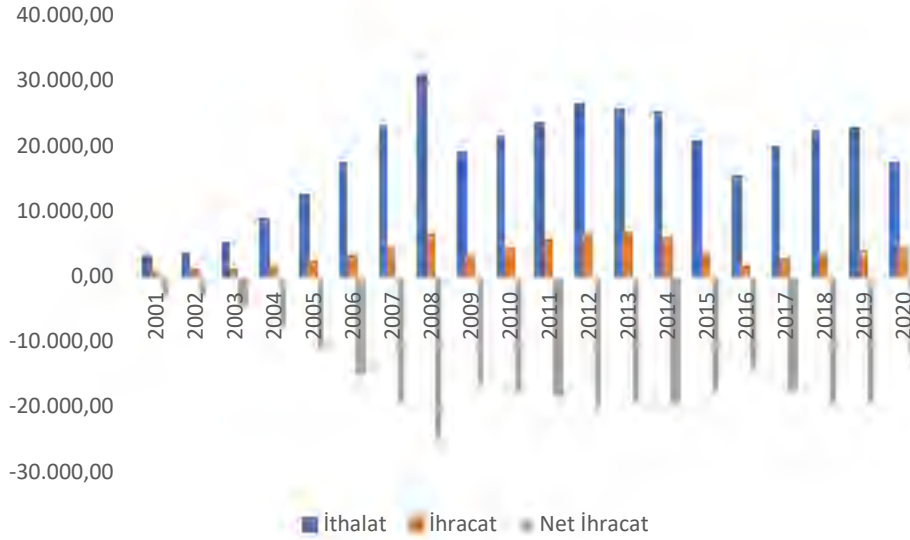
Rusya'nın ticari ortakları ile 2019 yılında gerçekleştirmiş olduğu toplam ihracatından Türkiye %5 pay alarak 6. sırada yer alırken toplam ithalatı içerisinde %2,2 pay alarak 9'uncu olmuştur.

Şekil 1.23'te Türkiye-Rusya dış ticaret verileri yer almaktadır. 2019 yılında Türkiye'nin Rusya'ya ihracatı 4 milyar 152 milyon dolar olarak gerçekleşmiştir. Türkiye'nin Rusya'dan ithalatı 23 milyar 155 milyon dolardır. Türkiye-Rusya arasındaki ikili ticarete dış ticaret açığı 18 milyar 963 milyon dolardır ve dış ticaret açığı söz konusudur.

Türkiye'nin Rusya'dan ithalatında yer alan ürün grupları; mineral yakıtlar ve yağlar, demir ve çelik, hububat, alüminyum, hayvansal ve bitkisel yağlar, mücevher eşyası şeklindedir. Mineral yakıtlar, fosil yakıtlar olarak da bilinen, kömür, doğalgaz,

petrol gibi doğal enerji kaynaklarıdır. Türkiye enerji ithalatının önemli bir kısmını Rusya'dan sağlamaktadır.

Türkiye'den Rusya'ya ihracatta yer alan ürün grupları ise; meyveler, makinalar ve mekanik cihazlar, motorlu kara taşıtları, elektrikli makine ve cihazlar şeklindedir.



Şekil 1. 23. Türkiye-Rusya Federasyonu dış ticaret

1.7.6.Amerika Birleşik Devletleri

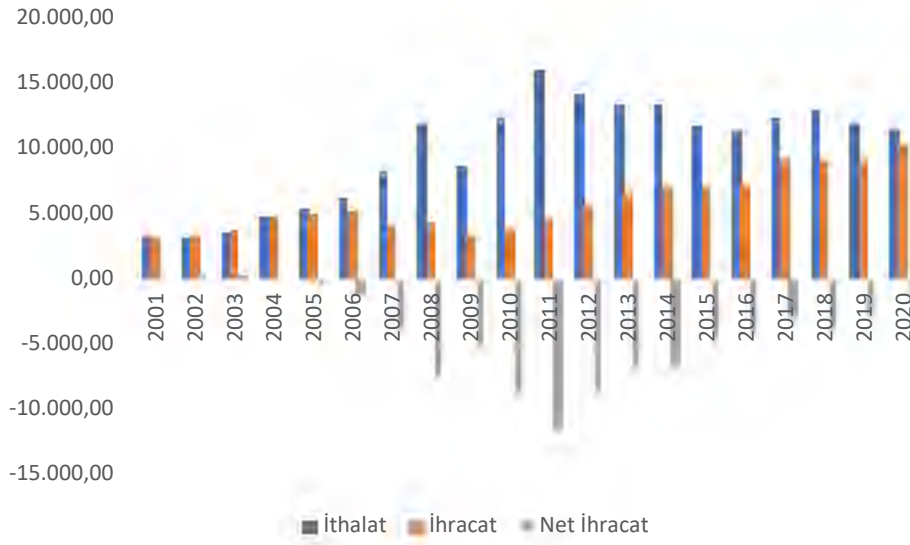
Amerika Birleşik Devletleri, 2020 yılında yaklaşık 21 trilyon dolar olan GSYİH ile dünyanın en büyük ekonomisidir. ABD, Çin'den sonra dünyanın en büyük mal ihracatçısıdır. 2019 yılında 1 trilyon 600 milyar dolarlık ihracat ve 4 trilyon 200 milyar dolarlık ticaret hacmine ulaşmıştır.

ABD'nin, 2019 yılında yaptığı ihracatın ürün gruplarına göre dağılımına baktığımızda sırayla makine ve mekanik cihazlar, elektrikli makine ve cihazlar, mineral yakıtlar, motorlu kara taşıtları gelmektedir. ABD'nin Türkiye'ye yaptığı ihracatın toplam ihracat içindeki payı %0,7 ile Türkiye 27. sırada yer almaktadır.

2,6 trilyon dolar olarak gerçekleşen 2019 yılı ithalatında başlıca ürün gruplarına baktığımızda yine makine ve mekanik cihazların ilk sırada yer aldığı görülmektedir. İthal edilen başlıca ürünlerin ise; otomobil, bilgisayar, telefon, ilaç, ham petrol olarak gerçekleşmiştir. ABD'nin Türkiye'den yaptığı ithalatın toplam içindeki payı %0,5 olarak

gerçekleşmiş ve Türkiye, ABD'nin ithalat yaptığı ülkeler sıralamasında 29. sırada yer almaktadır.

Şekil 1.24'te Türkiye'nin ABD ile dış ticaret ilişkisine yer verilmiştir. 2008-2017 yılları arasında Türkiye'nin ABD'den ithalatı sürekli artarken dış ticaret açığı da her geçen yıl artmaya devam etmiştir. ABD'den yapılan ithalatta başlıca ürün grupları ise; hava taşıtları, makine ve mekanik cihazlar ve aletler, demir ve çelik, mineral yakıtlar ve yağlar, pamuk ve pamuk ipliği şeklinde gerçekleşmiştir.



Şekil 1. 24. Türkiye-ABD dış ticaret

Türkiye'nin ABD'ye olan ihracatında yer alan ürün grupları ise; makine ve mekanik cihazlar, mücevher eşyası, halılar ve yer kaplamaları, motorlu kara taşıtları, örülmemiş giyim eşyası ile silah ve mühimmat olarak gerçekleşmiştir.

1.7.7.Çin Halk Cumhuriyeti

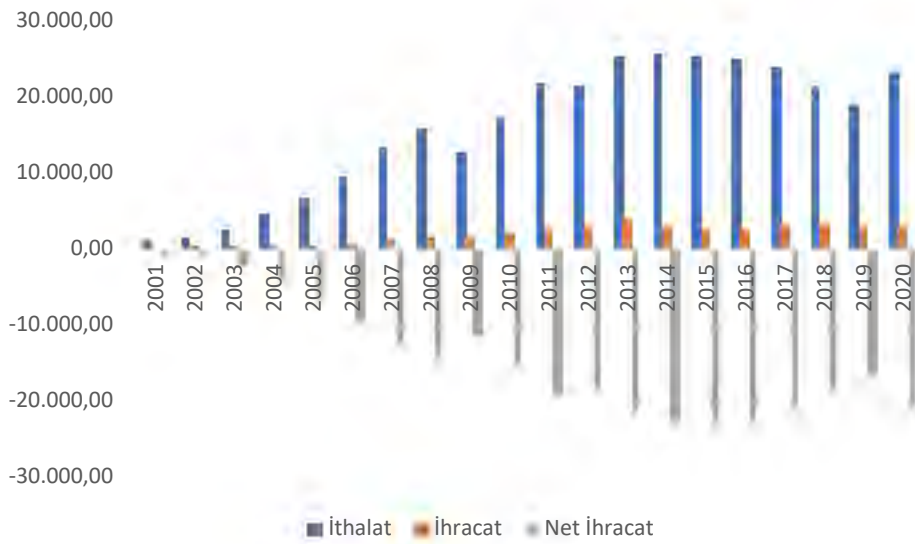
Çin, ABD'den sonra dünyanın en büyük ikinci ülkesidir. Dış ticaret verileri açısından ise, dünyanın en büyük ticaret hacmine sahip ülkesidir ve en fazla ticaret fazlası veren ülkedir. Çin Dünya Ticaret Örgütüne 2001 yılında üye olarak dünya ekonomisine entegre olmuştur ve günümüzde dünyanın üretim ve ticaret merkezi haline gelmiştir.

Çin, dünyadaki çeliğin %50'sini, otomobillerin %30'unu, cep telefonlarının %90'ını, bilgisayarların %80'ini, gemilerin %40'ını ve ayakkabıların ise %60'ını üretmektedir.

Ülkenin dış ticaretine baktığımızda 2020 yılı itibariyle dünya ihracatından %13,36'lık pay ile birinci sırada yer alırken, ithalatından ise %13,46'lık pay alarak ikinci sırada yer almaktadır.

Çin'in ticaret ortaklarına ihracatında en önemli ürün grupları; elektrikli makine ve cihazlar, mobilya, aydınlatma ürünleri, plastik ve mamuller yer almaktadır.

Ticaret ortaklarından ithalatında yer alan ürün grupları ise; elektrikli makine ve cihazlar, mineral yakıtlar, metal mücevherler ve motorlu kara taşıtlarıdır.



Şekil 1.25. Türkiye-Çin Halk Cumhuriyeti dış ticaret

Türkiye ve Çin dış ticaretine baktığımızda ise, 2020 yılında 25 milyar 885 milyon dolarlık bir ticaret hacmi ve Türkiye- Çin dış ticaretinde Türkiye'nin aleyhine bir ticaret açığı görülmektedir.

Türkiye'nin Çin'e ihracatında yer alan başlıca ürün grupları ise; metal mücevherler, çinko, toprak ve taş gibi ürünler, bakır ve bakırdan eşyalardır.

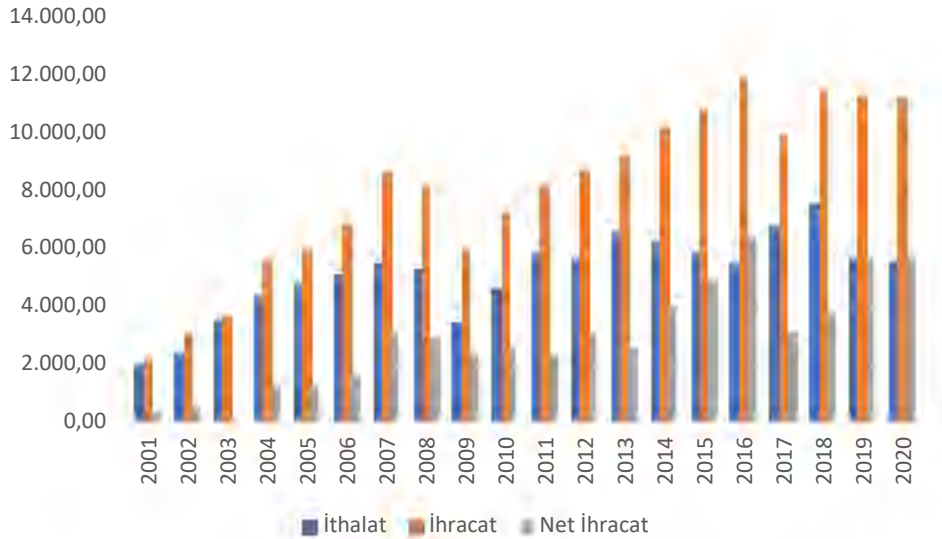
Türkiye'nin Çin'den yaptığı ithalatta yer alan ürün grupları ise; elektrikli makine ve cihazlar, mekanik cihaz ve aletler, organik kimyasallar ve plastikler şeklindedir.

1.7.8. Birleşik Krallık

Birleşik Krallık, 2019 yılında gerçekleşen 2 trilyon 800 milyar dolarlık GSYİH ve 42.344 dolarlık kişi başına düşen milli gelir ile dünyanın en büyük ekonomileri arasında yer almaktadır. Birleşik Krallıkta, hizmetler sektörü GSYİH' nin %71'ini oluşturmaktadır.

Birleşik Krallık'ın dış ticaret verilerine baktığımızda 2019 yılında 468 milyar dolarlık ihracat ve 692 milyar dolarlık ithalat gerçekleştirmiştir. Ülke genel olarak dış ticarete açık vermektedir.

Birleşik Krallık'ın toplam ihracatı içerisinde Türkiye'ye yapılan ihracatın payı %1,6'dır. Toplam ithalat içerisinde Türkiye'den yapılan ithalatın payı ise %1,8'dir.



Şekil 1.26. Türkiye-Birleşik Krallık dış ticareti

Şekil 1.26'da Türkiye – Birleşik Krallık ikili ticaretine ait ithalat ve ihracat verileri yer almaktadır.

Türkiye'nin Birleşik Krallık'a ihracatı 2019 yılında 11 milyar 278 milyon dolar olarak gerçekleşmiştir. Yapılan bu ihracatta yer alan başlıca ürün grupları ise; motorlu kara taşıtları, mücevher eşyası, örme giyim, elektrikli makine şeklindedir.

Türkiye'nin Birleşik Krallık'tan ithalatı 2019 yılında 5 milyar 68 milyon dolar olarak gerçekleşmiştir. Türkiye-Birleşik Krallık ikili ticaretinde her yıl dış ticaret fazlası verilmiştir. Birleşik Krallık' tan yapılan ithalatta yer alan ürün grupları; makineler ve mekanik cihazlar, demir ve çelik, mücevher eşyası, motorlu kara taşıtları, elektrikli makine ve cihazlar şeklindedir.

İKİNCİ BÖLÜM

LİTERATÜR

Çalışmanın bu bölümünde döviz kurunun ihracat, ithalat ve dış ticaret dengesi üzerindeki etkilerini inceleyen J eğrisi literatüre yer verilmiştir. J eğrisi ile ilgili yapılan akademik çalışmalarda ticaret dengesi üç ayrı şekilde ele alınmıştır. Bunların; toplam düzeyde, iki yanlı ve endüstri düzeyinde yapılan ticaretler olarak ayrıldığı görülmüştür. Çalışmamızın bu bölümde herhangi bir ayrıma gitmeden tüm çalışmalar Türkiye için yapılmış olanlar ve Türkiye dışında yapılmış olanlar olarak eskiden yeniye iki başlık altında sunulmuştur.

Literatürde J eğrisi ile ilgili yapılmış çalışmalarda yöntem olarak VAR, Engle Granger, ARDL sınır testi, doğrusal ve doğrusal olmayan ARDL yöntemlerinin kullanıldığı görülmüştür. Günümüzde ise, daha çok bizim de çalışmamızda kullandığımız doğrusal ARDL analiz ile doğrusal olmayan ARDL analizi tercih edilmektedir.

2.1.Diğer Ülkeler İçin Yapılmış Çalışmalar

Magee (1973), J eğrisi etkisini teorik olarak ilk ele alan çalışmadır. Çalışmada Amerika'da doların devalüe edilmesinin ticaret dengesindeki bozulmanın zaman dilimi etkisinin çok kısa dönemde oluşacağını, geçiş etkisinin ise ticaret hacmiyle ilgili olduğu sonucuna ulaşmıştır. ABD ticaret dengesinin döviz kurundaki dalgalanmalara karşı her zaman olumsuz tepki vermeyeceğini uzun dönemde ticaret dengesinde yaşanan olumsuzlukların ortadan kalkabileceğini belirtmiştir. Devalüasyon sonrası yaşanan bu durum, ticaret dengesinin kısa ve uzun dönem etkilerinin farklı olacağı görüşü, J eğrisi etkisinin ortaya çıkıp gelişmesine neden olmuş ve daha sonraki çalışmalarda da bu hipotez geliştirilmiştir.

Magee'nin 1973 yılında yayınladığı çalışmayı destekler nitelikteki çalışmalar yine aynı yıl Junz ve Rhomberg (1973) makalesinde seçili 13 ülkede 1953-1969 arası yıllık veriler kullanılmış ve ulusal paranın devalüe edilmesi sonrasında ticaret dengesinin bu durumdan hangi yönde etkileneceği ve bu etkinin ne kadar sürede ortaya çıkacağıyla ilgili olmuştur. Çalışma sonucunda, devalüasyon sonrası en az beş dönem sonra ticaret dengesinde anlamlı etkiler olduğunu ifade etmişlerdir. Hem Magee hem de Junz ve Rhomberg'in çalışmaları açıkça bir J eğrisinden bahsetmeseler de çalıştıkları konu J eğrisi etkisinin tespit edilmesine yöneliktir.

Miles (1979) çalışmasında seçilmiş 14 ülke için 1956-1972 dönemi için yıllık verilerle devalüasyonun ticaret dengesi üzerinde olumlu bir etkisinin olmadığını ifade etmişlerdir. Miles'ın makalesinde kullandığı model J eğrisine kanıt arayan yazarlar tarafından da kullanılmıştır. Modelde döviz kuru, genellikle ulusal ve uluslararası fiyatlarda meydana gelen değişiklikleri belirleyebilmek için kullanılmıştır. Çalışma kurdaki değişikliğin ticaret dengesi üzerindeki etkisinin kalıcı olup olmadığını araştırmış, devalüasyon öncesi ve sonrası ticaret dengesindeki değişimle ilgili bir yargıya varmamıştır.

Bahmani-Oskooee'nin 1985 yılındaki çalışmasına kadar yapılan çalışmalarda J eğrisi tanımı yapılmamıştır. Bahmani-Oskooee (1985) ve (1989) çalışmalarında döviz kuru ve ticaret dengesi arasındaki ilişkinin anlamlı olup olmadığını 1973-1980 yılları arasında Yunanistan, Hindistan, Tayland ve Kore ülkeleri için test etmiştir. Çalışmada Almon tipi gecikmesi dağıtılmış model kullanmış ve sonuçta ülkeler için devalüasyon sonrası ticaret dengesinde bir artış ardından ise ticaret dengesinin bozulduğu sonucuna ulaşmıştır. Bahmani-Oskooee bu çalışmasında J eğrisi etkisinin tam tersi bir sonuçla karşılaşmış ve bu durumu "ters J Eğrisi" olarak adlandırmıştır. 1989 yılında yapmış olduğu çalışmanın tek farkı dış ticaret dengesi ve döviz kuru arasında uzun dönemde ilişkinin sadece Tayland için geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Meade (1988) çalışmasında ABD'de dolar kurundaki değişimlerin ticaret dengesi üzerindeki etkilerini J eğrisinin negatif etkilerinden kaynaklandığını ileri sürmüşlerdir. Bunun içi özellikle dış ticarete konu olan ürünleri gruplara ayırmıştır. Bu gruplar; ham petrol dışındaki endüstriyel üretim, otomobil dışındaki sermaye ürünleri ve tüketim mallarıdır. Çalışma sonucunda tüm sektörlerde J eğrisi etkisinin belirsiz olduğunu, Dolarda gerçekleşecek bir değer kaybının (ticaret yapılan ülke parası karşısında) ticaret dengesi üzerindeki etkisinin değer kaybının büyüklüğüne, ticaretin türüne verdikleri tepkinin hızına bağlı olduğunu ifade etmiştir.

Rose ve Yellen (1989) çalışmasında; ABD'nin altı büyük ticari ortağı olan Kanada, Fransa, Almanya, İtalya, İngiltere ve Japonya ile ikili ticari ilişkilerini reel döviz kurunun etkilerini ikili dış ticaret üzerinde J eğrisi etkisi olup olmadığını araştırmışlardır. Engle ve Granger eşbütünleşme test etmişlerdir. Bu çalışma aynı zamanda bizim de çalışmamızın temelini oluşturan ikili dış ticaret modelini ele almaktadır. Çalışmada yer alan değişkenlerin arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunmamış ayrıca değişkenlerin

gecikmeli deęerleri ile iliřkiyi analiz etmiřler, sonu olarak J eęrisi iliřkisi belirleyememiřlerdir.

In ve Menon (1996), 7 OECD lkesinde reel dviz kuru ve ticaret haddi iliřkisini Granger nedensellik ve Engle ve Granger eřbtnleřme testiyle analiz etmiřlerdir. alıřma sonucunda, Kanada, Fransa, İtalya, Japonya, İngiltere, Almanya ve ABD’de ticaret hadleri ve reel dviz kurunun uzun dnemde eřbtnleřik olduęu sonucuna varmıřlar ve dviz kurundaki bir deęiřiklięin yedi OECD lkesinden beřinde ticaret hadlerini deęiřtirdięini, Almanya ve İtalya’da ise ticaret hadlerinden reel dviz kuruna doęru ters nedensellik olduęu sonucuna ulařmıřlardır.

Bahmani-Oskooee ve Brooks (1999) alıřmasında ABD’nin ikili ticaret ortaęı altı byk lkesi Fransa, Almanya, İtalya, Kanada, Birleřik Krallık ve Japonya ile 1973Q1-1996Q3 dnemine ait eyreklik veriler ile yapmıř oldukları ARDL analizi sonucunda kısa dnemde J eęrisi hipoteziyle tutarlı sonular elde edilememiřken uzun dnemde doların deęer kaybı Amerika’nın dıř ticaret dengesini olumlu etkilemiř ve J eęrisi hipotezinin uzun dnem sonularını desteklemektedir. Kısa dnemde J eęrisinin beklenen sonucunu karřılamadıęı Amerika Birleřik Devletleri ve ikili ticaret ortaklarıyla olan ticaret dengesi modellerinde J eęrisi etkisi bulunamamıřtır.

Onofowora (2003) alıřmasında reel dviz kurundaki deęiřimin ticaret dengesi zerindeki etkisi Tayland, Malezya Endonezya’nın ABD ve Japonya ile ikili ticareti 1980M1-2001M4 dnemini kapsayan er aylık verilerle eřbtnleřme analizi ve VAR modeli kullanılarak tahmin edilmiřtir. řoklara verilen tepkiler ise etki-tepki fonksiyonları ile arařtırılmıřtır. alıřma sonucunda, Malezya ve Endonezya’nın Japonya ve ABD ile ikili ticaretinde J eęrisi etkisi bulunmuř ancak Tayland- Japonya ikili ticaretinde reel dviz kurunun ticaret dengesine kısa dnemde verdięi tepki J eęrisinin beklenen sonucunun tam tersidir. Tayland-ABD ikili ticaretinde yine J eęrisi etkisi bulunduęu ifade edilmiřtir.

Hacker ve Hatemi-J (2004) geiř dnemindeki Avrupa lkeleri olan Polonya, Macaristan ve ek Cumhuriyeti’nin Almanya ile olan ikili ticaretini 1993M8-2002M7 dnemi iin aylık verilerle J eęrisi etkisini VAR analizi ile arařtırmıřlardır. alıřma sonucunda her bir lkenin Almanya ile ticaretinde reel dviz kurundaki deęer kaybı ticareti 4 ay gibi kısa dnemde olumsuz etkilemekte, uzun dnemde ise bu deęer kaybı

ikili ticareti olumlu etkilemektedir. Çalışmaya konu olan ülkeler için ele alınan dönem itibarıyla J eğrisi etkisinin olduğunu ifade etmişlerdir.

Bahmani-Oskooee ve Ratha (2004) çalışmalarında ABD ile 18 ticaret ortağının ikili ticaretinde reel döviz kurunun ticaret dengesi üzerindeki etkilerini 1975-2000 dönemi üçer aylık verilerle araştırmışlardır. Çalışma sonucunda ABD'nin ticaret ortağı 18 ülkeden 12'sinde değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi bulmuşlar ve 10 ülkede de uzun dönemde J eğrisi etkisi görülmüştür. Dolarda yaşanan değer kayıplarının ABD'nin ikili ticaretini uzun dönemde olumlu yönde etkileyeceğine dair sonuç elde etmişlerdir.

Narayan (2006) çalışmasında, Çin- ABD ikili ticaretinde reel döviz kurunun ticaret dengesi üzerindeki etkileri ARDL yöntemi ve etki-tepki fonksiyonlarıyla 1979M11-2002M9 dönemi için aylık verilerle araştırılmıştır. Çalışma sonucunda serilerin uzun dönem eşbütünleşik olduğu ve Yuan'da değer kaybetmesi hem kısa hem de uzun dönemde ikili ticaret dengesini olumlu etkileyecektir. Hem kısa hem de uzun dönemde ticaret dengesini olumlu etkilemesi nedeniyle Çin- ABD ikili ticaretinde ele alınan dönem itibarıyla J eğrisi etkisi bulamamıştır.

Bahmani-Oskooee ve Wang (2006), Çin'in dış ticaretinden en büyük payı alan 13 ülke ile ikili ticaret dengesini 1983-2002 dönemi üçer aylık verilerle araştıran çalışmalarında J eğrisi etkisini araştırmak için ARDL sınır testi ve hata düzeltme modeli kullanmışlardır. Hong Kong dışında ülkelerde değişkenler arasında uzun dönemli eşbütünleşme bulunmuş ve Renminbi'de (Yuan) yaşanan değer kayıplarının ABD ile ticaretini uzun dönemde olumlu etkileyeceği ancak J eğrisi etkisi görülmediği sonucuna ulaşmışlardır.

Bahmani-Oskooee Goswami ve Talukdar (2008), Kanada'nın 20 ticaret ortağı ile yaptığı ikili ticarete reel döviz kurunun etkilerini 1973-2001 dönemi üçer aylık verilerle ARDL sınır testi yardımıyla analiz etmişlerdir. Çalışma sonucunda Kanada'nın ticaret ortaklarından 11 tanesiyle ikili ticaretinde J eğrisi etkisi görülürken çalışmada yer alan 9 ülkede J eğrisi etkisi görülmemiştir. Reel döviz kurunun uzun dönemde ikili ticareti olumlu etkilediği sonucuna ulaşmışlardır.

Bahmani-Oskooee ve Fariditavana (2016) çalışmasında tıpkı iki yazarın 2015 çalışmasında olduğu gibi doğrusal ve doğrusal olmayan ARDL modeli kullanılmıştır. Almanya'nın 6 ticaret ortağıyla ikili ticaretinde J eğrisi etkisinin araştırıldığı çalışmada 1971-2013 dönemine ait üçer aylık veri seti kullanılmıştır. Doğrusal ARDL modelinde

Almanya'nın ticaret ortağı üç ülkede J eğrisi etkisi görülürken, Doğrusal olmayan ARDL modelinin uygulanmasıyla 6 ülkeden 5 tanesinde J eğrisi etkisi olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Reel döviz kurunun doğrusal olmayan modelde asimetrik etkiler gösterdiği sonucuna ulaşmışlardır.

Nusair (2017) çalışmasında, Bahmani-Oskooee ve Fariditavana'nın 2015 ve 2016 yıllarında yapmış oldukları çalışmalar da kullandıkları NARDL modelini kullanmıştır. 16 Avrupa geçiş ekonomisi için üçer aylık verilerle J eğrisi etkisini hem doğrusal hem de doğrusal olmayan ARDL modeli ile araştırmışlardır. ARDL yöntemi ile yapılan analiz sonucunda 16 ülkede de J eğrisi etkisi görülmezken, doğrusal olmayan ARDL yöntemi ile analiz yapıldığında 16 ülkeden 12 tanesinde J eğrisi etkisine rastlamıştır. Ayrıca Rusya Federasyonu dışında tüm ülkelerde uzun dönem asimetrik etkiler olduğunu ifade etmiştir.

Bahmani-Oskooee ve Karamelikli (2021) çalışmasında Birleşik Krallığın Avrupa Birliğinden en büyük ticaret ortağı olan Almanya ile ikili ticareti endüstri düzeyinde 1999M1-2019M9 dönemi aylık verileri kullanılarak araştırılmıştır. 12 sektörde simetrik J eğrisi etkisi bulunurken, 21 sektörde asimetrik J eğrisi etkisi bulunmuştur. Ayrıca çalışmada doğrusal olmayan modelin endüstri düzeyinde kullanılması, ulusal para biriminin değer kaybetmesinde hangi sektörlerin daha fazla fayda ya da zarar sağlayabileceğini göstermişlerdir.

2.2. Türkiye'nin Dahil Olduğu Çalışmalar

Zengin (2000) çalışmasında 1994-2000 yılları arasında üçer aylık verilerle ihracat fiyat endeksi, ithalat fiyat endeksi ve reel döviz kuru arasındaki ilişkiyi VAR modeli ile analiz etmiştir. VAR analizi sonucunda; ithalat ve ihracat fiyat endekslerinden reel döviz kuruna doğru direkt bir nedensellik varken, reel döviz kurundan sadece ithalat fiyat endeksine doğru bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur.

Akbostancı (2004) çalışmasında, 1987-2000 dönemi üçer aylık verileriyle eşbütünleşme ve VAR yöntemiyle J eğrisinin etkisini araştırmıştır. Devalüasyonun uzun dönemde ticaret dengesini olumlu etkileyeceği ve Türkiye'de Marshall-Lerner koşulunun geçerli olduğu sonucuna ulaşmıştır. Kısa dönemde yurtiçi gelirdeki bir artışın ticaret dengesini olumsuz etkileyeceği ve bunun istatistiki olarak da anlamlı olduğunu belirtmiştir. Etki-tepki analizi yardımıyla Türkiye'nin reel döviz kurunun dış ticaret

üzerindeki etkisinin J eğrisi şeklinde olmadığını ve Türkiye için S eğrisinin geçerli olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Yamak ve Korkmaz (2005) çalışmalarında, 1995- 2004 yılları arasında üçer aylık verilerle reel döviz kurunun dış ticaret ilişkisini mal grupları boyutunda VAR modeli ile analiz etmişlerdir. Çalışma sonucunda uzun dönemde değişkenler arasında eşbütünleşme bulamamışken, kısa dönemde reel döviz kuru ve ticaret dengesi arasında ticaret dengesinden (sermaye malları) reel döviz kuruna doğru tek yönlü ilişki bulmuşlardır.

Karagöz ve Doğan (2005) çalışmalarında aylık verilerle 1995M1-2004M6 döneminde Türkiye’de reel döviz kurunun ithalat ve ihracat ile ilişkisini eşbütünleşme ve nedensellik testleriyle incelemiştir. Analiz sonucunda 2001 yılı dışında hiçbir dönemde döviz kurunun ithalat ve ihracat ile arasında anlamlı bir ilişki bulamamışlardır.

Gül ve Ekinci (2006) çalışmalarında Türkiye’nin reel döviz kuru ile ihracat ve ithalat arasındaki ilişkiyi 1990M1-2006M8 dönemi için VAR modeli kullanarak analiz etmişler ve Johansen eşbütünleşme testi ile reel döviz kuru ile ihracat ve ithalat arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu tespit ederek ilişkinin yönü için Granger nedensellik testi uygulamışlardır. Çalışma sonucunda, ihracat ve ithalattan reel döviz kuruna doğru tek yönlü nedensellik olduğu belirtmişlerdir.

Halıcıoğlu (2007) 1960-2000 dönemine ait yıllık veri ile Türkiye’nin 9 ticaret ortağı ile yapmış olduğu çalışmada J eğrisinin ikili ve toplam düzeyde etkinliğini araştırmıştır. Çalışmada VAR modeli ve etki-tepki fonksiyonları kullanılmıştır. Çalışma sonucunda J eğrisinin varlığına dair kanıt bulunamamış ancak Marshall-Lerner koşulunun Almanya, Hollanda, İtalya, İsviçre ve ABD için geçerli olduğu görülmüştür. Ayrıca uzun dönemde bazı ülkelerin Türkiye ile ticareti ilişkilerinde Türk lirasındaki değer kayıplarının dış ticareti olumlu etkileyeceği sonucuna ulaşılmıştır.

Halıcıoğlu (2008a), Türkiye için J eğrisinin varlığını uzun ve kısa dönem analizini 1980-2005 dönemi yıllık verileri ile ARDL sınır testi ile analiz etmiştir. Çalışma sonucunda, devalüasyonun uzun dönemde ticaret dengesi üzerinde bir etkisi bulunmazken, devalüasyon kısa dönemde ticaret dengesini olumlu etkilediği sonucuna ulaşmıştır.

Halıcıoğlu (2008b), 1985-2005 dönemine ait üç aylık zaman serisi verilerini kullanarak Türkiye’nin 13 ticaret ortağıyla J eğrisi ilişkisini araştırdığı çalışmasında

Bahmani- Oskooee'nin 2006 çalışmasında kullanmış olduğu modeli ARDL Sınır testi ile analiz etmiştir. Çalışma sonucunda kısa dönemde J eğrisi etkin olmasa bile uzun dönemde Türk lirasında yaşanan değer kayıpları Türkiye'nin İngiltere ve ABD ile dış ticaretini olumlu etkilemiştir.

Vergil ve Erdoğan (2009), 1989-2005 dönemi için çeyreklik verilerle Bahmani-Oskooee'nin 1985 yılında yapmış oldukları çalışmadaki metodolojiyi kullanarak J eğrisi etkisini Almon çok terimli model yardımıyla araştırmışlar ve Türk lirasında yaşanan değer kaybının ticaret dengesini 1 yıllık süreçte bozduğunu sonrasında ise ticaret dengesinde bir iyileşme görüldüğü belirtmişlerdir. Çalışma sonucunda J eğrisi etkisi görülmüş ve Türkiye için Marshall-Lerner koşulunun sağlandığı sonucuna ulaşmışlardır.

Alptekin (2009) çalışmasında VAR modeli kullanarak 1992-2009 yılları arasında aylık verilerle reel döviz kuru ve dış ticaret arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Kısa dönemde değişkenler arasında nedensellik ilişkisi bulunamamış ve reel döviz kurunun dış ticaret dengesini sağlamada anlamlı bir fonksiyonu olmadığı sonucuna ulaşmışlardır.

Başar ve Künü (2012) çalışmalarında Türkiye'nin ihracat partneri olan 34 ülkeye ait 2001-2011 dönemine ait döviz kuru, ticaret ortağı ülke geliri ve nüfusu Panel veri analizi GMM (Genelleştirilmiş Momentler Metodu) yöntemi kullanılmıştır. Analiz sonuçlarına göre, Türkiye'nin ticaret ortağına yaptığı ihracat ticaret ortağı ülkenin geliriyle aynı yönde hareket etmektedir.

Bilman (2012) çalışmasında 1980-2010 dönemi yıllık verileriyle iki yanlı ticaret dengesi ve reel döviz kuru arasındaki ilişkide J ve S eğrilerini ve HML (Harberger, Laursen ve Metzler) etkisini Çapraz Korelasyon Fonksiyonuyla analiz etmiştir. Çalışma sonucunda, Türkiye'nin 9 ülke ile dış ticaret ilişkisinde J eğrisi hipotezi ve HML etkisi, 4 ülke içi ters J eğrisi etkisi ve 3 ülke içinde gecikmiş J eğrisi etkisinin olduğu sonucuna varmıştır. Türkiye'nin dış ticaretinde analizde dahil edilen hiçbir ülkede S eğrisinin geçerli olmadığını ve fiyatlar genel düzeyinde yaşanacak düşüşlerin dış ticareti geliştireceğini belirtmiştir.

Gümüştekin (2012) çalışmasında, 1989-2011 dönemi üçer aylık verilerle Türkiye'nin ticaret ortağı Almanya ile ticaretinin yoğunlaştığı 20 endüstride ikili ticaret dengesi üzerindeki J eğrisi etkisini ARDL sınır testi ile araştırmıştır. Çalışma sonucunda hem kısa hem de uzun dönemde J eğrisi etkisi görülmemiş ancak ticaret dengesini

belirlemede hem reel döviz kurunun hem de ülke gelirlerinin sektörler için etkili olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Bal ve Demiral (2012) çalışmalarında Türkiye-Almanya ikili ticaretinde reel döviz kurundaki değişimler ile dış ticaret gelişmeleri arasındaki kısa ve uzun dönem ilişkisi 2002:1-2012:9 dönemleri aylık verilerle Johansen eşbütünleşme, Granger nedensellik testleriyle analiz etmişlerdir. Çalışma sonucunda Marshall- Lerner koşulunun uzun dönemde sağlandığını ve reel döviz kuru ve yurtiçi gelirin ticaret dengesinin nedeni olduğunu ifade etmişlerdir.

Demirtaş (2014) çalışmasında Türkiye ve Almanya ikili ticaretinde ARDL sınır testi yardımıyla 2002-2012 dönemi aylık verileriyle Türk lirasında yaşanan değer kayıplarının ticaret dengesi üzerindeki etkilerini araştırmıştır. Çalışma sonucunda elde edilen ilk sonuç, reel döviz kuru ticaret dengesi üzerinde kısa ve uzun dönemde anlamlı bir etkiye sahiptir. Hem kısa hem de uzun dönemde reel döviz kurundaki artışlar ticaret dengesini arttırdığı için J eğrisi etkisinin uzun dönem durumuyla benzer olduğu görülmektedir. Çalışmanın bir diğer sonucu ise, yurtiçi gelirdeki artış hem kısa hem de uzun dönemde ticaret dengesini olumsuz etkilemektedir. Almanya'nın gelirinde meydana gelen artış uzun dönemde ticaret dengesi üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahip olmadığı sonucuna ulaşmıştır.

Karamelikli (2016) çalışmasında, Türkiye'nin dış ticaretinde J eğrisi etkisini hem üçer aylık hem de aylık verilerle hesaplamıştır. 2003-2015 dönemi çeyrek dönemlik verilerle yaptığı NARDL analizinde değişkenler arasında uzun dönemli anlamlı bir ilişki tespit edilememiş ve asimetrik ilişkiye rastlanmamıştır. 2003-2015 dönemi için aylık verilerle yaptığı NARDL analizinde ise uzun dönem asimetrik, kısa dönem simetrik bir ilişkiye ulaşan yazar aynı zamanda değişkenler arasında uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisine de rastlamıştır. Sonuç olarak, Türk lirasında yaşanan değer kayıplarının uzun dönemde ticaret dengesine etkisini pozitif bulurken kısa dönemde J eğrisi etkisi bulunamamıştır.

Yurtoğlu (2017), reel döviz kuru ile ihracat arasındaki ilişkiyi 1997:1-2016:6 dönemi aylık verileriyle Granger nedensellik testiyle analiz etmiştir. Çalışmada nedensellik ilişkisi bulunamamıştır.

Bahmani-Oskooee ve Halıcıoğlu (2017) çalışmalarında döviz kurundaki değişikliklerin Türkiye'nin ikili ticaret ortağı ülkeler (Kanada, Danimarka, Fransa,

Almanya, İtalya, Japonya, Hollanda, Portekiz, İspanya, Birleşik Krallık ve Amerika Birleşik Devletleri) doğrusal ve doğrusal olmayan ARDL yöntemi ile analiz etmişlerdir. Türk lirasının değer kazanmasının Türkiye'nin ikili ticaretinde bir etkisinin olmadığını, ancak Türk lirasının Euro ve Pound karşısındaki reel değer kaybının Fransa, Almanya, İtalya, Portekiz ve Birleşik Krallık ile olan ticaretini olumlu etkileyeceği sonucuna ulaşmışlardır. Çalışmada ayrıca, Türkiye'nin seçili ülkelerle ikili ticaretinde J eğrisinin geleneksel tanımına uymayan sonuçlar elde etmişlerdir.

Uslu (2018) çalışmasında, Türkiye'nin ithalat, ihracat ve dış ticaret dengesi üzerinde reel efektif döviz kuru, yurtiçi milli gelir, dünya milli gelir düzeyinin etkilerini 1989-2018 yılları arasında üçer aylık verilerle üç ayrı modelle araştırmıştır. ARDL analiziyle yaptığı çalışma sonucunda, sadece ticaret dengesi modelindeki serilerin eşbütünlük olduğu sonucuna varmıştır. Türkiye'de J eğrisi etkisi ve Marshall-Lerner koşulunun gerçekleşmediğini ifade etmiştir.

Ari, Cergibozan ve Cevik (2018) çalışmalarında, Türkiye'nin Avrupa Birliğine üye 18 ülke ile ikili ticaretini 1990-2017 dönemi üçer aylık verileriyle doğrusal ve doğrusal olmayan ARDL yaklaşımıyla J eğrisinin geçerliliğini analiz etmişlerdir. Doğrusal ARDL modelinde reel döviz kurunun kısa vadede ticaret dengesi üzerinde etkisi anlamlı ve ticaretin bozulacağı yönünde olsa da J eğrisi etkisi bulunmadığını belirtmişlerdir. Doğrusal olmayan ARDL sonucunda ise, Fransa, Almanya, Macaristan, Yunanistan ve Hollanda ile ikili ticarete reel döviz kurundaki değer kayıpları kısa dönemde ticareti bozarken uzun dönemde ticaret dengesi üzerindeki etkileri olumlu olarak bulunmuş ve 18 ülkeden 5'inde J eğrisi etkisi olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Keskin (2019), Türkiye ile 28 AB ülkesi ve Almanya arasındaki dış ticarete J eğrisi etkisi 1999M1- 2018M4 dönemi arasında ARDL ve NARDL yöntemleri ile karşılaştırmalı olarak araştırmış ve sonuç olarak NARDL yöntemini hem asimetrisini ölçmede hem de J eğrisi etkileri ölçmede daha güvenli bulmuştur.

Tunçbilek Kaya (2020) çalışmasında, Türkiye'nin seçili 12 ticaret ortağı ülke ile dış ticaretinde reel döviz kurunun etkisini 2005M1-2019M2 dönemi aylık verilerle NARDL yöntemini kullanarak araştırmıştır. Çalışma sonucunda Çin, İtalya ve İngiltere ile Türkiye'nin ikili dış ticaretinde uzun dönem ilişki tespit edememiştir. ABD, İspanya, Fransa ve Güney Kore ile Türkiye arasında dış ticarete J eğrisi etkisi olduğu sonucuna

ulaşmış çalışmada yer alan 6 ülkede ise döviz kuru değişimlerinin ticaret dengesi etkilerinin asimetrik olduğunu tespit etmiştir.

Küçüksoy ve Akkoç (2020) çalışmalarında, Türkiye-Çin ikili ticaretinde reel döviz kurunun etkilerini hem sektörler bazında hem de ekonominin genelinde 2013-2019 dönemi aylık verilerini kullanarak doğrusal olmayan ARDL yöntemi ile analiz etmişlerdir. Çalışma sonucunda, reel döviz kurunun ticaret dengesi üzerindeki etkisi kısa dönemde asimetrik olduğunu ifade etmişlerdir. Türkiye-Çin ikili ticaretinde incelenen dönemde J eğrisi etkisi görülmemiştir.

Ünal (2021), Türkiye-Rusya ikili ticaretinde reel döviz kurunun etkilerinin araştırıldığı çalışmasında 2000M1-2019M8 dönemine ait aylık veriler ARDL sınır testi ile analiz edilerek Türkiye-Rusya ikili ticaretinde J, S eğrileri ve Marshall-Lerner koşulunun etkinliği araştırılmıştır. Çalışma sonucunda, Reel döviz kurunun hem uzun hem de kısa dönemde ticaret dengesini olumlu etkilediği, J eğrisinin sadece uzun dönemde geçerli olduğunu tespit etmişlerdir.

Güler (2021), 2013M1-2020M5 dönemi aylık verileri ile reel efektif döviz kurunda meydana gelen negatif ve pozitif şokların ve seçilmiş makroekonomik değişkenlerle hem ihracat hem de ticaret dengesi üzerindeki etkileri kısa ve uzun dönemde asimetrik olmayan ilişkiler NARDL yaklaşımı ile analiz edilmiştir. Çalışma sonucunda ihracatın asimetrik belirleyicileri için kurulan modelde kısa ve uzun dönemde asimetrik etkiler bulunmuş ve reel döviz kurunun negatif şoklarının ihracatı arttırdığını, AB büyüme oranının ihracatın asimetrik bir belirleyicisi olduğunu tespit etmiştir. Dış ticaret dengesinin asimetrik belirleyicilerine ilişkin modelde ise, reel döviz kuru ve dış ticaret arasında ters yönlü asimetrik bir ilişki bulmuş ve reel döviz kurundaki değer artışlarının ticaret dengesini önce olumlu etkilediğini uzun dönemde ise ticaret dengesinin bozulmasına neden olduğunu ifade etmiştir. Son olarak reel döviz kurunun negatif etkilerinin dış ticaret üzerinde meydana getirdiği olumlu etkinin reel döviz kurunun pozitif etkilerinin meydana getirdiği olumlu etkilerden iki kat fazla olduğunu tespit etmiştir.

Tablo 2. 1. Reel döviz kuru dış ticaret ilişkisine ait literatür

Yazarlar	Yöntem	Ülkeler ve Veri Seti	Sonuç
Bahmani-Oskooee (1985)	Almon tipi gecikmesi dağıtılmış model	1973-1980 yılları Yunanistan, Hindistan, Tayland ve Kore	Devalüasyon sonrası ticaret dengesinde bir artış sonrası ticaret dengesinin bozulduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Rose ve Yellen (1989)	Engle-Granger Eşbütünleşme testi	ABD'nin ticaret ortağı olan Kanada, Fransa, Almanya, İtalya, İngiltere ve Japonya	J eğrisi ilişkisine rastlanmamıştır.
In ve Menon (1996)	Granger nedensellik ve Engle-Granger Eşbütünleşme testi	7 OECD ülkesi Kanada, Fransa, ABD, İngiltere, Almanya, Japonya ve İtalya	Ticaret hadler ve reel döviz kurunun uzun dönemde eşbütünleşik olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Almanya ve İtalya'da ticaret hadlerinden reel döviz kuruna doğru nedensellik olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Bahmani-Oskooee ve Brooks (1999)	ARDL analizi	1973-1996 dönemine ait çeyreklik veriler kullanılarak ABD'nin 6 büyük ticaret ortağı	Uzun dönemde reel döviz kuru ticaret dengesine olumlu etkilerken kısa dönemde sonuçları J eğrisi etkisinin varlığını kanıtlamamaktadır.
Zengin (2000)	VAR analizi	1994-2000 dönemine ait üçer aylık veriler ile Türkiye'nin ihracat ve ithalat ve reel döviz kuru ilişkisi	İthalat ve ihracat fiyat endeksinden reel döviz kuruna doğru nedensellik olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Onofowora (2003)	Eşbütünleşme testi ve VAR analizi	ABD ve Japonya'nın Tayland, Malezya ve Endonezya ile ikili ticareti 1980-2001 yılları	Malezya ve Endonezya'nın Japonya ve ABD ile ikili ticaretinde J eğrisi etkisi bulunmuş. Tayland ve Japonya ikili ticaretinde reel döviz kurunun ticaret dengesine kısa dönemde etkisi pozitifdir.
Hacker ve Hatemi J (2004)	VAR analizi	Almanya'nın Polonya, Macaristan ve Çek Cumhuriyeti ile ikili ticareti 1993-2002 aylık verilerle	Her bir ülkenin Almanya ile ikili ticaretinde J eğrisi etkisi görülmüştür.
Bahmani-Oskooee ve Ratha (2004)	Sınır testi ve ARDL analizi	ABD'nin 18 ticari ortağı ülke ile 1975-2000 dönemi üçer aylık verilerle	Kısa dönemde J eğrisi görülmezken, uzun dönemde reel döviz kurundaki düşüşlerin ABD'nin dış ticaretini olumlu yönde etkilediği sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo 2. 1. (Devam) *Reel döviz kuru dış ticaret ilişkisine ait literatür*

Akbostancı (2004)	Eşbütünleşme ve VAR analizi	1987-2000 dönemine ait üçer aylık veriler ile J eğrisi ilişkisi	Türkiye’de reel döviz kurunun dış ticaret üzerindeki etkisinin J eğrisi şeklinde olmadığını bu ilişkinin S eğrisi şeklinde olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Yamak ve Korkmaz (2005)	Eşbütünleşme ve VAR analizi	1995-2004 dönemine ait üçer aylık veriler	Değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin olmadığı ile kısa dönemde reel döviz kuru ve ticari denge arasındaki ilişki sermaye malları ticareti tarafından belirlendiği sonucuna ulaşılmıştır.
Karagöz ve Doğan (2005)	Eşbütünleşme ve Nedensellik analizleri	1995-2004 dönemine ait aylık veriler	Döviz kurunun ithalat ve ihracat ile arasında anlamlı bir ilişki bulunamamıştır.
Gül ve Ekinci (2006)	Johansen eşbütünleşme ve Granger nedensellik testi	1990-2006 dönemine ait aylık veriler	İhracat ve İthalattan reel döviz kuruna tek yönlü nedensellik olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Narayan (2006)	ARDL analizi ve Etki-Tepki fonksiyonları	1979-2002 dönemi aylık veriler ile Çin ve ABD arasındaki ikili ticaret	Serilerin uzun dönemde eşbütünleşik olduğu ve Yuan’daki değer kayıplarının hem kısa hem de uzun dönemde Çin ABD ikili ticaretini olumlu etkilediği sonucuna ulaşılmıştır.
Bahmani-Oskooee ve Wang (2006)	ARDL sınır testi	1983-2002 dönemi üçer aylık veriler Çin’in 13 ticaret ortağı ülke ile ikili ticareti	Yuan’da yaşanan değer kayıplarının uzun dönemde Çin’in ticaret ortağı ülkeler ile ticaretini olumlu etkilediği ancak J eğrisi ilişkisinin görülmediği sonucuna ulaşılmıştır.
Halıcıoğlu (2007)	VAR analizi ve etki-tepki fonksiyonu	1960-2000 dönemine ait yıllık veriler ile Türkiye’nin 9 ticaret ortağı ile ayrı ayrı ve toplam düzeyde ticareti	Çalışmada J eğrisi etkisine dair bir kanıt bulunamamış ancak Marshall-Lerner koşulunun Almanya, Hollanda, İtalya, İsviçre ve ABD için geçerli olduğu görülmüştür.
Halıcıoğlu (2008a)	ARDL sınır testi	1980-2005 dönemine ait yıllık veriler	Türk lirasının döviz karşısında değer kaybetmesi kısa dönemde ticaret dengesini arttırırken, uzun dönemde etkisi bulunamamıştır.

Tablo 2. 1. (Devam) *Reel döviz kuru dış ticaret ilişkisine ait literatür*

Halicioğlu (2008b)	ARDL sınır testi	1985-2005 dönemine ait üçer aylık veriler ile Türkiye'nin 13 ticaret ortağı ülke ile J eğrisi etkisi	Uzun dönemde bir etki J eğrisi etkisi söz konusu değildir.
Bahmani-Oskooee ve Goswami ve Talukdar (2008)	ARDL sınır testi	1973-2001 dönemi üçer aylık verileri ile Kanada'nın 20 ticaret ortağı ülke ile ikili ticareti	Kanada'nın ticaret ortağı 11 ülke ile ikili ticaretinde J eğrisi etkisi görülürken 9 ticaret ortağı ülkede J eğrisi etkisinin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.
Vergil ve Erdoğan (2009)	ARDL analizi Almon modeli	1989-2005 dönemine ait üçer aylık veriler kullanılarak Türkiye için ithalat fonksiyonu	Marshall-Lerner koşulunun sağladığı ve Türkiye için döviz kurları ile ticaret dengesi arasında uzun dönemli ilişki olduğu sonucuna varmışlardır. Almon modeline göre J eğrisi etkisi görülmüştür.
Alptekin (2009)	VAR analizi	1992-2009 dönemine ait aylık verilerle	Kısa dönemde değişkenler arasında nedensellik ilişkisi olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.
Başak ve Künü (2012)	Panel GMM analizi	2001-2011 dönemine ait yıllık verilerle Türkiye'nin ihracat yaptığı 34 ticaret ortağı ülke	Türkiye'nin ihracatı, ticaret ortağı ülkenin geliriyle aynı yönde hareket ettiği sonucuna ulaşılmıştır.
Bilman (2012)	Çapraz Korelasyon Fonksiyonu analizi	1980-2010 dönemine ait yıllık verilerle Türkiye'nin 9 dış ticaret ortağı ülke ile	J ve HML etkisi ülkeden 4'ü için ters J, 3 ülke için ise gecikmiş J eğrisi etkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Gümüştekin (2012)	ARDL analizi	1989-2011 dönemine ait üçer aylık verilerle Türkiye-Almanya endüstri düzeyinde	Hem kısa hem de uzun dönemde J eğrisi etkisi olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.
Bal ve Demiral (2014)	Johansen Eşbütünleşme ve Granger nedensellik testleri	2002-2012 dönemine ait aylık verilerle Türkiye-Almanya ikili ticareti	Marshall-Lerner koşulunun uzun dönemde sağlandığı sonucuna ulaşılmıştır.
Demirtaş (2014)	ARDL sınır testi	2002-2012 dönemine ait aylık verilerle Türkiye-Almanya ikili ticareti	Reel döviz kuru ikili ticaret dengesi üzerinde kısa ve uzun dönemli anlamlı sonuçlar bulunmuştur. Kısa dönemde J eğrisi etkisi benzer sonuçlara ulaşılamamıştır.

Tablo 2. 1. (Devam) Reel döviz kuru dış ticaret ilişkisine ait literatür

Karamelikli (2016)	Doğrusal olmayan ARDL analizi	Türkiye'nin 2003-2015 dönemine ait hem aylık hem de üçer aylık verilerle	Aylık verilerle yapılan analizde uzun dönemde asimetrik kısa dönemde simetrik etkiler bulunduğu sonucuna ulaşılrken üçer aylık verilerle yapılan analizde değişkenler arasında uzun dönemli anlamlı ilişki bulunmadığı sonucuna ulaşılmıştır.
Bahmani-Oskoeve ve Fariditavana (2016)	Doğrusal ve Doğrusal olmayan ARDL analizi	1971-2013 dönemine ait üçer aylık veriler ile Almanya'nın 6 ticaret ortağı ülke ile ikili ticareti	Doğrusal ARDL modelinde Almanya'nın ticaret ortağı üç ülkede J eğrisi etkisi olduğu sonucuna ulaşılmış ancak Doğrusal olmayan modelde 5 ülkede J eğrisi etkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Nusair (2017)	Doğrusal ve Doğrusal olmayan ARDL analizi	16 Avrupa geçiş ekonomisi ülkesinde üçer aylık veriler ile	Doğrusal ARDL analizinde 16 ülkede de J eğrisi etkisi görülmezken, Doğrusal olmayan ARDL analizinde 12 ülkede J eğrisi etkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Bahmani-Oskoeve ve Halicioğlu (2017)	Doğrusal ve Doğrusal olmayan ARDL analizi	Türkiye'nin ticaret ortağı 11 ülke ile ikili ticaretinde aylık veriler ile	Türkiye'ni seçili ülkeler ile ikili ticaretinde uzun dönemde J eğrisi etkisi görülürken kısa dönemde bu etki görülmediği sonucuna ulaşılmıştır.
Yurtoğlu (2017)	Granger nedensellik	1997-2015 dönemine ait aylık veriler Türkiye için	Ne reel döviz kurundan ihracata ne de ihracattan reel döviz kuruna doğru nedensellik bulunamamıştır.
Ari, Çergibozan ve Çevik (2018)	Doğrusal ve Doğrusal olmayan ARDL analizi	1990-2017 dönemine ait üçer aylık verilerle Türkiye'nin AB'ye üye 18 ülke ile ikili ticareti	Doğrusal ARDL analizinde J eğrisi etkisi bulunmadığı ve Doğrusal olmayan ARDL analizinde 5 ülkede J eğrisi etkisi olduğu sonucuna ulaşılmışlardır.
Uslu (2018)	ARDL analizi	1989-2018 dönemi üçer aylık verilerle	Sadece ticaret dengesi modelinde serilerin eşbütünleşik olduğu sonucuna ulaşılmışlardır.
Keskin (2019)	Doğrusal ve Doğrusal olmayan ARDL analizi	1999-2018 dönemine ait aylık veriler ile Türkiye ile 28 AB ülkesi ve Almanya	Doğrusal olmayan ARDL analizi doğrusal ARDL modeline göre daha güvenli bulunmuştur.

Tablo 2. 1. (Devam) *Reel döviz kuru dış ticaret ilişkisine ait literatür*

Tunçbilek Kaya (2020)	Doğrusal olmayan ARDL analizi	2005-2019 dönemine ait aylık veriler ile Türkiye'nin 12 ticaret ortağı ülke	ABD, İspanya, Fransa ve Güney Kore ile Türkiye arasında J eğrisi etkisi görüldüğü sonucuna ulaşılmış ve 6 ülkede asimetric etkiler görülmüştür.
Küçüksoy ve Akkoç (2020)	Doğrusal olmayan ARDL	2013-2019 dönemine ait aylık veriler ile Türkiye ve Çin ikili ticaretinde hem ülke geneli hem de sektörel bazda	Reel döviz kurunun ticaret dengesi üzerindeki etkisinin kısa dönemde asimetric olduğu sonucuna ulaşılmış ve J eğrisi etkisi görülmemiştir.
Bahmani-Oskooee ve Karamelikli (2021)	Doğrusal olmayan ARDL	1999-2019 dönemine ait aylık veriler ile Birleşik Krallığın Almanya ile ikili ticaretine endüstri düzeyinde analiz edilmiştir.	12 sektörde simetric J eğrisi etkisi, 21 sektörde ise asimetric J eğrisi etkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Güler (2021)	Doğrusal olmayan ARDL	2013-2020 dönemine ait aylık veriler ile	Kısa ve uzun dönemde asimetric etkiler bulunmuş ve reel döviz kurundaki negatif şokların ihracatı arttırdığı sonucuna ulaşılmıştır.
Ünal (2021)	ARDL sınır testi	2000-2019 dönemine ait aylık veriler ile Türkiye Rusya Federasyonu ikili ticareti	Reel döviz kurunun hem kısa hem de uzun dönemde ticaret dengesini olumlu etkilediği ancak J eğrisi etkisinin görülmediği sonucuna ulaşılmıştır.

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

3.EKONOMETRİK ANALİZ

Çalışmanın bu bölümünde konuyla ilgili ekonometrik analizlere yer verilmiştir. Bu kapsamda çalışmada Türkiye'nin dış ticaret dengesi Almanya, İtalya, İspanya, Birleşik Krallık, Amerika Birleşik Devletleri, Fransa, Rusya Federasyonu ve Çin Halk Cumhuriyeti ile olan ikili ticareti için her bir ticaret ortağı ayrı ayrı doğrusal ve doğrusal olmayan ARDL zaman serisi analizleri Eviews 10 paket programıyla yapılmıştır.

3.1.Veri Seti ve Model

Reel döviz kurunun dış ticaret üzerindeki etkilerini analiz edebilmek için Rose ve Yellen (1989) çalışmasındaki ticaret dengesi modeli takip edilmiştir. Rose ve Yellen, bir ülkenin dış ticaret dengesi modelini tahmin edebilmek için ülkenin milli geliri, ticarete bulunduğu ülkenin milli geliri ve döviz kuru değişkenlerini kullanmışlardır.

Değişkenlerin seçiminde literatürde yer alan Rose ve Yellen (1989), Rose (1990), Onafowara (2003), Bahmani-Oskooee ve Ratha (2007), Bahmani-Oskooee ve Fariditavana (2015)' in çalışmalarında kullanmış oldukları ticaret dengesi modelleri esas alınmıştır. Bu durum denklem 3.1'de model gösterilmiştir. Denklemde yer alan değişkenler; $TB_{i,t}$ ticaret dengesi, $Y_{tur,t}$ Türkiye'nin reel geliri, $Y_{i,t}$ ticaret ortağı ülkenin reel geliri ve $RER_{i,t}$ reel döviz kurunu ifade etmektedir.

$$\ln TB_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_{tur,t} + \beta_2 \ln Y_{i,t} + \beta_3 \ln RER_{i,t} + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

Bu çalışmanın amacı, Türkiye'nin ticaret ortaklarıyla olan ikili ticaretinde reel döviz kurunun dış ticaret dengesine etkilerini incelemektir. Türkiye'nin Almanya, Fransa, İtalya, İspanya, Birleşik Krallık, Rusya Federasyonu, Amerika Birleşik Devletler ve Çin Halk Cumhuriyeti ile ikili ticaretini aylık veriler kullanarak ARDL ve NARDL modelleri ile analiz edilmiştir. Çalışmada verilere ait zaman kısıtı nedeniyle her bir ülke için farklı dönemlere ait veriler kullanılmıştır. Almanya, Fransa, İtalya, İspanya, Amerika Birleşik Devletler ile ikili ticareti 2000M1-2020M1 aylık verileri kullanılarak analiz edilmiştir. Türkiye-Rusya ticaret dengesi modelinde ise 2010M4- 2019M6 veriler kullanılmıştır. Türkiye-Birleşik Krallık modelinde 2002M1-2020M1 dönemine ait veriler kullanılmıştır.

Türkiye-Çin modeli için 2012M3-2018M11 dönemine ait ulaşılabilen veriler kullanılmıştır. Tüm değişkenlerin doğal logaritmaları modele dahil edilmiştir.

Çalışmada kullanılan değişkenlere ait açıklamalar aşağıda verilmiştir.

TB_i = Türkiye'nin ticaret ortağı olan ülkeyle ihracatının ithalatına oranını ifade etmektedir. Bu oran aynı zamanda ihracatın ithalatı karşılama oranı olarak da kullanılmaktadır.

Y_{tur} = Türkiye'nin milli gelirini ifade etmektedir. Modelde aylık veri kullanıldığı için ve GDP verisi aylık olarak verilmediği için mevsimsellikten arındırılmış Sanayi Üretim Endeksi verisi olan IPI (Industrial Product Index 2010=100) kullanılmıştır.

Y_i = Türkiye'nin ticaret partneri olan ülkelere ait milli geliri ifade etmektedir. Mevsimsellikten arındırılmış sanayi üretim endeksi ifade etmektedir.⁷

RER_i = Türkiye'nin ticaret ortağı olan ülke para birimine karşı Türk lirasının ikili döviz kuru olarak ifade edilir. Reel döviz kurundaki bir azalış Türk lirasının değer kaybetmesi olarak yorumlanmaktadır. Reel döviz kurunu hesaplamak için denklem 3.2 kullanılmıştır.

$$RER_{i,t} = \frac{CPI_{tur}}{NER_{i,t} * CPI_{i,t}} \quad (3.2)$$

$CPI_{tur,t}$ Türkiye için tüketici fiyat endeksini, $CPI_{i,t}$ ticaret ortağı ülkelerin tüketici fiyat endeksini, $NER_{i,t}$ ise "i" ülkesi parasının Türk lirası cinsinden değeri nominal döviz kurunu ifade etmektedir. Ticaret ortağı ülkeler için Almanya, Fransa, İspanya için Euro; Amerika Birleşik Devletler için Dolar, Birleşik Krallık için Sterlin; Rusya Federasyonu için Ruble ve Çin Halk Cumhuriyeti için Yuan para birimi kullanılmıştır.

Modeldeki i Türkiye'nin ticaret partnerlerini temsil etmesi amacıyla verilmiştir (i = Almanya, Fransa, İtalya, Rusya Federasyonu, İspanya, Birleşik Krallık, Amerika Birleşik Devletleri ve Çin Halk Cumhuriyeti).

Eşitlik 3.1'deki β_0 sabit terimi ve ε_t ise hata terimini ifade etmektedir.

⁷Çin'e ait sanayi üretim endeksi verisinin mevsimsellikten arındırılmış hali IFS veri tabanında bulunmadığı için, Eviews paket programında Tramo-Seats mevsimsellikten arındırma yöntemiyle mevsimsel etkilerden arındırılarak analiz edilmiştir.

Tablo 3. 1. Çalışmada kullanılan değişkenlerin kaynakları

Değişken	Kapsamı	Dönemi	Kaynağı
TBger	Türkiye'nin ticaret ortağı Almanya ile ihracatının ithalatını karşılama oranını ifade eder. İhracat/ İthalat olarak hesaplanıp logaritması alınmıştır.	2000:M01-2020:M01 dönemine ait aylık veriler kullanılmıştır.	IMF Data-DOTS
TBitaly	Türkiye'nin ticaret ortağı İtalya ile ihracatının ithalatını karşılama oranını ifade eder.	2000:M01-2020:M01 dönemine ait aylık veriler kullanılmıştır.	IMF Data- DOTS
TBspain	Türkiye'nin ticaret ortağı İspanya ile ihracatının ithalatını karşılama oranını ifade eder.	2000:M01-2020:M01 dönemine ait aylık veriler kullanılmıştır.	IMF Data- DOTS
TBrus	Türkiye'nin ticaret ortağı Rusya Federasyonu ile ihracatının ithalatını karşılama oranını ifade eder.	2010:M04-2019:M06 dönemine ait aylık veriler kullanılmıştır.	IMF Data- DOTS
TBusa	Türkiye'nin ticaret ortağı Amerika Birleşik Devletleri ile ihracatının ithalatını karşılama oranını ifade eder.	2000:M01-2020:M01 dönemine ait aylık veriler kullanılmıştır.	IMF Data- DOTS
TBchina	Türkiye'nin ticaret ortağı Çin Halk Cumhuriyeti (Mainland) ile ihracatının ithalatını karşılama oranını ifade eder.	2012:M03-2018:M11 dönemine ait aylık veriler kullanılmıştır.	IMF Data- DOTS
TBuk	Türkiye'nin ticaret ortağı Birleşik Krallık ile ihracatının ithalatını karşılama oranını ifade eder.	2002:M01-2020:M01 dönemine ait aylık veriler kullanılmıştır.	IMF Data- DOTS
TBfran	Türkiye'nin ticaret ortağı Fransa ile ihracatının ithalatını karşılama oranını ifade eder.	2000:M01-2020:M01 dönemine ait aylık veriler kullanılmıştır.	IMF Data- DOTS
Ytur	Türkiye'nin milli gelirini ifade etmesi için mevsimsellikten arındırılmış Sanayi Üretim Endeksi kullanılmıştır.	Hangi ülke analizde yer aldysa ilgili dönemler kullanılmıştır.	IMF Data- IFS
Yger	Almanya'nın milli gelirini ifade etmesi için mevsimsellikten arındırılmış Sanayi Üretim Endeksi kullanılmıştır.	2000:M01-2020:M01 dönemine ait aylık veriler kullanılmıştır.	IMF Data- IFS
Yitaly	İtalya'nın milli gelirini ifade etmesi için mevsimsellikten arındırılmış Sanayi Üretim Endeksi kullanılmıştır.	2000:M01-2020:M01 dönemine ait aylık veriler kullanılmıştır.	IMF Data- IFS
Yspain	İspanya'nın milli gelirini ifade etmesi için mevsimsellikten arındırılmış Sanayi Üretim Endeksi kullanılmıştır.	2000:M01-2020:M01 dönemine ait aylık veriler kullanılmıştır.	IMF Data- IFS

Tablo 3. 1. (Devam) Çalışmada kullanılan değişkenlerin kaynakları

Yrus	Rusya Federasyonu'nun milli gelirini ifade etmesi için mevsimsellikten arındırılmış Sanayi Üretim Endeksi kullanılmıştır.	2010:M04-2019:M06 dönemine ait aylık veriler kullanılmıştır.	IMF Data- IFS
Yusa	Amerika Birleşik Devletleri'nin milli gelirini ifade etmesi için mevsimsellikten arındırılmış Sanayi Üretim Endeksi kullanılmıştır.	2000:M01-2020:M01 dönemine ait aylık veriler kullanılmıştır.	IMF Data- IFS
Ychina	Çin Halk Cumhuriyeti'nin milli gelirini ifade etmesi için Sanayi Üretim Endeksi verisi Eviews'ta TromaSeats ile mevsimsellikten arındırılarak kullanılmıştır.	2012:M03-2018:M11 dönemine ait aylık veriler kullanılmıştır.	IMF Data- IFS
Yuk	Birleşik Krallığı'n milli gelirini ifade etmesi için mevsimsellikten arındırılmış Sanayi Üretim Endeksi kullanılmıştır.	2002:M01-2020:M01 dönemine ait aylık veriler kullanılmıştır.	IMF Data- IFS
Yfran	Fransa'nın milli gelirini ifade etmesi için mevsimsellikten arındırılmış Sanayi Üretim Endeksi kullanılmıştır.	2000:M01-2020:M01 dönemine ait aylık veriler kullanılmıştır.	IMF Data- IFS
RERger	Reel döviz kuru değişkeni, iki ülkenin tüketici fiyat endekslerinin birbirine oranlanıp nominal döviz kuru ile çarpımı yardımıyla hesaplanmıştır. Almanya için Euro para birimi kullanılmıştır.	2000:M01-2020:M01 dönemine ait aylık veriler kullanılmıştır.	CPI- IMF Data- IFS NER -TCMB
RERitaly	İtalya için Euro para birimi kullanılmıştır.	2000:M01-2020:M01 dönemine ait aylık veriler kullanılmıştır.	CPI- IMF Data- IFS NER -TCMB
RERspain	İspanya için Euro para birimi kullanılmıştır.	2000:M01-2020:M01 dönemine ait aylık veriler kullanılmıştır.	CPI- IMF Data- IFS NER -TCMB
RERrus	Rusya Federasyonu için Ruble para birimi kullanılmıştır.	2010:M04-2019:M06 dönemine ait aylık veriler kullanılmıştır.	CPI- IMF Data- IFS NER -TCMB
RERusa	Amerika Birleşik Devletleri için Dolar para birimi kullanılmıştır.	2000:M01-2020:M01 dönemine ait aylık veriler kullanılmıştır.	CPI- IMF Data- IFS NER -TCMB
RERchina	Çin Halk Cumhuriyeti için Yuan para birimi kullanılmıştır.	2012:M03-2018:M11 dönemine ait aylık veriler kullanılmıştır.	CPI- IMF Data- IFS NER -TCMB
RERuk	Birleşik Krallık için Sterlin para birimi kullanılmıştır.	2002:M01-2020:M01 dönemine ait aylık veriler kullanılmıştır.	CPI- IMF Data- IFS NER -TCMB
RERfran	İtalya için Euro para birimi kullanılmıştır.	2000:M01-2020:M01 dönemine ait aylık veriler kullanılmıştır.	CPI- IMF Data- IFS NER -TCMB

3.2.Yöntem

3.2.1.Birim Kök Testleri

ARDL modelini tahmin etmeden önce birim kök testleri yapılmalıdır. Birim kök testleri serilerin durağan olup olmadıklarını test edebilmek için yapılır.

3.2.1.1.ADF (*Augmented Dickey Fuller*) Birim Kök Testi

Augmented Dickey- Fuller (ADF) birim kök testi, bağımlı değişkenin gecikmeli değerini ekleyerek hata terimlerinde olabilecek otokorelasyonu hesaba katıp Dickey-Fuller (DF) testini düzeltir.

Dickey ve Fuller (1979) çalışmasında geliştirilen ve En Küçük Kareler (EKK) yöntemiyle parametre tahminine dayanmaktadır. Bu testin temel hipotezi serinin birim köke sahip olmadığını ifade etmektir. Serinin birim kök içermesi durağan olmadığını ifade eder. AR (1) modeli için birim kök testi süreci aşağıda verilmiştir.

$$\Delta y_t = \phi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.3)$$

ϕ parametresinin 1'e eşit olup olmadığı test edilerek birim kök araştırılması yapılır. Bunun için öncelikle denklem (3.3)'nin birinci farkları alınır.

$$\Delta y_t = \phi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

Dickey-Fuller denkleminin birinci farkı alındıktan sonra bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin modele dahil edilmesiyle Augmented Dickey-Fuller eşitlikleri elde edilir. ADF birim kök testi sonucunda hata terimlerindeki otokorelasyon ortadan kaldırılmış olacaktır.

$$\Delta y_t = \varphi y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.5)$$

$$\Delta y_t = \mu + \varphi y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.6)$$

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \varphi y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.7)$$

Denklem (3.5) sabitsiz ve trendsiz modeli ifade ederken modele sabit terimin eklenmesiyle denklem (3.6) sabit terim ve trendin eklenmesiyle ise denklem (3.7) elde edilmektedir. Test istatistiği Dickey ve Fuller tarafından oluşturulan τ (tau) tablosu ile karşılaştırılır.

$$H_0 : \varphi = 0 \quad \text{Seri durağan değildir.} \quad (3.8)$$

$$H_1 : \varphi < 0 \quad \text{Seri durağandır.}$$

Temel hipotez olan H_0 birim kökün varlığını ifade etmektedir. Bunun anlamı serinin durağan olmadığıdır. Hesaplanan test istatistiğinin tablo mutlak değeri tablo kritik değerinden büyük olması durumunda H_0 hipotezi reddedilerek serinin durağan olduğuna karar verilir.

Augmented Dickey-Fuller testinde önemli noktalardan bir tanesi gecikme uzunluğunun tespitidir. Gecikme uzunluğunun tespitindeki amaç otokorelasyonu ortadan kaldıracak kadar bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin dahil edilmesidir. Gecikme uzunluğunun tespitinde Akaike Bilgi Kriteri (AIC), Schwart Kriteri (SC), Hannan Quin (HQ) bilgi kriterleri kullanılmaktadır.

3.2.1.2. PP (Phillips- Perron) Birim Kök Testi

Phillips ve Perron (1988) zaman serisi analizinde birim kökün test edilmesiyle ilgili çalışmasında hata terimlerinin dağılımı için nonparametrik bir test geliştirmişlerdir. Augmented Dickey- Fuller test istatistiğinde, bağımlı değişkenin gecikmeli fark terimlerini ekleyerek hata terimlerindeki olası ilişkiyi hesaplayarak Dickey -Fuller sınaması yapmaktadır. Phillips – Perron (PP) test istatistiğinde hata terimlerindeki ardışık

ilişkiyi hesaplamak için gecikmeli farklar dahil edilmeden nonparametrik istatistiki yöntemler kullanılır (Gujarati, s.758).

Phillips-Perron test istatistiği tıpkı Dickey -Fuller testinde olduğu gibi sabitsiz ve trendsiz, sabitli, sabitli ve trendli olarak üç farklı regresyon modeli için tahmin yapmaktadır. (Sevüktekin, Nargeleçekenler s.365).

Phillips -Perron testinde seride birim kökün varlığını incelemek için denklem (3.9) kullanılmaktadır.

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \delta Y_{t-1} + \beta_1 \left(t - \frac{T}{2} \right) + u_t \quad (3.9)$$

Hipotez testi tıpkı ADF testinde olduğu gibidir. Yani;

$$H_0 : \delta = 0 \text{ Seri durağan değildir.} \quad (3.10)$$

$$H_0 : \delta < 0 \text{ Seri durağandır.}$$

Hipotez testi için Mac Kinnon (1996) kritik değerleri kullanılmaktadır.

3.2.2.Otoregresif Gecikmesi Dağıtılmış Model (ARDL)

Bir iktisadi teorinin test edilmesinde ve iktisadi ilişkilerin ortaya koyulmasında problemin dinamik boyutunun dikkate alınmaması tanımlama hatasına neden olabilmektedir. Dinamik modeller ise, otoregresif ve gecikmesi dağıtılmış modeller ile ifade edilebilmektedir.

Bağımlı değişkenin ve açıklayıcı değişkenlerin gecikmeli değerlerinin modelde açıklayıcı değişken olarak yer alması durumu otoregresif dağıtılmış gecikmeli modeller (ARDL) olarak adlandırılmaktadır.

Pesaran ve Shin (1999) tarafından geliştirilen ARDL yöntemi Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından genişletilmiştir.

Aralarında eşbütünleşik ilişki olduğuna karar verilen değişkenler arasında uzun ve kısa dönem ilişkileri belirlemek için Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Model (ARDL) kurulur. Öncelikle uzun dönem ilişkiyi belirlemek için uygun ARDL modeli belirlenir.

Değişkenlerin seçiminde literatürde yer alan Rose ve Yellen (1989), Rose (1990), Onafowara (2003), Bahmani-Oskooee ve Ratha (2007), Bahmani-Oskooee ve Fariditavana (2016)' nin çalışmalarında kullanmış oldukları ticaret dengesi modelleri esas alınmıştır.

$$\ln TB_{j,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln YTUR_t + \beta_2 \ln Y_{j,t} + \beta_3 \ln RER_{j,t} + \varepsilon_t \quad (3.11)$$

Modelde (3.11) yer alan RER; Türkiye ile ticaret ortağı ülke arasında, ikili reel döviz kurunu ifade etmektedir. Halıcıoğlu (2008), Bahmani-Oskooee (2015) izlenerek bütün serilerin doğal logaritmaları (ln) alınmıştır.

ARDL sınır testi yaklaşımını uygulayabilmemiz için değişkenlerden herhangi birinin I (2) olmaması koşulunun sağlanması gerekir. Değişkenlere birim kök sınaması gerçekleştirilerek değişkenlerin düzeyde ve/veya birinci farkında durağan olduğu araştırılır. ARDL modelinde değişkenlerden birinin I (2) olması durumunda Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen kritik değerler geçerli olamayacağı için ARDL modelini tahmin etmeden önce birim kök testleri yapılmalıdır.

Denklem (3.1)'in Pesaran vd. (2001)'e kısa dönem dinamikler eklenerek aşağıdaki ARDL modeline ulaşılmıştır. Standart ARDL modelini gösteren (3.1) nolu denklem tüm açıklayıcı değişkenlerin dış ticaret dengesi üzerindeki etkisinin kısa ve uzun dönemde simetrik olduğu varsayımını içermektedir.

$$\begin{aligned} \Delta \ln TB_{j,t} = & \beta_0 + \sum_{i=1}^{p1} \beta_{1,i} \Delta \ln TB_{j,t-i} + \sum_{i=0}^{p2} \beta_{2,i} \Delta \ln YTUR_{t-i} + \sum_{i=0}^{p3} \beta_{3,i} \Delta \ln Y_{j,t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{p4} \beta_{4,i} \Delta \ln RER_{j,t-i} + \lambda_1 \ln TB_{j,t-1} + \lambda_2 \ln YTUR_{t-1} + \lambda_3 \ln Y_{j,t-1} \\ & + \lambda_4 \ln RER_{j,t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3.12)$$

Yukarıdaki modelde β_0 ; sabit terimi, Δ ; birinci fark operatörünü, $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$; kısa dönem katsayılarını, $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \lambda_4$; uzun dönem katsayılarını, ε_t hata terimini ve p_1, p_2, p_3, p_4 ; optimal(uygun) gecikme uzunluklarını ifade etmektedir.

Uygun gecikme uzunluklarının belirlenmesinde Akaike Bilgi Kriteri (AIC), Schwartz Bayesian kriteri (SIC) ya da Hannan Quin kriteri (HQC) kullanılmaktadır. Seçilen bilgi kriterinin maksimum gecikme uzunluğuna kadar tüm hesaplanan değerler arasında en düşük değer olanının optimal gecikme uzunluğu olduğuna karar verilir. Otokorelasyon sorunu oluşursa bir sonraki en düşük değeri veren gecikme ile model tekrar tahmin edilir.

Hipotezlerin test edilebilmesi için değişkenlerin birinci farklarına F istatistiği değerleri hesaplanır. Pesaran vd. (2001) çalışmasındaki alt ve üst kritik değerler ile hesaplanan F istatistiği karşılaştırılır. Hesaplanan F istatistiği kritik değerlerden küçük ise seriler arasında eşbütünleşme olmadığı, hesaplanan F istatistiği kritik değerlerden büyük ise seriler arasında eşbütünleşme olduğu sonucuna varılır. Hesaplanan F istatistiği alt ve üst kritik değerler arasında ise bu durumda karar verilemez. (Özata, 2020, s. 45).

ARDL sınır testi hipotezleri aşağıdaki gibidir (Narayan, 2005:1981);

$$\begin{aligned} H_0 : \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = 0 & \text{ Eşbütünleşme yoktur.} \\ H_1 : \lambda_1 \neq \lambda_2 \neq \lambda_3 \neq \lambda_4 \neq 0 & \text{ Eşbütünleşme vardır.} \end{aligned} \quad (3.13)$$

H_0 hipotezi değişkenler arasında uzun dönem ilişki olmadığını yani değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisinin olmadığını gösterir. H_1 alternatif hipotez ise değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığını ifade etmektedir.

Yapılan sınır testi sonucunda, değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisi bulunması halinde, değişkenlere ait uzun dönem ilişkilerini belirlemek için ARDL modeli aşağıdaki şekilde tanımlanır. Daha sonra, değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisi tahmin edilir.

$$\begin{aligned}
\ln TB_{j,t} = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n1} \alpha_{1,i} \ln TB_{j,t-i} + \sum_{i=0}^{n2} \alpha_{2,i} \ln YTur_{t-i} \\
& + \sum_{i=0}^{n3} \alpha_{3,i} \ln Y_{j,t-i} + \sum_{i=0}^{p4} \alpha_{4,i} \ln RER_{j,t-i} + \varepsilon_t
\end{aligned} \tag{3.14}$$

Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki tahmin edildikten sonra kısa dönemli ilişkileri tahmin edebilmek için ARDL modeline dayalı hata düzeltme modeli tahmin edilir.

Değişkenlerin bütünleşme derecelerinin aynı olmasını gerektiren geleneksel eşbütünleşme testlerinin aksine (Pesaran, Shin ve Smith, 2001); I (0) ve I (1) olan değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin araştırılmasına olanak tanıyan sınır testi yaklaşımını geliştirmiştir. Bu yaklaşımın dayandığı istatistik koşullu bir kısıtsız denge düzeltme modeli (ECM) ele alınarak değişkenlerin gecikmeleri alınmış düzeylerinin önemini test etmede kullanılan genelleştirilmiş Dickey – Fuller tipi bir regresyondaki F ya da Wald istatistiğine benzerdir. Değişkenlerin yalnızca I (0) ya da I (1) olup olmaması dikkate alınmadığı için temel hipotez altında bu istatistiklerin asimptotik dağılımları standart değildir. Asimptotik kritik değerler bir tarafta tüm değişkenlerin I (0) diğer tarafta I (1) olduğu varsayımıyla iki kutuplu bir durum için oluşturulmuşlardır. ARDL sınır testinde öncelikle değişkenlerin bütünleşme derecelerine bakılmaksızın aralarındaki uzun dönem ilişki araştırılmaktadır.

Eşbütünleşme ilişkisinin araştırıldığı kısıtsız hata düzeltme modeli aşağıdaki gibidir:

$$\begin{aligned}
\Delta \ln TB_{j,t} = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n1} \alpha_{1,i} \Delta \ln TB_{j,t-i} + \sum_{i=0}^{n2} \alpha_{2,i} \Delta \ln YTur_{t-i} + \sum_{i=0}^{n3} \alpha_{3,i} \Delta \ln Y_{j,t-i} \\
& + \sum_{i=0}^{n4} \alpha_{4,i} \Delta \ln RER_{j,t-i} + \varphi ECM_{t-1} + \mu_t
\end{aligned} \tag{3.15}$$

ARDL sınır testini çalışmada uygulayabilmek için takip edilen aşamalar kısaca aşağıdaki gibidir:

1. Öncelikle VAR modelinden hareketle bilgi kriterleri dikkate alınarak uygun gecikme uzunluğu belirlenmektedir.
2. Seçilen gecikme uzunluğunda otokorelasyon, model belirleme hatası, değişen varyans problemi olmadığından emin olunmalıdır.
3. Belirlenen uygun gecikme uzunluğu ile ARDL modeli tahmin edilir.
4. Eşbütünleşmenin olmadığı ifade eden H_0 hipotezi F istatistiği ile test edilir.
5. Hesaplanan F istatistiği alt ve üst kritik değerden büyükse H_0 hipotezi reddedilerek eşbütünleşme ilişkisinin varlığından bahsedilir.
6. Kısa ve uzun dönem katsayılar tahmin edilir.
7. Kısa dönem ilişki hata düzeltme modeli yardımıyla tahmin edilmektedir. Burada hesaplanan hata düzeltme terimi uzun dönem modelinden elde edilmektedir. Hata düzeltme terimi, uzun dönemde dengeden bir sapmanın bir dönem sonra yüzde kaçının ortadan kalkacağını ifade etmektedir.

ARDL sınır testi yaklaşımının birçok avantajı olması nedeniyle tercih edilmektedir. Bu avantajlar;

- Modeldeki tüm değişkenlerin aynı dereceden bütünleşik olmaları gerekmez. Yani tüm değişkenler I (0) ya da I (1) olmaları gerekmez.
- Küçük örneklem için bile etkin tahminler elde eder.
- Değişkenlerin ikinci farkında ya da daha yüksek farklarında durağan olmaları ARDL modeli için uygun değildir.
- Tek bir indirgenmiş denklem ile uzun ve kısa dönem tahminleri yapmaya olanak sağlar. (Özata, 2020, s.45)

3.2.3.Doğrusal Olmayan ARDL Modeli (NonLinear AutoRegressive Distributed Lag-NARDL)

Shin vd., (2014) açıklayıcı değişkenlerin pozitif ve negatif kümülatif bileşenlerini modele dahil ederek asimetrik etkileri dikkate almaktadır ve modeli doğrusal olmayan forma dönüştürmektedir. Bu noktada, çalışmanın amacı döviz kurunun dış ticaret üzerindeki etkilerini analiz etmek olduğu ve gelir değişkenlerinin kontrol değişkeni olarak modele eklendiği düşünülürse, yalnızca reel döviz kuru değişkeni pozitif ve negatif kümülatif bileşenlerine ayrıştırılarak modele eklenmiştir.

$$\ln REX_t = \ln REX_0 + \ln REX_t^- + \ln REX_t^+ \quad (3.16)$$

$\ln REX_0$ başlangıç değerini ifade ederken $\ln REX_t^+$ reel döviz kurunun pozitif ve $\ln REX_t^-$ negatif değişimlerinin kümülatif toplamıdır. Aşağıdaki şekilde ifade edilmektedir:

$$\begin{aligned} \ln REX_t^+ &= \sum_{i=1}^t \Delta \ln REX_i^+ = \sum_{i=1}^t \max(\Delta \ln REX_i, 0) \\ \ln REX_t^- &= \sum_{i=1}^t \Delta \ln REX_i^- = \sum_{i=1}^t \min(\Delta \ln REX_i, 0) \end{aligned} \quad (3.17)$$

Ticaret dengesi modelimiz olan denklem (3.11)'de reel döviz kuru yerine reel döviz kurunun pozitif ve negatif bileşenlerinin eklenmesiyle aşağıdaki gibi yazılmaktadır:

$$\ln TB_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_{Tur,t} + \beta_2 \ln Y_{i,t} + \beta_3 \ln RER_{i,t}^+ + \beta_4 \ln RER_{i,t}^- + \varepsilon_t \quad (3.18)$$

Denklem 3.11'e reel döviz kuru değişkenine, reel döviz kurunun kümülatif değişim bileşenlerinin eklenmesi ile dış ticaret dengesini modellemek için kullanılan NARDL denklemine ulaşılmaktadır. Bu model doğrusal olmayan yapıdadır ve reel döviz kurunun asimetrik etkilerini modellemeye imkân tanımaktadır:

$$\begin{aligned} \Delta \ln TB_{j,t} &= \beta_0 + \sum_{i=1}^q \beta_{1,i} \Delta \ln TB_{j,t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{2,i} \Delta \ln Y_{Tur,t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{3,i} \Delta \ln Y_{j,t-i} \\ &+ \sum_{i=0}^q \beta_{4,i} \Delta \ln RER_{j,t-i}^+ + \sum_{i=0}^q \beta_{5,i} \Delta \ln RER_{j,t-i}^- + \lambda_1 \ln TB_{j,t-1} \\ &+ \lambda_2 \ln Y_{Tur,t-1} + \lambda_3 \ln Y_{j,t-1} + \lambda_4 \ln RER_{j,t-1}^+ + \lambda_5 \ln RER_{j,t-1}^- + \xi_t \end{aligned} \quad (3.19)$$

Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisini test etmek için kullanılacak hipotezler aşağıdaki gibidir:

$$\begin{aligned}
 H_0 : \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = \lambda_5 = 0 & \text{ (Değişkenler arasında eşbütünleşme yoktur.)} \\
 H_1 : \lambda_1 \neq \lambda_2 \neq \lambda_3 \neq \lambda_4 \neq \lambda_5 \neq 0 & \text{ (Değişkenler arasında eşbütünleşme vardır.)}
 \end{aligned}
 \tag{3.20}$$

Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen sınır testinde kullanılan hipotez testlerine göre H_0 hipotezinin reddedilmesi değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığını ifade etmektedir. Reel döviz kurundaki artış ve azalışlar ikili ticaret dengesi üzerindeki uzun dönem etkileri katsayısı reel döviz kurundaki artışların etkisini belirlemek için $RER^+ = \frac{\lambda_4}{\lambda_1}$ reel döviz kurundaki azalışların etkisini belirlemek için $RER^- = \frac{\lambda_5}{\lambda_1}$ katsayıları hesaplanır ve Wald testi ile iki katsayının eşitliği test edilir.

$$\begin{aligned}
 H_0 : RER^+ = RER^- & \text{ (Uzun dönem simetri)} \\
 H_1 : RER^+ \neq RER^- & \text{ (Uzun dönem asimetri)}
 \end{aligned}
 \tag{3.21}$$

Reel döviz kurundaki artış ve azalışların kısa dönem simetrisini test etmek için değişkenlerin kısa dönem katsayıları Wald testi ile test edilir. Kısa dönem simetri için aşağıdaki hipotez oluşturulur.

$$\begin{aligned}
 H_0 : \sum_{i=0}^{q-1} RER_i^+ = \sum_{i=0}^{q-1} RER_i^- & \text{ (Kısa dönem simetri)} \\
 H_1 : \sum_{i=0}^{q-1} RER_i^+ \neq \sum_{i=0}^{q-1} RER_i^- & \text{ (Kısa dönem asimetri)}
 \end{aligned}
 \tag{3.22}$$

Doğrusal olmayan ARDL modelinde kısa dönem ya da uzun dönem ilişkilerden herhangi birinin asimetrik bulunması durumunda pozitif ve negatif dinamik çarpanı hesaplamak için aşağıdaki denklem kullanılır:

$$m_h^+ = \sum_{j=0}^h \frac{\partial \beta_{j+t}}{\partial RER_t^+} \quad h = 0,1,2, \dots \text{ ve } n \rightarrow \infty \quad (3.23)$$

$$m_h^- = \sum_{j=0}^h \frac{\partial \beta_{j+t}}{\partial RER_t^-}$$

Dinamik çarpanlar, reel döviz kurunda meydana gelen bir standart sapmalık şoka ticaret dengesinde nasıl bir yol izleyeceğini görmeye olanak tanır. (Kat, 2019, s.97).

Doğrusal olmayan ARDL modelinin avantajları;

- ARDL modelinde olduğu gibi küçük örneklem için bile etkin tahmincilerdir.
- Değişkenlerin negatif ve pozitif bileşenleri hakkında bilgi verir.
- Uzun ve kısa dönem tahminlerini indirgenmiş tek bir denklemde en küçük kareler yöntemiyle yapar.
- Değişkenlerin iki veya daha yüksek farklarında bütünleşik olmamaları gerekir. Sıfırıncı veya birinci dereceden bütünleşik olmalarına izin verir.
- Bağımsız değişkenin hem kısa hem uzun dönem etkilerini ele alarak bağımlı değişkeni açıklar.
- Kısa ve uzun dönemde hem simetrik hem de asimetric etkilerin incelenmesine olanak sağlar (Shin vd. 2013).

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

4.AMPIRİK BULGULAR

Çalışmanın bu bölümünde Türkiye ve ikili ticaret ortağı ülkeler arasındaki reel döviz kurunun ticaret dengesi üzerindeki etkileri Doğrusal ve Doğrusal olmayan ARDL modelleri ile tahmin edilerek analiz sonuçlarına yer verilmiştir. Her bir ticaret ortağı ülke ayrı ayrı analiz edilmiştir. Türkiye ve ticaret ortağı ülkenin modelini tahmin etmeden önce değişkenlerin durağanlıkları geleneksel birim kök (ADF ve PP) testleri ile test edilmiştir ve değişkenlerin düzeyde ya da birinci farklarında durağan oldukları gösterilmiştir.

ARDL analizinde üç aşamalı bir yöntem uygulanmaktadır. Bu yönetime göre öncelikle değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığı F test istatistiği ile belirlenir. Denklem (3.12)' ye $H_0: \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = 0$ kısıtı getirilerek değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin olmadığı hipotezi test edilir. Bu hipotez kısaca eşbütünleşmenin olmadığını ifade etmektedir. Hesaplanan F istatistiği Pesaran vd. (2001) tarafından belirlenen alt ve üst sınır değerleri ile karşılaştırılır. Hesaplanan F istatistiği alt-üst kritik değerlerden büyükse sıfır hipotezi reddedilerek değişkenler arasında uzun dönemli eşbütünleşmenin olduğu sonucuna varılır. Hesaplanan F istatistiği alt-üst kritik değerler arasında kalıyorsa bu durumda eşbütünleşme ile ilgili karar verilemez. Hesaplanan F istatistiği alt kritik değerlerden küçük ise H_0 hipotezi reddedilemez ve eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını ifade eder.

İkinci ve üçüncü aşamaya geçmeden önce modeldeki değişkenlere ait tanısallık testleri yapılmalı ve değişen varyans, otokorelasyon ya da model kurma hatası olup olmadığı araştırılmalıdır. Tanısal testler sonrasında sırasıyla uzun ve kısa dönem katsayı tahminleri yapılır. Kısa döneme ait dinamik inceleme yaparken aynı zamanda gecikmeli hata düzeltme terimine ait katsayı (ECM_{t-1}) da hesaplanır ve bu katsayı negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olmalıdır.

ARDL modelinde son olarak; Brown vd. (1975) tarafından geliştirilen CUSUM ve CUSUMSQ testleri yapılarak ardışık hataların kümülatif toplamı ve ardışık hataların karelerinin kümülatif toplamı %95 güven aralığında modeldeki parametrelerin istikrarlı olup olmadığına bakılır.

Doğrusal ARDL modelinden sonra doğrusal olmayan ARDL modeli test edilecektir. Doğrusal ARDL modeline reel döviz kurunun pozitif ve negatif bileşenleri

dahil edilerek tahmin edilmiştir. Her bir ticaret ortağı ülke için tanısai testler yapılmış ve Hata düzeltme katsayısı tahmin edilmiştir. NARDL model katsayıları ile uzun dönem katsayılar tahmin edilmiştir. F istatistiği sınır testi yapılmış ve alt ve üst kritik değerlerle karşılaştırılacak hesaplanan F istatistiği bulunmuştur. Uzun dönem eşbütünleşme ilişkisi bulunan modellerde uzun ve kısa dönem asimetrilerin varlığı Wald testi ile araştırılmıştır. Son olarak parametrelerin istikrarlılığı CUSUM ve CUSUMSQ testleri ile araştırılıp Dinamik çarpanlar elde edilmiştir.

Bahmani-Oskooee ve Fariditavana (2016) çalışmasında doğrusal olmayan ARDL analizde reel döviz kurundaki değişimlerin ticaret dengesini kısa dönemde olumsuz etkileyeceğini uzun dönemde olumlu etkileyeceğini varsayan J eğrisinin varlığını kanıtlamak için denklem (3.19)'de uzun dönem katsayısının $(\ln RER_{j,t-i}^-) \frac{\lambda_5}{\lambda_1}$ pozitif ve anlamlı olması gerektiğini kısa dönem katsayısının $(\Delta \ln RER_{j,t-i}^-) \beta_{5,i}$ negatif ya da anlamsız olması gerektiğini ifade eder.

4.1. Türkiye-Fransa İkili Ticaretinde Reel Döviz Kurunun Dış Ticarete Etkisi

Türkiye'nin Fransa ile olan ikili ticaretinde reel döviz kurunun ticaret dengesi üzerindeki etkileri doğrusal ve doğrusal olmayan ARDL yöntemiyle 2000M1-2020M1 dönemi aylık verilerle analiz edilmiştir. ARDL analizini gerçekleştirmeden önce serilerin durağanlığı ADF ve PP geleneksel birim kök testleri ile araştırılmış ve sonuçlar tablo 4.1'te gösterilmiştir. Birim kök testlerinin ardından doğrusal ARDL analizi ve doğrusal olmayan ARDL analizi yapılmıştır.

Tablo 4.1. Türkiye- Fransa birim kök testleri

Değişkenler	ADF Testi		Philips -Perron Testi	
	Sabit	Sabit& Trend	Sabit	Sabit& Trend
$\ln TB_{fran}$	-3.6303***	-4.9646***	-6.2994***	-8.9392***
$\Delta \ln TB_{fran}$	-12.2062***	-12.1800***	-30.5755***	-30.4917***
$\ln Y_{tur}$	-0.5937	-2.7981	-0.7459	-2.6618
$\Delta \ln Y_{tur}$	-18.1790***	-18.1413***	-18.1436***	-18.1065***
$\ln Y_{fran}$	-1.5577	-2.1523	-1.8496	-2.6699
$\Delta \ln Y_{fran}$	-21.3738***	-21.3293***	-21.0426***	-20.9992***
$\ln RER$	-2.4695	-2.4340	-2.5636	-2.5234
$\Delta \ln RER$	-11.3903***	-11.3876***	-10.7638***	-10.7412***

Not: Birim kök testleri SIC bilgi kriterine göre yapılmıştır. *, **, *** sırasıyla %10, %5, %1 önem düzeyinde anlamlılığını göstermektedir. "Δ" birinci farkı ifade etmektedir. Gecikme uzunlukları ADF testinde (SIC) bilgi kriterine göre ve gecikme uzunlukları otomatik belirlenmiştir. PP testinde Newey-West bant genişliği kullanılmış ve varyans düzeltmesi Barlett kernel yöntemine göre yapılmıştır.

Tablo 4.1'te $\ln TB_{fran}$, $\ln Y_{tur}$, $\ln Y_{fran}$ ve $\ln RER$ değişkenleri için hem sabit hem de sabit ve trendli model için düzey I (0) ve birinci fark I (1) değerlerinde ADF (Augmented Dickey Fuller) ve PP (Phillip_Perron) birim kök test sonuçları verilmiştir. $\ln TB_{fran}$ değişkeni ADF ve PP birim kök testlerinde hem sabit hem de sabit ve trendli modelde düzeyde durağandır. $\ln Y_{tur}$ ve $\ln Y_{span}$ ve $\ln RER$ değişkenleri DF ve PP birim kök testlerinde hem sabit hem de trend ve sabit modelde birinci farklarında I (1) durağan hale gelmektedir. ARDL analizinin temel koşullarından olan serilerin ikinci ve daha yüksek farkında durağan olmaması koşulunu sağlamaktadır. Değişkenlerin hiçbirinin I (2) olmadığı doğrulandıktan sonra ARDL modelinin uzun dönem, kısa dönem ve hata düzeltme katsayıları tahmin edilmiştir.

Tablo 4.1'te Türkiye'nin Fransa ile ikili ticaret dengesinde reel döviz kurunun etkilerinin araştırıldığı modelin ARDL analiz sonuçları verilmiştir. Var modelinden

hareketle gecikme uzunlukları Akaike Bilgi Kriteri (AIC) yardımıyla belirlenmiştir. Uygun gecikme uzunluğu 2 olarak seçilmiş ve gecikmeler sabit tutularak (2,0,1,0) modeli tahmin edilmiştir.

Tablo 4. 2. Türkiye- Fransa ARDL kısa ve uzun dönem modelleri ile tanısal testler

TÜRKİYE –FRANSA ARDL AIC (2,0,1,0) Modeli				
Değişkenler	Katsayı	t istatistiği	Olasılık değeri	
$\Delta \ln TB_{fran,t-1}$	-0.3051***	-4.8841	0.0000	
$\Delta \ln Y_{fran}$	0.6642	0.9740	0.3310	
Uzun Dönem ARDL				
Sabit	$\ln Y_{tur}$	$\ln Y_{fran}$	$\ln RER$	
0.9408	0.1061***	-0.3162	-0.2663***	
(1.7034)	(2.7625)	(-1.2828)	(-3.2355)	
[0.0898]	[0.0062]	[0.2008]	[0.0014]	
Tanısal testler				
J. Bera	ECM_{t-1}	LM	RESET	Adj. R ²
3.6685 [0.1597]	-0.3271*** (-5.6209) [0.0000]	0.2172 [0.8971]	0.29881 [0.5852]	0.6084
Sınır Testi F İstatistiği	Anlam Düzeyi	I (0)	I (1)	
7.7979	% 10	2.72	3.77	
	% 5	3.23	4.35	
	% 1	4.29	5.61	

Not: Parantez () içerisindekiler t istatistiğini, Köşeli parantezler [] ise olasılık değerlerini göstermektedir.

*, ** ve *** sırasıyla %10, %5 ve %1 önem düzeyinde anlamlıdır.

Pesaran vd. (2001)'in önermiş olduğu ARDL Sınır (F sınır) testi sonuçları Tablo 4.2.'de alt ve üst tablo kritik değerleri ile birlikte verilmiştir. Hesaplanan F değeri 7.7979, %1 önem düzeyindeki üst kritik değerlerinden büyük olduğu için H_0 hipotezi reddedilir ve değişkenler arasında uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisinin varlığı kabul edilir.

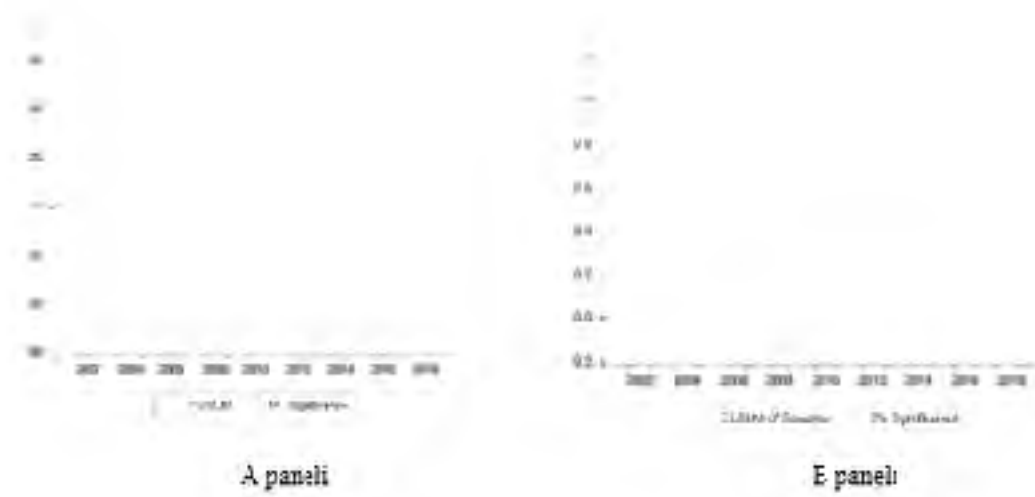
Tablo 4.2' de Tanısal test sonuçları incelendiğinde Jarque Bera olasılık değeri 0.05'ten büyük olduğu için serinin normal dağıldığını gösterir. Breusch Godfrey LM testi olasılık değeri ve Ramsey Reset testi olasılık değerleri 0.05'ten büyük olduğu için modelde otokorelasyon ve spesifikasyon (belirleme) hatası olmadığını göstermektedir.

Tablo 4.2.'de Tanısal test sonuçlarının içinde yer verdiğimiz ECM_{t-1} gecikmeli hata düzeltme terimi, -0.3271 olarak hesaplanmıştır. Bu terimin katsayısı negatif ve %1 anlam düzeyinde istatistiki olarak anlamlıdır. Hata düzeltme katsayısı kısa dönemde ticaret dengesinde meydana gelen herhangi bir döngüsel sapmanın ya da önceki dönemde meydana gelen bir şok sonrası dengesizliğin yaklaşık %33'lük kısmının uzun dönemde tekrar dengeye geleceğini göstermektedir.

Türkiye-Fransa ARDL uzun dönem katsayıları tablo 4.2.'de verilmektedir. Denklem (3.12)'de verilen model için yapılan uzun dönem doğrusal ARDL modeli sonuçlarına göre reel döviz kurundaki %1 azalış Türkiye'nin Fransa ile olan ikili ticaret dengesini %0,26 olumlu etkileyecektir. Türkiye'nin gelirinde meydana gelecek %1'lik bir artış ikili ticaret dengesini %0,1 arttıracaktır. Fransa'nın gelirinde meydana gelecek %1'lik bir artış ticaret dengesini %0,3 olumsuz etkileyecektir ancak bu ilişki istatistiki olarak anlamlı değildir. Yurtiçi gelirden meydana gelen bir artışın ticaret dengesini olumlu etkilemesi ve yurtdışı gelirlere meydana gelecek artışların ticaret dengesini olumsuz etkilemesi beklediğimiz teorik beklentileri karşılamamaktadır.

Türkiye-Fransa ikili ticaret dengesinde kısa dönemli etkiler ARDL yaklaşımına dayalı hata düzeltme modeli kullanılmış ve sonuçlar Tablo 4.2' de verilmiştir. Modelde sadece $\ln T_{bfr}$ değişkeninin 1 gecikmesi istatistiki olarak anlamlı sonuç vermiştir. Kısa dönemde diğer değişkenler istatistiki olarak anlamlı değildir.

Doğrusal ARDL modelinde Türkiye-Fransa ikili ticaretinde reel döviz kurunun katsayısının negatif ve anlamlı olması, reel döviz kurunda meydana gelen azalışların ticaret dengesini uzun dönemde olumlu etkilediğini göstermektedir. Reel döviz kurunda meydana gelen bir azalış sonrasında Türk lirasının değer kaybederek ihracatı arttırıp ithalatı azaltması ile dış ticaret dengesinin uzun dönemde olumlu etkileneceği teorik beklentisi ile uyumludur. Ancak kısa dönemde reel döviz kurunun ticaret dengesi üzerindeki etkileri ARDL modelinde hesaplanamamıştır. Literatürde Rose ve Yellen (1989), Bahmani-Oskooee ve Brooks (1999), Bahmani-Oskooee ve Wang (2006), Nusair (2017), Ari vd. (2019) yapmış oldukları ARDL analizi sonuçlarıyla benzer sonuçlara ulaşılmıştır.



Şekil 4. 1. *Türkiye-Fransa CUSUM ve CUSUMSQ testi*

Şekil 4.1'in a panelinde CUSUM testi ardışık hataların kümülatif toplamına dayanmaktadır ve %5 anlam düzeyinde modelin parametrelerinin istikrarlı olduğu söylenir.

Şekil 4.1'in b panelinde ardışık hataların karelerinin kümülatif toplamı CUSUMSQ grafiği verilmektedir. 2012-2014 arasında %5 anlam düzeyindeki sınırların dışına taşmaktadır ve belirtilen dönemlerde yapısal değişmelerin olduğu ya da istikrarın sağlanamadığı görülmektedir.

Türkiye-Fransa ikili ticaretinde reel döviz ticaret dengesi üzerindeki etkilerinin sadece doğrusal olmadığı aynı zamanda reel döviz kurundaki artış ve azalışların da ticaret dengesini etkileyeceği bilinmektedir. Bu sebeple Türkiye-Fransa NARDL analizi tablo 4.3' te verilmiştir.

Tablo 4. 3. Türkiye- Fransa NARDL kısa ve uzun dönem modelleri ile tanısal testler

NARDL Model Tahmin Sonuçları AIC (2,0,1,0,1)						
Değişkenler	Katsayı	t istatistiği	Olasılık Değeri			
$\Delta \ln TB_{fran,t-1}$	-0.2504***	-3.8872	0.0001			
$\Delta \ln Y_{fran}$	1.1319	1.6469	0.1009			
$\Delta \ln RER -$	-0.8396**	-2.4747	0.0141			
NARDL Modeli Uzun Dönem Katsayılar						
Sabit	$\ln Y_{tur}$	$\ln Y_{ger}$	$\ln RER+$	$\ln RER-$		
0.9958	-0.3362**	0.1648	-0.0868	-0.2862***		
(1.7989)	(-2.2557)	(0.5726)	(-0.8971)	(-3.3241)		
[0.0733]	[0.0250]	[0.5674]	[0.3706]	[0.0010]		
Tanısal Testler						
ECM_{t-1}	LM	RESET	J. Bera	Adj. R ²	$Wald_t$	$Wald_s$
-0.4332 (-6.3444) [0.0000]	0.25146 [0.8819]	0.0618 [0.8038]	2.0922 [0.3512]	0.6234	10.5100 [0.0012]	-
Sınır Testi F İstatistiği	Anlam Düzeyi		I (0)		I (1)	
7.9129	%10 %5 %1		2.45 2.86 3.74		3.52 4.01 5.06	

Not: Parantez () içerisindekiler t istatistiğini, Köşeli parantezler [] ise olasılık değerlerini göstermektedir. *, ** ve *** sırasıyla %10, %5 ve %1 önem düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 4.3'te Türkiye'nin Fransa ile ikili ticaret dengesinde reel döviz kurunun asimetrik etkilerinin araştırıldığı doğrusal olmayan ARDL (2,0,1,0,1) modeli analiz sonuçları verilmiştir.

Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen Sınır testi yardımıyla hesaplanmış doğrusal olmayan ARDL modelinin hesaplanan F değeri 7.9129 'dur. Bu değer %1 anlam düzeyinde üst kritik değer üzerinde yer almış ve H_0 hipotezi reddedilerek değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı ortaya konmuştur.

Tablo 4.3'da verilen tanısal test sonuçlarına göre ise modelde otokorelasyon sorunu olmadığı, hata terimlerinin normal dağıldığını ve modelde belirleme hatasının olmadığını gösterilmiştir.

Doğrusal olmayan ARDL (2,0,1,0,1) modeline ait hata düzeltme terimi katsayısı ECM_{t-1} beklentilerle uyumlu olarak negatif ve %1 anlam düzeyinde istatistiki olarak

anlamlıdır. Hata düzeltme terimi katsayısı ticaret dengesinde meydana gelen şokların %43'lük kısmının uzun dönemde tekrar dengeye doğru hareket ettiğini göstermektedir.

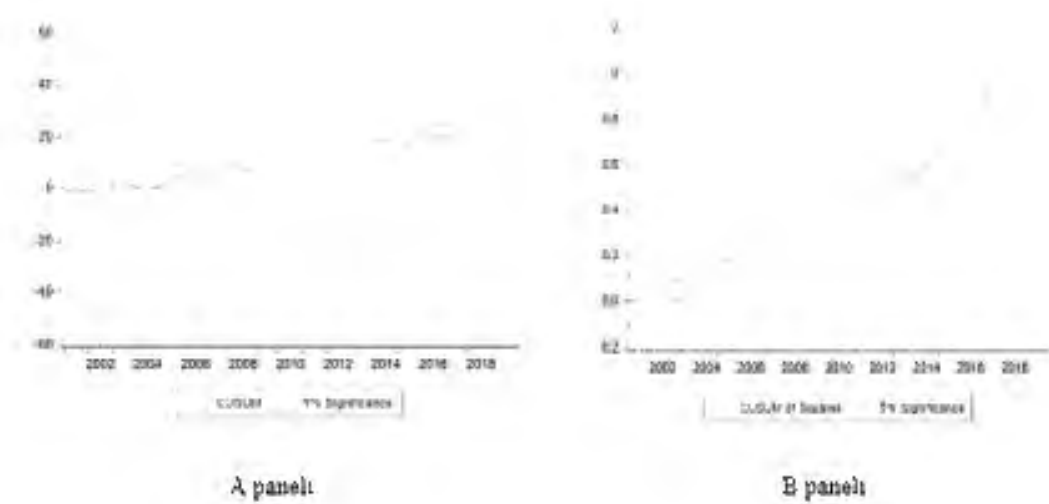
Gelir değişkenine ait beklenen işaretler ulusal gelirden meydana gelen bir artışın dış ticareti olumsuz etkileyeceği, ticarete bulunduğu ülkenin gelirindeki bir artışın ise ticaret dengesini arttırması beklendiği için işareti pozitifdir. Ayrıca, reel döviz kurundaki azalışların yani Türk lirasında yaşanan değer kayıplarının ticaret dengesini kısa dönemde olumsuz uzun dönemde ise olumlu etkileyeceğini varsayan J eğrisi ilişkisinin varlığı araştırılmıştır. Reel döviz kurundaki azalışların yani RER- değişkeninin uzun dönem katsayısı negatif ve anlamlı kısa dönem RER- katsayısının ise pozitif ve anlamlı olması beklenmektedir (Bahmani- Oskooee ve Fariditavana, 2016).

NARDL yaklaşımında negatif şoklara ait katsayının (RER-) negatif işaretli olması bağımsız değişkenin negatif şoklarını temsil eden bileşenin bağımlı değişken ile ters yönlü etkileşim içinde olduğunu göstermektedir. Bu durumda katsayının negatif olması, reel döviz kurundaki azalışın (TL'nin değer kaybı) ikili ticaret dengesini pozitif etkileyeceğini göstermektedir. Tahmin edilen NARDL modeline göre uzun dönemde reel döviz kuru artışları (lnRER+) ikili ticaret dengesini olumsuz etkilemektedir ve bu etki istatistiki olarak anlamsızdır. Reel döviz kuru azalışları (RER-) ise, ticaret dengesini olumlu etkilemektedir ve bu etki istatistiki olarak anlamlıdır. Reel döviz kurundaki %1'lik azalış ikili ticaret dengesi %0,28 arttıracaktır. Uzun dönemde iki ülkenin gelirlerini temsilen modele eklenen sanayi üretim endeksi değişkenindeki artışların ticaret dengesi üzerindeki etkileri incelediğinde ise, Türkiye'nin gelirinde yaşanan %1'lik bir artış ticaret dengesini olumsuz etkileyecek şekilde %0,33 azaltacaktır. Bu durum ise, Türkiye'nin gelirinde bir artış olması durumunda insanların daha fazla ithal malları talep ettiği anlamına gelmektedir. Buna karşı Fransa'nın gelirini temsilen modele alınan sanayi üretim endeksi değişkeninde yaşanacak %1'lik bir artış ticaret dengesini Türkiye lehine olumlu etkilemekte ve %0,16 arttırmaktadır ancak istatistiki olarak anlamlı değildir.

Modele ait kısa dönem katsayıları incelendiğinde reel döviz kurunun %1'lik azalması ticaret dengesi istatistiki olarak da anlamlı bir şekilde %0,83 arttıracaktır. Hem kısa hem de uzun dönemde reel döviz kurundaki azalışların ticaret dengesi üzerindeki etkileri ticaret dengesini olumlu etkileyeceği yönündedir. Türk lirasında yaşanan değer kayıplarının ticaret dengesini hem kısa dönem hem de uzun dönemde olumlu etkileyeceği sonucuna ulaşılmaktadır.

Kısa ve uzun dönem asimetrik ilişkinin varlığını belirlemek için Wald testi yapılır. Uzun dönem Wald testi istatistiği 10.5100 olarak hesaplanmıştır ve olasılık değeri 0.05'ten daha küçük olduğu için uzun dönemde simetrik olduğunu söyleyen H_0 hipotezi reddedilerek doğrusal olmayan ARDL modeline göre reel döviz kuru ile ikili ticaret dengesi arasında uzun dönemde asimetrik bir ilişki olduğu görülmüştür. Kısa dönem simetri/asimetri için reel döviz kurundaki pozitif bileşenlerin gecikmelerinin olmaması nedeniyle kısa dönemde reel döviz kurundaki değişikliklerin (pozitif ve negatif) asimetrik etkisi hesaplanamamıştır. Uzun dönemde asimetrik etkiler görülmesi, reel döviz kurundaki azalışların (değer kayıplarının) etkisinin reel döviz kurundaki artışların (değer kazanma) etkisinden daha fazla olduğu göstermektedir.

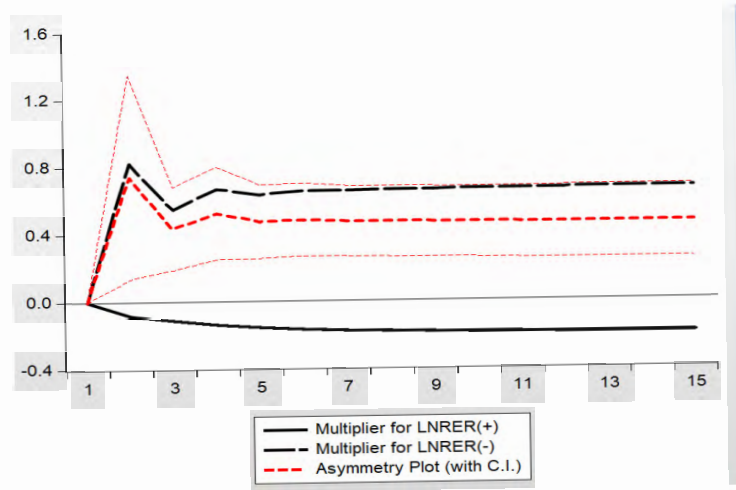
Doğrusal olmayan modelden elde edilen sonuç Bahmani-Oskooee ve Halıcıoğlu (2017) çalışmasından elde edilen hem kısa hem de uzun dönemde reel döviz kurundaki değişimlerin ticaret dengesini arttıracak yönündeki sonuçla benzerdir. Ayrıca Türkiye-Fransa ikili ticaretinde J eğrisi etkisinin doğrusal olmayan modelde görülmediği sonucu Küçüksoy ve Akkoç (2020), Ünal (2021) çalışmalarını desteklemektedir. Hem uzun hem de kısa dönemde reel döviz kurunda azalma yani Türk lirasında yaşanan değer kayıplarının ikili ticareti olumlu etkilemesi Marshall-Lerner koşulunun gerçekleştiğini göstermektedir. Bu sonuç Halıcıoğlu (2008b) çalışması ile uyumludur.



Şekil 4. 2. Türkiye-Fransa CUSUM ve CUSUMSQ Testi

Şekil 4.2'nin a panelinde CUSUM testi ardışık hataların kümülatif toplamına dayanmaktadır ve %5 anlam düzeyinde modelin parametrelerinin istikrarlı olduğu söylenir.

B panelinde ise ardışık hataların karelerinin kümülatif toplamı CUSUMSQ grafiği verilmektedir. %5 anlam düzeyinde modelin parametrelerinin istikrarlı olduğu söylenir.



Şekil 4. 3. Türkiye-Fransa asimetrik dinamik çarpan

Şekil 4.3' te reel döviz kurundaki pozitif ve negatif şoklara Türkiye- Fransa ikili ticaret dengesinin verdiği asimetrik tepkiyi göstermektedir. Sıhah düz çizgi reel döviz kurundaki pozitif şoklara ticaret dengesinin verdiği tepkiyi, sıhah kesikli çizgi reel döviz kurundaki negatif şoklara ticaret dengesinin verdiği tepkiyi göstermektedir. Asimetri %95 güven aralığı ile verilmiştir. Sıfır çizgisini içeren bir güven aralığı asimetrielerin anlamsız olduğunu göstermektedir. Türkiye-Fransa modelinde asimetrielerin genel olarak pozitif olduğu görülmektedir. Kısa dönem Wald testi sonucu hesaplanamamış ancak uzun dönem Wald testi asimetrik olarak hesaplanmıştır. Hem uzun dönem Wald testi sonucu asimetrik hesaplanmış hem de şekilden de görüldüğü üzere güven aralıkları sıfır çizgisinin üzerinde yer almaktadır. Bunun anlamı ise, uzun dönemde reel döviz kurunun pozitif ve negatif şokları ticaret dengesi üzerinde asimetrik etki taşımaktadır. Türkiye- Fransa ikili ticaret dengesi modelinde döviz kurunun asimetrik etkisi söz konusudur ve bu etkiler pozitifdir.

Türkiye-Fransa ikili ticaretine dair genel bir değerlendirme yapacak olursak, dış ticaret dengesi üzerinde reel döviz kurunun etkisini görebilmek adına ilk olarak ARDL modeli analiz edilmiştir. Reel döviz kurundaki azalışların kısa dönemde etkileri anlamsız, uzun dönemde ise dış ticaret dengesini olumlu yönde etkileyeceğine dair sonuçlar elde edilmiştir. Ancak bilinmektedir ki, değişkenler arasındaki ilişkiler her zaman doğrusal olmayabilir. Bu amaçla Türkiye-Fransa ikili ticaretinde asimetrik etkileri görebilmek adına NARDL modeli ile doğrusal olmayan ve asimetrik etkiler analiz edilmiştir. NARDL analizi sonucunda Türkiye ve Fransa ikili ticaretinde reel döviz kurunun etkisinin doğrusal olmayan bir formda ve asimetrik olduğu sonucuna ulaşılmıştır. NARDL modelinin doğrusal modele göre daha güvenilir ve anlamlı sonuçlar verdiği görülmektedir. Sonuç olarak Türkiye-Fransa ikili ticaretinde reel döviz kurunun kısa ve uzun dönem doğrusal olmayan etkileri aylık verilerle analiz edildiğinde Türk lirasının değer kaybetmesinin uzun dönemde ticaret dengesini arttıracığı yöndeki beklentiler ile uyumlu ancak kısa dönem beklentiler karşılanmadığı için J eğrisi etkisinin görülmediği söylenebilir. Uzun dönemde ulusal parada yaşanan değer kayıpların ticaret dengesini olumlu etkilemesi Marshall-Lerner (ML) koşulunun gerçekleştiğini göstermektedir.

2001-2013 döneminde istikrarlı seyreden reel döviz kuru 2013 yılından itibaren azalmaya başlamış ve Türk lirası değer kaybetmiştir. Türk lirasında yaşanan değer kaybına paralel olarak Türkiye-Fransa ikili ticaretinde 2013 yılından itibaren ihracat artmış, 2020 yılında ise dış ticaret fazlası vermiştir. Çalışmadan elde edilen sonuç itibarıyla Türk lirasında yaşanan değer kaybı sonrası dış ticaret olumlu etkilenmiştir.

4.2. Türkiye-İspanya İkili Ticaretinde Reel Döviz Kurunun Dış Ticarete Etkisi

Türkiye'nin İspanya ile olan ikili ticaretinde reel döviz kurunun etkileri doğrusal ve doğrusal olmayan ARDL yöntemiyle 2000M1-2020M1 dönemi aylık verilerle analiz edilmiştir. ARDL analizini gerçekleştirmeden önce serilerin durağanlığı ADF ve PP geleneksel birim kök testleri yapılmış ve sonuçlar tablo 4.4'te gösterilmiştir. Birim kök testlerinin ardından doğrusal ARDL analizi ve doğrusal olmayan ARDL analizi yapılmıştır.

Tablo 4. 4. Türkiye- İspanya birim kök testleri

Değişkenler	ADF Testi		Philips -Perron Testi	
	Sabit	Sabit& Trend	Sabit	Sabit& Trend
<i>lnTBspain</i>	-2.831*	-3.179*	-3.971***	-4.818***
Δ <i>lnTBspain</i>	-11.894***	-11.870***	-28.1386***	-28.0816***
<i>lnYtur</i>	-0.5937	-2.7981	-0.7459	-2.6618
Δ <i>lnYtur</i>	-18.179***	-18.141***	-18.143***	-18.106***
<i>lnYspain</i>	-1.4061	-2.0802	-1.0312	-1.4834
Δ <i>lnYspain</i>	-4.1860***	-4.1775***	-15.7090***	-15.6845***
<i>lnRER</i>	-2.6470*	-2.7902	-2.6850*	-2.8531
Δ <i>lnRER</i>	-11.3571***	-11.3419***	-10.6554***	-10.6272***

Not: Birim kök testleri SIC bilgi kriterine göre yapılmıştır. *, **, *** sırasıyla %10, %5, %1 önem düzeyinde anlamlılığını göstermektedir. " Δ " birinci farkı ifade etmektedir. Gecikme uzunlukları ADF testinde (SIC) bilgi kriterine göre ve gecikme uzunlukları otomatik belirlenmiştir. PP testinde Newey-West bant genişliği kullanılmış ve varyans düzeltmesi Barlett kernel yöntemine göre yapılmıştır.

Tablo 4.4'te *lnTBspain*, *lnYtur*, *lnYspain* ve *lnRER* değişkenleri için hem sabit hem de sabit ve trendli model için düzey I (0) ve birinci fark I (1) değerlerinde ADF (Augmented Dickey Fuller) ve PP (Phillip_Perron) birim kök test sonuçları verilmiştir. *lnTBspain* değişkeni ADF ve PP birim kök testlerinde hem sabit hem de sabit ve trendli modelde düzeyde durağandır. *lnRER* değişkeni ise ADF birim kök testinde hem sabit hem de sabit ve trendli modelde düzeyde durağan iken PP testinde sadece sabit modelde düzeyde I (0) durağandır. *lnYtur* ve *lnYspain* değişkenleri DF ve PP birim kök testlerinde hem sabit hem de trend ve sabit modelde birinci farklarında I (1) durağan hale gelmektedir. ARDL analizinin temel koşullarından olan serilerin ikinci ve daha fazla farkında durağan olmaması durumunu sağlamaktadır. Değişkenlerin hiçbirinin I (2) olmadığı doğrulandıktan sonra ARDL modelinin uzun dönem, kısa dönem ve hata düzeltme katsayıları tahmin edilmiştir.

Tablo 4.5’te Türkiye’nin İspanya ile ikili ticaret dengesinde reel döviz kurunun etkilerinin araştırıldığı modelin ARDL analiz sonuçları verilmiştir. Var modelinden hareketle gecikme uzunlukları Akaike Bilgi Kriteri (AIC) yardımıyla belirlenmiştir. Uygun gecikme uzunluğu 5 olarak seçilmiş ve gecikmeler sabit tutularak (2,5,0,0) modeli tahmin edilmiştir.

Tablo 4. 5. Türkiye-İspanya ARDL kısa ve uzun dönem modelleri ve tanimsal testler

TÜRKİYE – İSPANYA		ARDL AIC (2,5,0,0) Modeli			
Gecikme	0	1	2	3	4
$\Delta \ln TB_{Spain}$		0.1790*** (-2.9656) [0.0033]			
$\Delta \ln Y_{tur}$	0.0648 (0.1462) [0.8838]	-0.3107 (-0.7016) [0.4836]	-0.2408 (-0.5505) [0.5825]	-1.3058*** (-2.9702) [0.0033]	-1.1806*** (-2.6747) [0.0080]
$\Delta \ln Y_{Spain}$	-0.3537 (-0.3346) [0.7382]				
$\Delta \ln RER$	-0.8184*** (-3.1508) [0.0018]				
Uzun Dönem ARDL					
Sabit	$\ln Y_{tur}$	$\ln Y_{Spain}$	$\ln RER$		
-1.1486 (-3.1573) [0.0018]	0.2551*** (4.4293) [0.0000]	0.5904*** (3.8714) [0.0001]	-0.5850*** (-5.2992) [0.0000]		
Tanimsal testler					
ECM_{t-1}	J. Bera	LM	RESET	Adj. R ²	
-0.3981*** (-7.7319) [0.0000]	2.4987 [0.2866]	1.3462 [0.5101]	1.7001 [0.9990]	0.7646	
Sınır Testi F İstatistiği	Anlam düzeyi	I (0)	I (1)		
11.7477	%10 %5 %1	2.37 2.79 3.65	3.2 3.67 4.66		

Not: Parantez () içerisindekiler t istatistiğini, Köşeli parantezler [] ise olasılık değerlerini göstermektedir. *, ** ve *** sırasıyla %10, %5 ve %1 önem düzeyinde anlamlıdır.

Değişkenler arasındaki eşbütünlük ilişkisi Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen Sınır testi yardımıyla hesaplanmış ve sonuçlar tablo 4.5’te verilmiştir. Hesaplanan F istatistiği; Pesaran, Shin ve Smith (2001) çalışmasında yer alan üst kritik değerlerden büyük olması durumunda $H_0: \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = 0$ “Eşbütünlük ilişkisi yoktur.” hipotezi reddedilerek değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisi

olduđuna karar verilir. Türkiye- İspanya modelinde hesaplanan F istatistiđi 11.7477 olduđu için ve %1 önem düzeyinde I (1) üst kritik deđerinden (4.66) büyük olduđu için deđişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduđu kabul edilir.

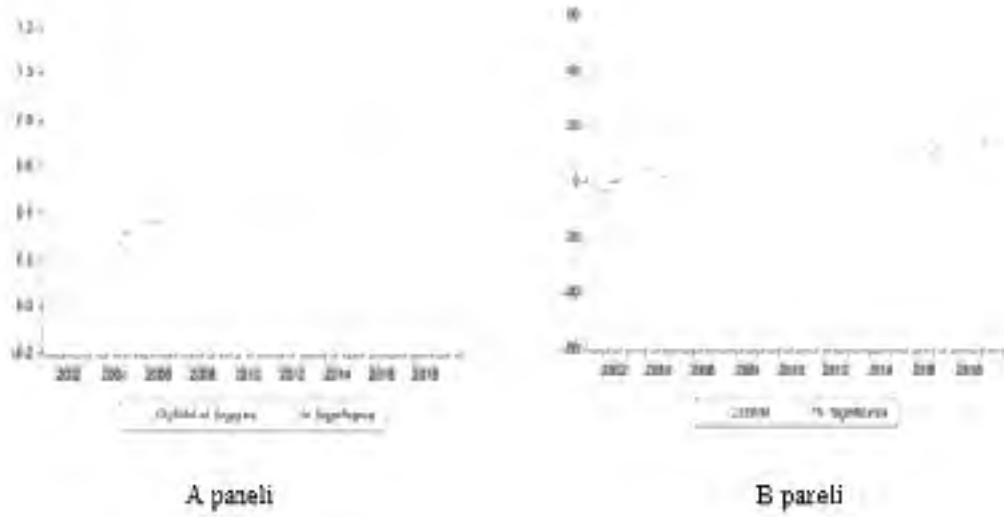
Tablo 4.5' te tanısal test sonuçları incelendiđinde Jarque Bera olasılık deđerleri 0.05'ten büyük olduđu için hataların normal dađıldığını gösterir. Breusch Godfrey LM testi olasılık deđerleri ve Ramsey Reset testi olasılık deđerleri 0.05'ten büyük olduđu için modelde otokorelasyon ve spesifikasyon (belirleme) hatası olmadığını göstermektedir.

Tablo 4.5.'te tanısal test sonuçlarının içinde yer verdiđimiz ECM_{t-1} gecikmeli hata düzeltme terimi, -0.3981 olarak hesaplanmıştır. Bu terimin katsayısının işareti negatif ve %1 anlam düzeyinde anlamlıdır. Hata düzeltme katsayısı kısa dönemde bađımlı deđişken ticaret dengesinde meydana gelen herhangi bir döngüsel sapmanın ya da önceki dönemde meydana gelen dengesizliklerin yaklaşık %39'lük kısmının uzun dönemde tekrar dengeye dođru hareket ettiđini göstermektedir.

Türkiye- İspanya ikili ticaret dengesi üzerinde reel döviz kurunun etkileri ARDL analizi ile kısa ve uzun dönemde analiz edilmiştir. Türkiye'nin gelirini ifade eden $\ln Y_{tur}$ deđişkeni uzun dönemde istatistiksel olarak anlamlı Türkiye'nin gelirinde meydana gelecek %1'lik bir artışın ikili ticaret dengesinde %0,2 iyileştirdiđi ve İspanya'nın gelirini ifade eden $\ln Y_{span}$ deđişkenindeki %1'lik artışın ikili ticaret dengesini %0,5 arttırdığı söylenebilir. İspanya'nın gelirinde meydana gelen artışın ticaret dengesini arttırdığı sonucuna ulaşılmıştır. İspanya'nın gelirinde meydana gelen bir artış Türkiye'nin ihraç mallarına yönelik talebi arttıracaktır ve dolayısıyla Türkiye'nin İspanya'ya olan ihracatı da artacaktır. Reel döviz kurunu temsil eden $\ln RER$ deđişkenindeki %1'lik azalış uzun dönemde ikili ticaret dengesini %0,58 olumlu etkileyecektir. Türk lirasının deđer kaybetmesinin ticaret dengesini uzun dönemde olumlu etkileyeceđi sonucuna ulaşılmıştır. Tüm deđişkenler istatistiki olarak anlamlıdır. Ancak ulusal gelir deđişkeni katsayısı beklentilerin aksine pozitif olarak bulunmuş ulusal gelirden yaşanan bir artışın dış ticareti arttıracığı yönünde sonuç elde edilmiştir. Kısa dönemde ise, reel döviz kurundaki %1'lik azalış ikili ticaret dengesini %0,81 oranında olumlu etkilemekte ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Reel döviz kurundaki azalışlar hem uzun dönemde hem kısa dönemde ticaret dengesini olumlu etkileyecektir. Bu nedenle hem kısa dönem hem de uzun dönem sonuçlarının deđerlendirildiđi ARDL yönteminde Türkiye-İspanya ikili ticaretinde J eğrisi etkisi söz konusu deđildir. Rose ve Yellen (1989), Bahmani-Oskooee

ve Brooks (1999), Bahmani-Oskoeve ve Wang (2006), Nusair (2017) yapmış oldukları ARDL analizi sonuçlarıyla benzer sonuçlara ulaşılmıştır.

Türkiye-İspanya ikili ticaret dengesinde kısa dönemli etkiler ARDL yaklaşımına dayalı hata düzeltme modeli kullanılmış ve sonuçlar Tablo 4.5’ de verilmiştir. Modelde sadece $\ln TB_{Spain}$ değişkeninin 1 gecikmesi istatistik olarak anlamlı sonuç vermiştir.



Şekil 4. 4. Türkiye-İspanya CUSUM ve CUSUMSQ testi

Şekil 4.4’ün A panelinde yer alan CUSUM testi ardışık hataların kümülatif toplamına dayanmaktadır ve %5 anlam düzeyinde modelin parametrelerinin istikrarlı olduğu söylenir.

Şekil 4.4’ün B panelinde yer alan ardışık hataların karelerinin kümülatif toplamı CUSUMSQ grafiği verilmektedir. %5 anlam düzeyindeki sınırların dışına taşmamaktadır ve belirtilen dönemlerde yapısal değişmelerin olmadığı ya da istikrarın sağlandığı görülmektedir.

Türkiye-İspanya ikili ticaretinde reel döviz kurunun ticaret dengesi üzerindeki etkilerinin sadece doğrusal olmadığı aynı zamanda reel döviz kurundaki artış ve azalışlarında ticaret dengesini etkileyeceği bilinmektedir. Bu sebeple tablo 4.6’da Türkiye-İspanya ikili ticareti doğrusal olmayan model ile analiz edilmiştir.

Tablo 4. 6. Türkiye- İspanya NARDL kısa ve uzun dönem modelleri ve tanısal testler

NARDL Model Tahmin Sonuçları AIC (2,5,6,1,3)						
Değişkenler	Katsayı		t istatistiği	Olasılık Değeri		
$\Delta \ln TB_{spain_{t-1}}$	-0.1204		-1.8470	0.0661		
$\Delta \ln Y_{tur}$	-0.6954		-1.4410	0.1510		
$\Delta \ln Y_{tur_{t-1}}$	-0.6966		-1.4472	0.1493		
$\Delta \ln Y_{tur_{t-2}}$	-0.6244		-1.2843	0.2004		
$\Delta \ln Y_{tur_{t-3}}$	-1.9636		-4.0539	0.0001		
$\Delta \ln Y_{tur_{t-4}}$	-1.7416		-3.7154	0.0003		
$\Delta \ln Y_{spain}$	-0.3173		-0.2793	0.7803		
$\Delta \ln Y_{spain_{t-1}}$	2.3546		2.1879	0.0298		
$\Delta \ln Y_{spain_{t-2}}$	1.4292		1.2453	0.2144		
$\Delta \ln Y_{spain_{t-3}}$	0.5042		0.4488	0.6540		
$\Delta \ln Y_{spain_{t-4}}$	2.7748		2.5536	0.0114		
$\Delta \ln Y_{spain_{t-5}}$	1.5351		1.3641	0.1740		
$\Delta \ln RER +$	0.7486		1.3182	0.1888		
$\Delta \ln RER -$	-1.8855***		-4.2333	0.0000		
$\Delta \ln RER -_{t-1}$	0.3474		0.7534	0.4520		
$\Delta \ln RER -_{t-2}$	0.8013*		1.8054	0.0724		
NARDL Modeli Uzun Dönem Katsayılar						
Sabit	$\ln Y_{tur}$	$\ln Y_{spain}$	$\ln RER+$	$\ln RER-$		
0.4637	-0.3486**	0.9587***	-0.3897***	-0.6768***		
(-1.2535)	(-2.0724)	(4.8953)	(-2.9208)	(-5.2273)		
[0.2114]	[0.0394]	[0.0000]	[0.0039]	[0.0000]		
Tanısal Testler						
ECM_{t-1}	LM	RESET	J. Bera	Adj. R ²	$Wald_t$	$Wald_s$
-0.5249 (-8.1953) [0.0000]	4.2441 [0.1198]	0.3316 [0.5653]	1.1807 [0.5541]	0.7748	18.0938 [0.0000]	-
Sınır Testi F İstatistiği	Anlam Düzeyi		I (0)		I (1)	
10.937	%10		2.2		3.09	
	%5		2.56		3.49	
	%1		3.29		4.37	

Not: Parantez () içerisindeki t istatistiğini, Köşeli parantezler [] ise olasılık değerlerini göstermektedir. *, ** ve *** sırasıyla %10, %5 ve %1 önem düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 4.6’da Türkiye’nin İspanya ile ikili ticaret dengesinde reel döviz kurunun asimetrik etkilerinin araştırıldığı doğrusal olmayan ARDL (2,5,6,1,3) modeli analiz sonuçları verilmiştir.

Tablo 4.6’da verilen tanısal test sonuçlarına göre ise modelde otokorelasyon sorunu, model belirleme hatasının olmadığını ve hataların normal dağıldığını göstermektedir.

Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen Sınır testi yardımıyla hesaplanmış Doğrusal olmayan ARDL modelinin hesaplanan F değeri 10.937’dir. Bu

değer %1 anlam düzeyinde üst kritik değer üzerinde yer almış ve H_0 hipotezi reddedilerek değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi varlığı ortaya konmuştur.

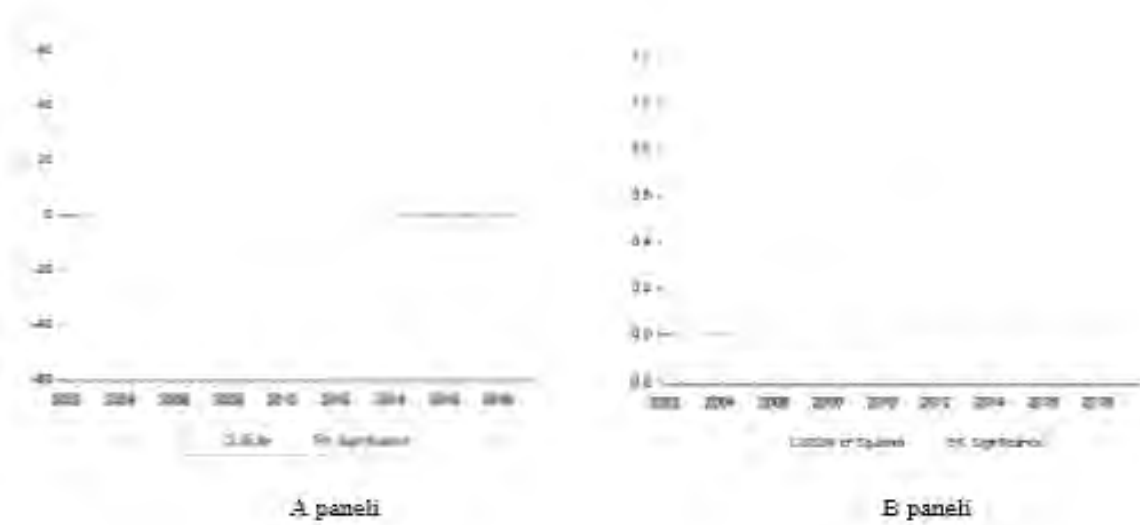
Doğrusal olmayan ARDL (2,5,6,1,3) modeline ait hata düzeltme terimi katsayısı ECM_{t-1} beklentilerle uyumlu olarak negatif ve %1 anlam düzeyinde istatistiki olarak anlamlıdır. Hata düzeltme terimi kısa dönemde ticaret dengesi üzerinde meydana gelecek dengesizliklerin yaklaşık %52'lik kısmının uzun dönemde tekrar dengeye geleceğini ifade etmektedir.

Türkiye-İspanya ikili ticaretinin doğrusal olmayan uzun dönem test sonuçları incelendiğinde tüm değişkenlerin %5 anlam düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. NARDL yaklaşımında negatif şoklara ait katsayının negatif işaretli olması bağımsız değişkendeki negatif şokları temsil eden bileşenin bağımlı değişken ile ters yönlü etkileşim içinde olduğunu göstermektedir. Bu durumda katsayının negatif olması, reel döviz kurundaki azalmanın (TL'nin değer kaybı) ikili ticaret dengesini pozitif etkileyeceği şeklinde yorumlanmaktadır. Hem reel döviz kuru artışlarının hem de reel döviz kuru azalışlarının katsayısının negatif olması uzun dönemde ticaret dengesi üzerindeki etkisinin asimetrik olduğunu göstermektedir. Uzun dönemde reel döviz kurundaki artış ticaretin dengesini %0,38 azaltmaktayken, reel döviz kurundaki %1'lik azalış ticaret dengesini %0,67 arttırmaktadır. Döviz kuru azalışlarının dış ticaret dengesi üzerindeki etkisi döviz kuru artışlarının etkisinden yaklaşık olarak iki kat fazladır. Türkiye'nin gelirinde meydana gelen %1'lik artışı ticaret dengesini %0,34 azaltırken, İspanya'nın gelirinde meydana gelen %1'lik artış Türkiye-İspanya ikili dış ticaretini %0,95 arttırmaktadır. Uzun dönemde tüm değişkenlerin katsayısına ait işaretler teorik beklentilerle uyumludur. İspanya'nın gelirinde meydana gelen artışın ticaret dengesini arttırması, Türkiye'den ihraç edilen mallara yönelik talebin ticaret ortağı ülkenin geliri arttıkça arttığını göstermektedir. Türkiye'nin gelirinde meydana gelen artışın artan ithal mal talebiyle ticaret dengesini olumsuz etkilediği söylenebilir.

Kısa dönemde reel döviz kurundaki azalışların ($\Delta \ln RER$) ticaret dengesini arttırdığı ve bu etkinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Reel döviz kurundaki azalışların hem kısa dönem hem de uzun dönemde ticaret dengesini arttırıcı yönde etkilemesi J eğrisi ilişkisinin olmadığı ifade etmektedir. Türk lirasında yaşanan değer kayıplarının uzun dönemde dış ticarete olan olumlu etkisi Halıcıoğlu (2008b) çalışmasında ifade ettiği gibi Marshall-Lerner koşulunun gerçekleştiğini göstermektedir.

Ayrıca Bahmani-Oskooee ve Fariditavana (2016) kısa dönemde reel döviz kurundaki artışın (RER+) katsayısının pozitif iken uzun dönem (RER+) katsayısının negatif olmasının J eğrisi etkisi desteklediğine dair sonuçlara ulaşılsa da Türkiye-İspanya ikili ticaret dengesi modelinde bu etkinin görülmediği sonucuna ulaşılmıştır. Doğrusal olmayan modelden elde edilen sonuç Bahmani-Oskooee ve Halıcıoğlu (2017) çalışmasından elde edilen hem kısa hem de uzun dönemde reel döviz kurundaki değişimlerin ticaret dengesini arttıracak yönündeki sonuçlarla uyumludur.

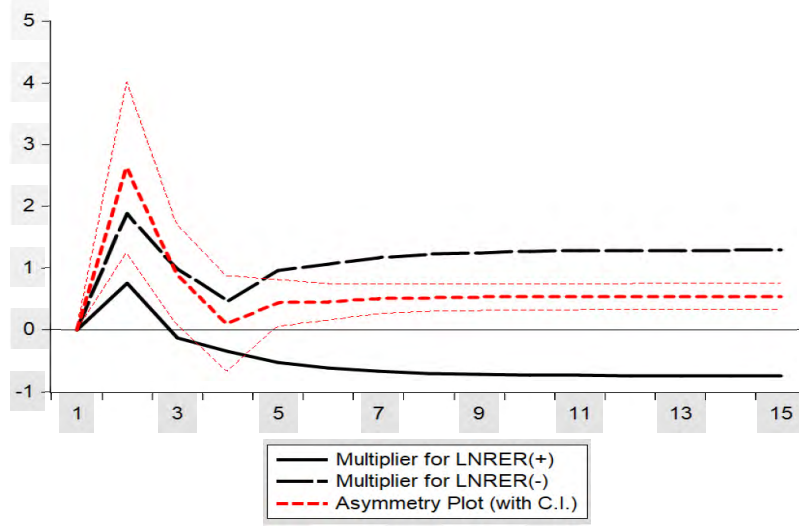
Kısa ve uzun dönem simetriyi belirlemek için Wald testi yapılır. Uzun dönem Wald test istatistiği 18.0938 olarak hesaplanmıştır ve olasılık değeri 0.05'ten daha küçük olduğu için uzun dönem simetrik olduğunu söyleyen H_0 hipotezi reddedilerek NARDL modeline göre reel döviz kuru ile ikili ticaret dengesi arasında uzun dönemde asimetric bir ilişki olduğu görülmektedir.



Şekil 4. 5. Türkiye-İspanya CUSUM ve CUSUMSQ testi

Şekil 4.5'in A panelinde yer alan CUSUM testi ardışık hataların kümülatif toplamına dayanmaktadır ve %5 anlam düzeyinde modelin parametrelerinin istikrarlı olduğu söylenir.

Şekil 4.5'in B panelinde yer alan ardışık hataların karelerinin kümülatif toplamı CUSUMSQ grafiği verilmektedir. %5 anlam düzeyindeki sınırların dışına taşmamaktadır ve belirtilen dönemlerde yapısal değişimlerin olmadığı ya da istikrarın sağlandığı görülmektedir.



Şekil 4. 6. Türkiye-İspanya asimetrik dinamik çarpan

Şekil 4.6 reel döviz kurundaki pozitif ve negatif şoklara Türkiye-İspanya ikili ticaret dengesinin verdiği asimetrik tepkiyi göstermektedir. NARDL modeli, asimetrik etkilerin incelenmesi için dinamik çarpanların elde edilmesi ile sonlanmaktadır. Siyah düz çizgi reel döviz kurundaki pozitif şoklara ticaret dengesinin verdiği tepkiyi, siyah kesikli çizgi reel döviz kurundaki negatif şoklara ticaret dengesinin verdiği tepkiyi göstermektedir. Kırmızı kesikli çizgi ticaret dengesine reel döviz kurunun verdiği pozitif ve negatif tepkilerin farkını vermektedir ve asimetri olarak da şekilde gösterilmektedir. Asimetri %95 güven aralığı ile verilmiştir. Sıfır çizgisini içeren bir güven aralığı asimetri için anlamsız olduğunu göstermektedir. Kısa dönem Wald testi katsayısının hesaplanmaması uzun dönem Wald testi katsayısının ise anlamlı çıkması Asimetrik Dinamik Çarpan grafiği ile tutarlı sonuçlar vermektedir. Kısa dönemde simetri söz konusu iken uzun dönemde asimetri çizgisi sıfır çizgisinin üzerinde yer almaktadır. Uzun dönem de asimetri pozitif olması ise, reel döviz kurundaki pozitif şokların negatif şoklara baskın olduğunu göstermektedir. Asimetrik Dinamik Çarpan grafiği ile tutarlı sonuçlar vermektedir. Türkiye-İspanya ikili ticaret dengesi üzerinde döviz kurunun uzun dönem etkisinin asimetrik olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Hem ARDL hem de NARDL modeline ait analiz sonuçları değerlendirildiğinde; doğrusal modelde reel döviz kurunda meydana gelen bir azalış ya da Türk lirasının değer kaybetmesinin hem kısa hem de uzun dönemde ticaret dengesine etkisi olumlu olacaktır.

Doğrusal olmayan modelde ise reel döviz kurundaki artış ve azalışların ticaret dengesi üzerindeki etkisi doğrusal modele göre daha fazla bilgi içermektedir. Doğrusal olmayan modelin asimetric etkileri de içermesiyle reel döviz kurundaki artışların ve azalışların etkileri aynı olmayacaktır. Reel döviz kurundaki azalış ($\ln RER^-$) yani Türk lirasının değer kaybetmesi dış ticaret dengesini hem kısa hem de uzun dönemde olumlu etkilemekte reel döviz kuru ticaret dengesini olumlu etkilemekte ve Marshall-Lerner koşulu gerçekleşmektedir. Türkiye-İspanya ikili ticaretinde J eğrisi hipotezine dair ne ARDL modelinde ne de NARDL modelinde kanıt bulunmamıştır. Türkiye-İspanya dış ticaretinde ihracatın ithalattan fazla olması da bu durumu desteklemektedir. Türk lirasında son yıllarda değer kayıpları ülkenin dış ticaretini de arttırmaktadır. 2008 küresel finansal krizi dışında İspanya ile olan ihracatımız sürekli artış kaydetmiştir. İspanya ile dış ticaretimiz 2020 yılında 1.645.124 bin dolar fazla vermiştir.

4.3. Türkiye-İtalya İkili Ticaretinde Reel Döviz Kurunun Dış Ticarete Etkisi

Türkiye'nin İtalya ile olan ikili ticaretinde reel döviz kurunun etkilerini doğrusal ve doğrusal olmayan ARDL yöntemiyle 2000M1-2020M1 dönemi aylık verilerle analiz edilmiştir. ARDL analizini gerçekleştirmeden önce serilerin durağanlığı ADF ve PP geleneksel birim kök testleri ile araştırılmış ve sonuçlar tablo 4.7'de gösterilmiştir. Birim kök testlerinin ardından doğrusal ARDL analizi ve doğrusal olmayan ARDL analizi yapılmıştır.

Tablo 4.7'de $\ln TBitaly$, $\ln Ytur$, $\ln Yitaly$ ve $\ln RER$ değişkenleri için hem sabit hem de sabit ve trendli model için düzey I (0) ve birinci fark I (1) değerlerinde ADF (Augmented Dickey Fuller) ve PP (Phillip_Perron) birim kök test sonuçları verilmiştir. $\ln TBitaly$ değişkeni PP birim kök testlerinde hem sabit hem de sabit ve trendli modelde düzeyde durağandır. $\ln Ytur$ ve $\ln Yitaly$ ve $\ln RER$ değişkenleri ADF ve PP birim kök testlerinde hem sabit hem de trend ve sabit modelde birinci farklarında I (1) durağan hale gelmektedir. ARDL analizinin temel koşullarından olan serilerin ikinci ve daha fazla farkında durağan olmaması durumunu sağlamaktadır. Değişkenlerin hiçbirinin I (2) olmadığı doğrulandıktan sonra ARDL modelinin uzun dönem, kısa dönem ve hata düzeltme katsayıları tahmin edilmiştir.

Tablo 4.7. Türkiye- İtalya birim kök testleri

Değişkenler	ADF Testi		Philips -Perron Testi	
	Sabit	Sabit& Trend	Sabit	Sabit& Trend
<i>lnTBitaly</i>	-2.1886	-2.3106	-8.4585***	-9.3513***
Δ <i>lnTBitaly</i>	-4.6936***	-4.6823***	-31.6311***	-31.5747***
<i>lnYtur</i>	-0.5937	-2.7981	-0.7459	-2.6618
Δ <i>lnYtur</i>	-18.1790***	-18.1413***	-18.1436***	-18.1065***
<i>lnYitaly</i>	-1.7358	-2.4343	-1.4246	-2.2059
Δ <i>lnYitaly</i>	-5.6732***	-5.6738***	-18.5913***	-18.5607***
<i>lnRER</i>	-2.5396	-2.5799	-2.6418*	-2.6622
Δ <i>lnRER</i>	-11.3671***	-11.3577***	-10.6634***	-10.6407***

Not: Birim kök testleri SIC bilgi kriterine göre yapılmıştır. *, **, *** sırasıyla %10, %5, %1 önem düzeyinde anlamlılığını göstermektedir. " Δ " birinci farkı ifade etmektedir.

Tablo 4.8'de Türkiye'nin İtalya ile ikili ticaret dengesinde reel döviz kurunun etkilerinin araştırıldığı modelin ARDL analiz sonuçları verilmiştir. Var modelinden hareketle gecikme uzunlukları Akaike Bilgi Kriteri (AIC) yardımıyla belirlenmiştir. Uygun gecikme uzunluğu 8 olarak seçilmiş ve gecikmeler sabit tutularak (8,8,0,4) modeli tahmin edilmiştir.

Tablo 4.8. Türkiye- İtalya ARDL kısa ve uzun dönem modelleri ile tanısal testler

TÜRKİYE – İTALYA ARDL AIC (8,8,0,4) Modeli								
	0	1	2	3	4	5	6	7
Δ <i>LnTbit aly</i>		-0.4589 (-6.222) [0.0000]	-0.2092 (-2.747) [0.0065]	-0.0853 (-1.124) [0.2622]	0.0940 (1.230) [0.2200]	-0.0132 (0.173) [0.8627]	-0.2584 (-3.4862) [0.0006]	-0.3143 (-5.1519) [0.0000]
Δ <i>lnYtur</i>	-0.5439 (-1.1002) [0.2725]	-0.5439 (-1.1002) [0.2725]	0.4603 (0.9262) [0.3554]	-0.4830 (-0.9877) [0.3244]	-1.1194 (-2.2795) [0.0236]	-1.1277 (-2.2800) [0.0236]	-0.8527 (-1.6864) [0.0932]	-1.0194 (-2.0314) [0.0435]
Δ <i>lnRER</i>	0.3885 (1.2236) [0.2224]	- 0.8503** (-2.4255) [0.0161]	0.7425** (2.1980) [0.0290]	-0.5663 (-1.7632) [0.0793]				
Uzun Dönem ARDL								
Sabit	<i>lnYtur</i>			<i>lnYitaly</i>		<i>lnRER</i>		
-0.6854 (-1.4817) [0.1401]	0.1585** (2.44037) [0.0155]			0.4387 (2.1957) [0.292]		-0.2543** (-2.2833) [0.0234]		
Tanısal Testler								
ECM_{t-1}	J.Bera		LM		RESET		Adj. R ²	
-0.3288 (-5.0380) [0.0000]	3.3182 [0.1903]		0.5289 [0.7676]		0.0668 [0.7962]		0.5620	
Sınır Testi F İstatistiği	Anlam Düzeyi			I (0)		I (1)		
4.9811	%10			2.37		3.2		
	%5			2.79		3.67		
	%1			3.65		4.66		

Not: Parantez () içerisindekiler t istatistiğini, Köşeli parantezler [] ise olasılık değerlerini göstermektedir.

*, ** ve *** sırasıyla %10, %5 ve %1 önem düzeyinde anlamlıdır.

Değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen Sınır testi yardımıyla hesaplanmış ve sonuçlar tablo 4.8’de verilmiştir. Hesaplanan F istatistiği; Pesaran, Shin ve Smith (2001) çalışmasında yer alan üst kritik değerlerden büyük olması durumunda $H_0: \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = 0$ “Eşbütünleşme ilişkisi yoktur.” hipotezi reddedilerek değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğuna karar verilir. Türkiye- İtalya modelinde hesaplanan F istatistiği 4.9811 olduğu için ve %1 önem düzeyinde I (1) üst kritik değerinden (4.66) büyük olduğu için değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğu kabul edilir.

Tablo 4.8’de Tanısal test sonuçları incelendiğinde Jarque Bera olasılık değeri 0.05’ten büyük olduğu için hataların normal dağıldığını gösterir. Breusch Godfrey LM testi olasılık değeri ve Ramsey Reset testi olasılık değerleri 0.05’ten büyük olduğu için modelde otokorelasyon ve spesifikasyon (belirleme) hatası olmadığını göstermektedir.

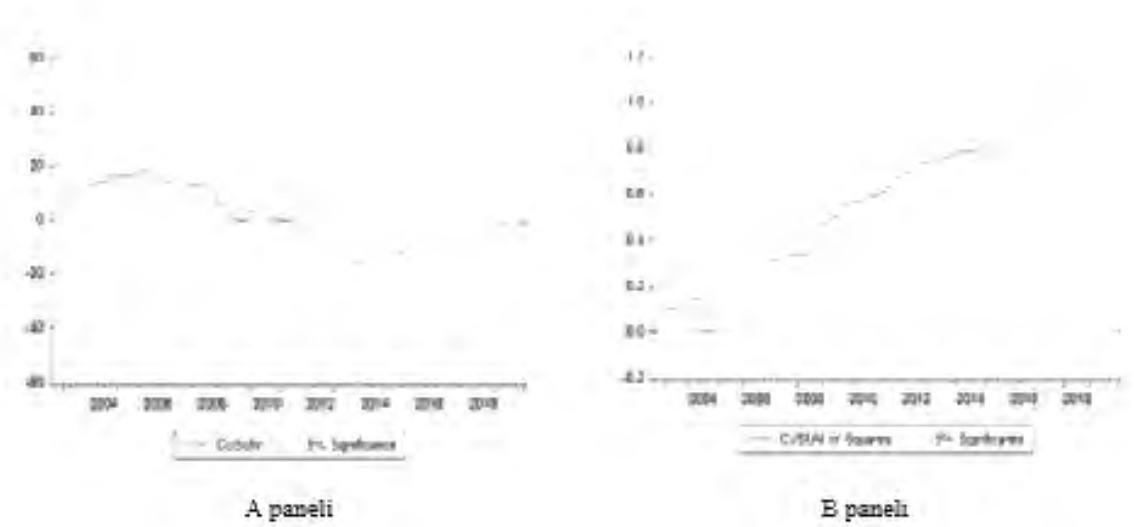
Tablo 4.8’de tanısal test sonuçlarının içinde yer verdiğimiz ECM_{t-1} gecikmeli hata düzeltme terimi, -0.3288 olarak hesaplanmıştır. Bu terimin katsayısının işareti negatif ve %1 anlam düzeyinde anlamlıdır. Hata düzeltme katsayısı kısa dönemde bağımlı değişken $\ln Tbitaly$ ’da meydana gelen herhangi bir döngüsel sapmanın ya da önceki dönemde meydana gelen bir şokun yaklaşık %33’lük kısmının uzun dönemde tekrar dengeye doğru hareket ettiğini göstermektedir.

Türkiye-İtalya ARDL uzun dönem katsayıları tablo 4.8’de verilmektedir. Denklem (3.12)’de verilen model için yapılan uzun dönem doğrusal ARDL modeli sonuçlarına göre reel döviz kurundaki %1’lik azalış Türkiye’nin İtalya ile olan ikili ticaret dengesini %0,25 arttıracaktır. Bu sonuç istatistiki olarak anlamlıdır. Türkiye’nin gelirinde meydana gelecek %1’lik bir artış ikili ticaret dengesini istatistiki olarak anlamlı bir şekilde %0,15 arttırırken katsayı işareti teorik beklentiyle uyumlu değildir. Bunun nedeni, ulusal gelirdeki artışın ithal ikame malların üretimindeki bir artışta kaynaklanıyorsa ekonomi büyüdükçe daha az ithalat yapılmasından kaynaklanır. İtalya’nın gelirinde meydana gelecek %1’lik bir artış ikili ticareti istatistiki olarak anlamlı bir şekilde %0,43 olumlu etkileyecektir ve teorik beklentilerle uyumludur. İtalya’nın gelirinde meydana gelen artış sebebiyle Türkiye’den daha fazla ithal ürün talep etmesi neticesinde dış ticareti

Türkiye lehine arttıracaktır. Ayrıca İtalya'nın gelirinde meydana gelen bir artışın ikili ticaret üzerindeki etkisi, Türkiye'nin gelirinde meydana gelen bir artışın etkisinden çok daha fazladır. Reel döviz kurundaki bir azalış dış ticaret dengesini olumlu etkileyerek Halıcıoğlu (2008b) uyumlu olarak Marshall-Lerner koşulunu sağlar.

Kısa dönemde ise, reel döviz kurunda meydana gelen %1'lik azalışın etkisi ise reel döviz kurunun gecikmeli değerlerinde anlamlı bir değişiklik sağlayacak ve reel döviz kurunda meydana gelen bir azalış dış ticaret dengesini olumlu etkileyecektir. Literatürde Rose ve Yellen (1989), Bahmani-Oskooee ve Brooks (1999), Bahmani-Oskooee ve Wang (2006), Nusair (2017) yapmış oldukları ARDL analizi sonuçlarıyla benzer sonuçlara ulaşmıştır.

Türkiye-İtalya ikili ticaret dengesinde kısa dönemli etkiler ARDL yaklaşımına dayalı hata düzeltme modeli kullanılmış ve sonuçlar Tablo 4.8' de verilmiştir.



Şekil 4.7. Türkiye- İtalya CUSUM ve CUSUMSQ testi

Şekil 4.7'nin a panelinde CUSUM testi ardışık hataların kümülatif toplamına dayanmaktadır ve %5 anlam düzeyinde modelin parametrelerinin istikrarlı olduğu söylenir.

Şeklin b panelinde ardışık hataların karelerinin kümülatif toplamı CUSUMSQ grafiği verilmektedir. %5 anlam düzeyindeki sınırların dışına taşmaktadır ve belirtilen dönemlerde yapısal değişmelerin olduğu ya da istikrarın sağlanamadığı görülmektedir.

Türkiye-İtalya ikili ticaretinde reel döviz ticaret dengesi üzerindeki etkilerinin sadece doğrusal olmadığı aynı zamanda reel döviz kurundaki artış ve azalışlarında ticaret dengesini etkileyeceği bilinmektedir. Bu sebeple tablo 4.9'da Türkiye-İtalya ikili ticareti doğrusal olmayan model ile analiz edilmiştir.

Tablo 4.9. Türkiye- İtalya NARDL kısa ve uzun dönem modelleri ile tanısal testler

NARDL Model Tahmin Sonuçları AIC (8,8,0,0,3)						
Değişkenler	Katsayı	t istatistiği	Olasılık Değeri			
$\Delta \ln TBitaly_{t-1}$	-0.4150	-3.9367	0.0001			
$\Delta \ln TBitaly_{t-2}$	-0.1776	-1.7866	0.0755			
$\Delta \ln TBitaly_{t-3}$	-0.0600	-0.6316	0.5283			
$\Delta \ln TBitaly_{t-4}$	0.1279	1.3692	0.1724			
$\Delta \ln TBitaly_{t-5}$	0.0043	0.0482	0.9615			
$\Delta \ln TBitaly_{t-6}$	-0.2287	-2.7522	0.0064			
$\Delta \ln TBitaly_{t-7}$	-0.2992	-4.5927	0.0000			
$\Delta \ln Ytur$	-0.6806	-1.3065	0.1928			
$\Delta \ln Ytur_{t-1}$	-0.4234	-0.8085	0.4197			
$\Delta \ln Ytur_{t-2}$	0.2817	0.5448	0.5864			
$\Delta \ln Ytur_{t-3}$	-0.4937	-0.9630	0.3367			
$\Delta \ln Ytur_{t-4}$	-1.1812	-2.3049	0.0221			
$\Delta \ln Ytur_{t-5}$	-1.1016	-2.1552	0.0323			
$\Delta \ln Ytur_{t-6}$	-0.8924	-1.7029	0.0901			
$\Delta \ln Ytur_{t-7}$	-0.9693	-1.8655	0.0635			
$\Delta \ln RER -$	0.8566*	1.7459	0.0823			
$\Delta \ln RER -_{t-1}$	-1.1269	-2.0887	0.0379			
$\Delta \ln RER -_{t-2}$	0.9958**	1.9916	0.0477			
NARDL Modeli Uzun Dönem Katsayılar						
Sabit	$\ln Ytur$	$\ln Yitaly$	$\ln RER+$	$\ln RER-$		
-0.5548	0.0547	0.5580	-0.2960**	-0.3486***		
(-1.1818)	(0.2336)	(1.6292)	(-2.076)	(-2.8860)		
[0.2386]	[0.8155]	[0.1048]	[0.0371]	[0.0043]		
Tanısal Testler						
ECM_{t-1}	LM	RESET	J. Bera	Adj. R ²	$Wald_L$	$Wald_S$
-0.3827 (-5.2544) [0.0000]	1.2724 [0.5293]	0.0799 [0.7777]	2.2533 [0.3241]	0.5607	0.4628 [0.4963]	-
Sınır F İstatistiği	Testi	Anlam Düzeyi		I (0)	I (1)	
4.4939		% 10	2.2	3.09		
		% 5	2.56	3.49		
		% 1	3.29	4.37		

Not: Parantez () içerisindekiler t istatistiğini, köşeli parantezler [] ise olasılık değerlerini göstermektedir.

*, ** ve *** sırasıyla %10, %5 ve %1 önem düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 4.9’da Türkiye’nin İtalya ile ikili ticaret dengesinde reel döviz kurunun asimetrik etkilerinin araştırıldığı doğrusal olmayan ARDL (8,8,0,0,3) modeli analiz sonuçları verilmiştir.

Tablo 4.9’da verilen tanısal test sonuçlarına göre ise modelde otokorelasyon sorunu olmadığı, hataların normal dağıldığı ve model belirleme hatasının olmadığını göstermektedir.

Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen Sınır testi yardımıyla hesaplanmış Doğrusal olmayan ARDL modelinin hesaplanan F değeri 4.4939 ‘dur. Bu değer %1 anlam düzeyinde üst kritik değer üzerinde yer almış ve H_0 hipotezi reddedilerek değişkenler arasında uzun dönem eşbütünleşme ilişkisi varlığı ortaya konmuştur.

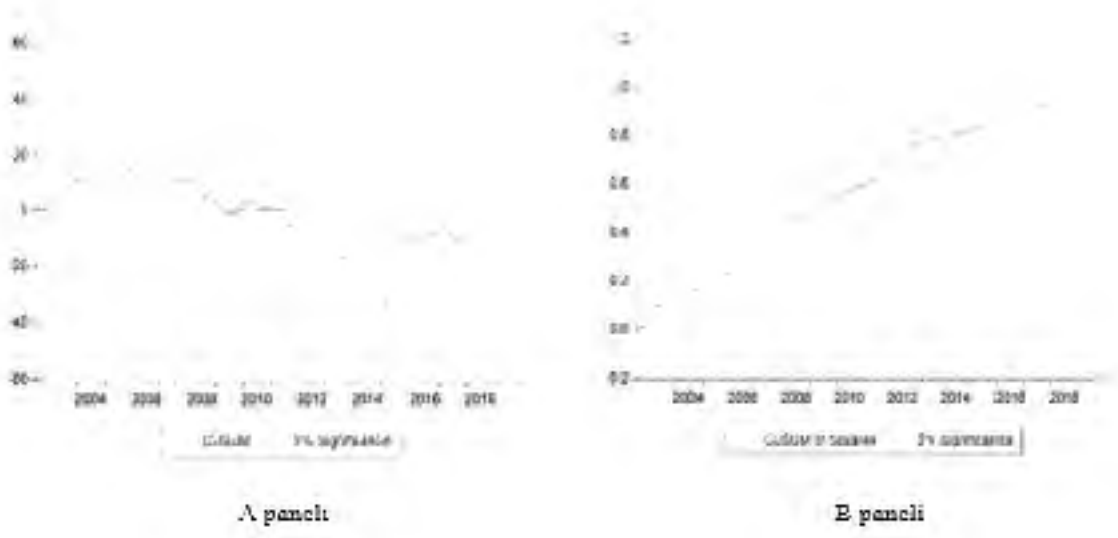
NARDL (8,8,0,0,3) modeline ait hata düzeltme terimi katsayısı ECM_{t-1} beklentilerle uyumlu olarak negatif ve %1 anlam düzeyinde istatistiki olarak anlamlıdır. Hata düzeltme terimi katsayısı ticaret dengesinde meydana gelen şokların %38’lik kısmının uzun dönemde tekrar dengeye doğru hareket ettiğini göstermektedir.

Türkiye-İtalya ikili ticaretinde doğrusal olmayan ARDL modeli uzun dönem katsayılarının yorumladığımızda Türkiye’nin gelirini ifade etmek amacıyla yer alan sanayi üretim endeksi verisi ve İtalya’nın geliri istatistiki olarak anlamlı bulunmazken reel döviz kurundaki artışlar ve reel döviz kurundaki azalışlara ilişkisi değişkenler istatistiki olarak anlamlı sonuç vermişlerdir. Reel döviz kurunda meydana gelen %1’lik bir artış dış ticareti %0,29 azaltırken, reel döviz kurundaki %1’lik azalış dış ticareti %0,34 arttıracaktır. Kısa dönemde ise reel döviz kurundaki azalış (RER-) %10 düzeyinde istatistiki olarak anlamlı iken (RER-) 2 gecikmeli değeri %5 önem düzeyinde istatistiki olarak anlamlı ve dış ticareti azaltıcı yönde etkilemektedir. Tüm bu sonuçlar Türkiye-İtalya ikili ticaretinde J eğrisi etkisini ifade eder. J eğrisi, ulusal parada yaşanan değer kayıplarının kısa dönemde dış ticareti bozucu, uzun dönemde ise, dış ticareti arttırıcı etkisini ifade ettiği için Türkiye- İtalya örneği J eğrisi ile uyumludur. NARDL modeli ile yapılan analiz sonucunda değişkenler arasındaki ilişki Bahmani-Oskooee ve Halıcıoğlu (2017), Nusair (2016) ve Ari ve vd .(2018) sonuçlarıyla uyumludur.

Kısa ve uzun dönem simetriyi belirlemek için Wald testi yapılır. Uzun dönem Wald test istatistiği 0.4628 olarak hesaplanmıştır ve olasılık değeri 0.05’ten daha büyük olduğu

için uzun dönem simetrik olduğunu söyleyen H_0 hipotezi kabul edilerek NARDL modeline göre reel döviz kuru ile ikili ticaret dengesi arasında uzun dönemde asimetrik bir ilişki olmadığı gösterilmiştir.

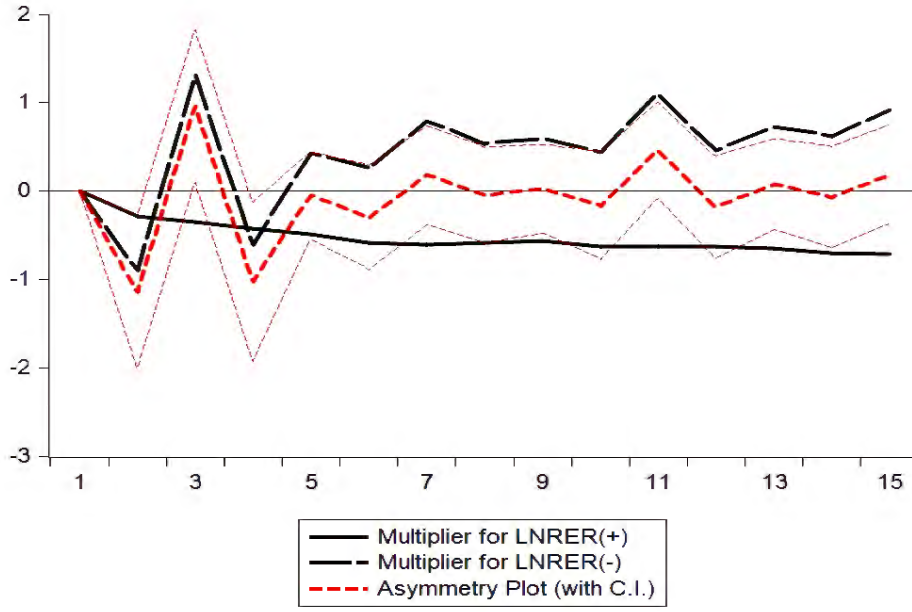
Kısa dönem simetri/asimetri için reel döviz kurundaki pozitif bileşenlerin gecikmelerinin olmaması nedeniyle kısa dönemde döviz kurundaki değişikliklerin (pozitif ve negatif) asimetrik etkisinin olmadığı görülür.



Şekil 4. 8. Türkiye-İtalya CUSUM ve CUSUMSQ testi

Şekil 4.8'in a panelinde CUSUM testi ardışık hataların kümülatif toplamına dayanmaktadır ve %5 anlam düzeyinde modelin parametrelerinin istikrarlı olduğu söylenir.

Şekil 4.8'in b panelinde ardışık hataların karelerinin kümülatif toplamı CUSUMSQ grafiği verilmektedir. 2012-2014 yılları arasında %5 anlam düzeyindeki sınırların dışına taşmaktadır ve belirtilen dönemlerde yapısal değişimlerin olduğu ya da istikrarın sağlanamadığı görülmektedir.



Şekil 4. 9. Türkiye-İtalya asimetrik dinamik çarpan

Şekil 4.9’ da reel döviz kurundaki pozitif ve negatif şoklara Türkiye-İtalya ikili ticaret dengesinin verdiği asimetrik tepkiyi göstermektedir. Doğrusal olmayan ARDL modeli asimetrik etkilerin incelenebilmesi için dinamik çarpanların elde edilmesi ile sonlanmaktadır. Siyah düz çizgi reel döviz kurundaki pozitif şoklara ticaret dengesinin verdiği tepkiyi, siyah kesikli çizgi reel döviz kurundaki negatif şoklara ticaret dengesinin verdiği tepkiyi göstermektedir. Kırmızı kesikli çizgi ticaret dengesine reel döviz kurunun verdiği pozitif ve negatif tepkilerin farkını vermektedir ve asimetri olarak da şekilde gösterilmektedir. Asimetri %95 güven aralığı ile verilmiştir. Sıfır çizgisini içeren bir güven aralığı asimetrielerin anlamsız olduğunu göstermektedir. Kısa dönem Wald testi katsayısının hesaplanmaması uzun önem Wald testi katsayısının ise anlamsız çıkması Asimetrik Dinamik Çarpan grafiği ile tutarlı sonuçlar vermektedir. Türkiye-İtalya ikili ticaret dengesi üzerinde döviz kurunun asimetrik etkisi söz konusu değildir.

4.4. Türkiye-Rusya Federasyonu İkili Ticaretinde Reel Döviz Kurunun Dış Ticarete Etkisi

Türkiye'nin Rusya Federasyonu ile olan ikili ticaretinde reel döviz kurunun etkilerini doğrusal ve doğrusal olmayan ARDL yöntemiyle 2010M4- 2019M6 dönemi aylık verilerle analiz edilmiştir. ARDL analizini gerçekleştirmeden önce serilerin durağanlığı ADF ve PP geleneksel birim kök testleri yapılmış ve tablo 4.10'da gösterilmiştir. Birim kök testlerinin ardından doğrusal ARDL analizi ve doğrusal olmayan ARDL analizi yapılmıştır.

Tablo 4. 10. Türkiye- Rusya birim kök testleri

Değişkenler	ADF Testi		Philips -Perron Testi	
	Sabit	Sabit& Trend	Sabit	Sabit& Trend
<i>lnTBrus</i>	-3.0771**	-4.2590***	-2.8061*	-4.1282***
Δ <i>lnTB</i>	-13.1990***	-13.1377***	-31.5266***	-32.1297***
<i>lnYtur</i>	-2.5642	-2.1832	-2.8475*	-2.9324
Δ <i>lnYtur</i>	-15.6234***	-16.0192***	-15.7436***	-17.0368***
<i>lnYrus</i>	-1.6193	-3.2511*	-1.8776	-3.8112**
Δ <i>lnYrus</i>	-14.6400***	-14.6484***	-15.8433***	-16.0076***
<i>lnRER</i>	-2.1010	-2.2515	-1.5106	-1.7048
Δ <i>lnRER</i>	-7.1615***	-7.1409***	-5.8460***	-6.1221***

Not: Birim kök testleri SIC bilgi kriterine göre yapılmıştır. *, **, *** sırasıyla %10, %5, %1 önem düzeyinde anlamlılığını göstermektedir. " Δ " birinci farkı ifade etmektedir.

Tablo 4.10'da *lnTBrus*, *lnYtur*, *lnYrus* ve *lnRER* değişkenleri için hem sabit hem de sabit ve trendli model için düzey I (0) ve birinci fark I (1) değerlerinde ADF (Augmented Dickey Fuller) ve PP (Phillip_Perron) birim kök test sonuçları verilmiştir. *lnTBrus* Değişkeni ADF ve PP birim kök testlerinde hem sabit hem de sabit ve trendli modelde düzeyde durağandır. *lnYtur* değişkeni sadece PP birim kök testi sabitli modelde %10 düzeyinde anlamlı çıkmıştır. *lnYrus* değişkeni ADF birim kök testinde sabit ve trendli modelde %10 ve PP birim kök testinde sabitli ve trendli modelde %5 düzeyde durağandır. *lnRER* değişkenleri DF ve PP birim kök testlerinde hem sabit hem de trend ve sabit modelde birinci farklarında I (1) durağan hale gelmektedir. ARDL analizinin temel koşullarından olan serilerin ikinci ve daha fazla farkında durağan olmaması durumunu

sağlamaktadır. Değişkenlerin hiçbirinin I (2) olmadığı doğrulandıktan sonra ARDL modelinin uzun dönem, kısa dönem ve hata düzeltme katsayıları tahmin edilmiştir.

Tablo 4.11’de Türkiye’nin Rusya ile ikili ticaret dengesinde reel döviz kurunun etkilerinin araştırıldığı modelin ARDL analiz sonuçları verilmiştir. Var modelinden hareketle gecikme uzunlukları Akaike Bilgi Kriteri (AIC) yardımıyla belirlenmiştir. Gecikme uzunluğu 6 olarak seçilmiş ve gecikmeler sabit tutularak (6,0,0,6) modeli tahmin edilmiştir.

Tablo 4. 11. Türkiye- Rusya tanısal testler ve sınır testi

Tanısal Testler			
J. Bera	LM	RESET	Adj. R ²
2.5958 [0.2731]	0.9934 [0.6085]	2.4456 [0.1214]	0.7844
Sınır Testi F İstatistiği	Anlam Düzeyi	I (0)	I (1)
1.9559	% 10	2.47	3.31
	% 5	2.92	3.83
	% 1	3.90	5.04

Not: Parantez () içerisindekiler t istatistiğini, Köşeli parantezler [] ise olasılık değerlerini göstermektedir.

Değişkenler arasındaki eşbütünlüşme ilişkisi Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen Sınır testi yardımıyla hesaplanmış ve tablo 4.11’de verilmiştir. Hesaplanan F istatistiği; Pesaran, Shin ve Smith (2001) çalışmasında yer alan üst kritik değerlerden büyük olması durumunda $H_0: \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = 0$ “Eşbütünlüşme ilişkisi yoktur.” hipotezi reddedilerek değişkenler arasında eşbütünlüşme ilişkisi olduğuna karar verilir.

Türkiye-Rusya modelinde hesaplanan F istatistiği 1.9559 olduğu için ve %1 anlam düzeyinde I (1) alt kritik değerinden (3.31) küçük olduğu için değişkenler arasında eşbütünlüşme ilişkisinin olmadığı kabul edilir.

Tablo 4.11’ de Tanısal test sonuçları incelendiğinde Jarque Bera olasılık değeri 0.05’ten büyük olduğu için serinin normal dağıldığını gösterir. Breusch Godfrey LM testi olasılık değeri ve Ramsey Reset testi olasılık değerleri 0.05’ten büyük olduğu için modelde otokorelasyon ve spesifikasyon (belirleme) hatası olmadığını göstermektedir.

Türkiye-Rusya ikili ticaretinde reel döviz ticaret dengesi üzerindeki etkilerinin sadece doğrusal olmadığı aynı zamanda reel döviz kurundaki artış ve azalışlarında ticaret

dengeğini etkileyeceđi bilinmektedir. Bu sebeple tablo 4.12’de Trkiye-Rusya ikili ticareti dođrusal olmayan model ile analiz edilmiřtir.

Tablo 4. 12. Trkiye- Rusya NARDL kısa ve uzun dnem modelleri ve tanısals testler

NARDL Model Tahmin Sonuları AIC (6,0,0,0,6)						
Deđiřkenler	Katsayı	t istatistiđi	Olasılık Deđeri			
$\Delta \ln TBrus_{t-1}$	-0.1541	-1.3015	0.1965			
$\Delta \ln TBrus_{t-2}$	-0.1041	-0.9679	0.3358			
$\Delta \ln TBrus_{t-3}$	-0.1028	-0.9805	0.3295			
$\Delta \ln TBrus_{t-4}$	-0.2365**	-2.3945	0.0188			
$\Delta \ln TBrus_{t-5}$	-0.2501***	-2.6463	0.0097			
$\Delta \ln RER -$	0.5829	0.8449	0.4004			
$\Delta \ln RER -_{t-1}$	-1.0128	-1.3243	0.1888			
$\Delta \ln RER -_{t-2}$	-0.2101	-0.2758	0.7833			
$\Delta \ln RER -_{t-3}$	1.3209*	1.7492	0.0838			
$\Delta \ln RER -_{t-4}$	-0.5128	-0.6741	0.5020			
$\Delta \ln RER -_{t-5}$	-1.3675**	-2.0045	0.0481			
NARDL Modeli Uzun Dnem Katsayılar						
Sabit	lnYtur	lnYrus	LnRER+	LnRER-		
-3.8939	-0.4477	2.6617*	-0.6168***	-0.92965*		
(-1.6168)	(-0.9399)	(1.9530)	(-3.8008)	(-1.8039)		
[0.1095]	[0.3498]	[0.0540]	[0.0003]	[0.0747]		
Tanısal Testler						
ECM _{t-1}	LM	RESET	J. Bera	Adj. R ²	Wald _L	Wald _s
-0.4057 (-5.2514) [0.0000]	0.3742 [0.8293]	1.8525 [0.1770]	2.7892 [0.2479]	0.7875	15.6400 [0.0001]	-
Sınır F İstatistiđi	Testi	Anlam Dzeyi		I (0)	I (1)	
4.3464		% 10		2.30	3.22	
		% 5		2.68	3.69	
		% 1		3.60	4.78	

Not: Parantez () ierisindekiler t istatistiđini, Křeli parantezler [] ise olasılık deđerlerini gstermektedir.

*, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 nem dzeyinde anlamlıdır.

Tablo 4.12’de Trkiye’nin Rusya ile ikili ticaret dengesinde reel dviz kurunun asimetrik etkilerinin arařtırıldıđı dođrusal olmayan ARDL (6,0,0,0,6) modeli analiz sonuları verilmiřtir.

Tablo 4.12’de verilen tanısal test sonularına gre ise modelde otokorelasyon olmadığı, hataların normal dađıldıđı ve modelde belirleme hatasının olmadığı gsterilmektedir.

Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen Sınır testi yardımıyla hesaplanmış Doğrusal olmayan ARDL modelinin hesaplanan F değeri 4.3464' tür. Bu değer %5 anlam düzeyinde üst kritik değer (3.69) üzerinde yer almış ve H_0 hipotezi reddedilerek değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisi varlığı ortaya konmuştur. Türkiye-Rusya ikili ticaretinin araştırıldığı doğrusal ARDL modelinde değişkenler arasında uzun dönem ilişki bulunmazken, doğrusal olmayan ARDL modelinde %5 anlam düzeyinde değişkenler arasında uzun dönemli ilişki söz konusudur.

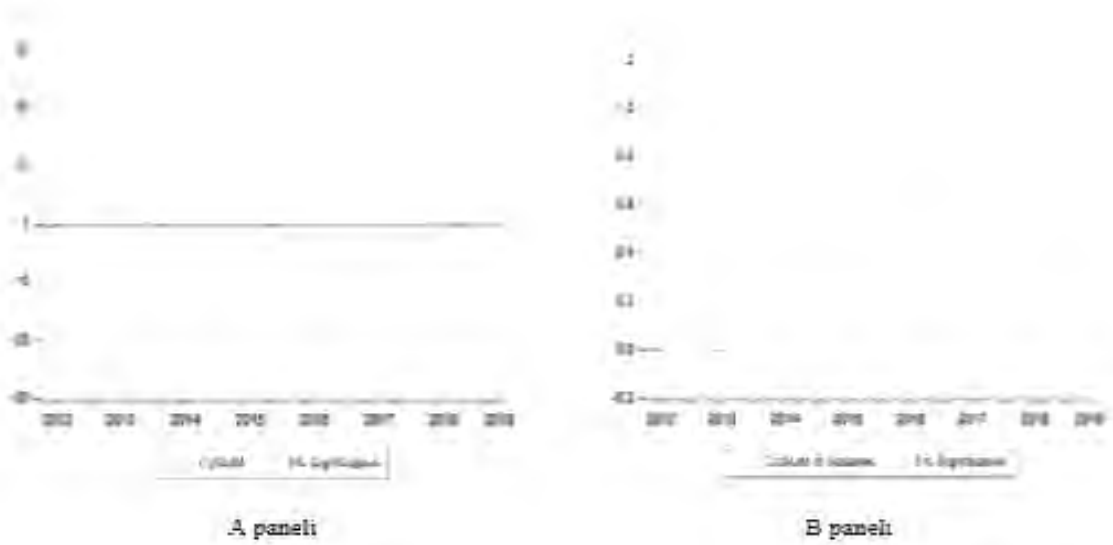
Doğrusal olmayan ARDL (6,0,0,0,6) modeline ait hata düzeltme terimi ECM_{t-1} beklentilerle uyumlu olarak negatif ve %1 anlam düzeyinde istatistiki olarak anlamlıdır. Hata düzeltme terimi katsayısı ticaret dengesinde meydana gelen şokların %40'lık kısmının uzun dönemde dengeye hareket ettiğini ifade eder.

Uzun dönemde Türkiye-Rusya ikili ticaretinde doğrusal olmayan ARDL modelinde reel döviz kurundaki azalışların (RER-) katsayısı %10 ve reel döviz kurundaki artışların (RER+) katsayısı %5 Rusya'nın gelirini temsilen yer alan sanayi üretim endeksi değişkeninin katsayısı %10 anlam düzeyinde istatistiki olarak anlamlı ve katsayıların işaretleri teorik beklentilerle uyumludur. Reel döviz kurundaki (RER-) %1'lik azalış ikili ticaret dengesini %0,92 oranında olumlu etkilerken, reel döviz kurunda (RER+) meydana gelen %1'lik bir artış ticaret dengesini %0,61 olumsuz etkileyecektir. Rusya'nın gelirinde meydana gelen %1'lik bir artış ikili ticaret dengesini Türkiye lehine olumlu etkilerden, Türkiye'nin gelirinde meydana gelen artışın ticaret dengesi üzerindeki etkisi olumsuz ancak anlamlı değildir. Kısa dönemde reel döviz kurundaki %1'lik azalışlar ise ticaret dengesini %0,58 bozarken istatistiksel olarak anlamlı değildir. Ancak reel döviz kuru azalışlarının (RER-) 3. gecikmesi 5. gecikmesinde kısa dönemde ticaret dengesi istatistiki olarak anlamlı ve olumsuz etkileyecektir. Tüm bu sonuçlara göre NARDL modelinde Türkiye-Rusya ikili ticaret ilişkisinde reel döviz kurundaki azalışlar ticaret dengesini kısa dönemde olumsuz uzun dönemde ise olumlu etkilemektedir. Kısa dönemde reel döviz kuru azalışlarının gecikmelerinin dış ticareti olumsuz uzun dönemde ise olumlu etkilediği ele alınan dönem itibarıyla J eğrisi etkisi görülmektedir.

Kısa ve uzun dönem simetriyi belirlemek için Wald testi yapılır. Uzun dönem Wald test istatistiği 15.6400 olarak hesaplanmıştır ve olasılık değeri 0.05'ten daha büyük olduğu için uzun dönem simetrik olduğunu söyleyen H_0 hipotezi reddedip NARDL modeline göre reel döviz kuru ile ikili ticaret dengesi arasında uzun dönemde asimetric

bir ilişki olduğu gösterilmiştir. Reel döviz kurundaki azalışların ikili ticaret dengesi üzerindeki etkisinin reel döviz kuru artışlarının etkisinden daha fazla olduğu hem uzun dönem katsayıları hem de Wald testi sonucuna göre söylenir.

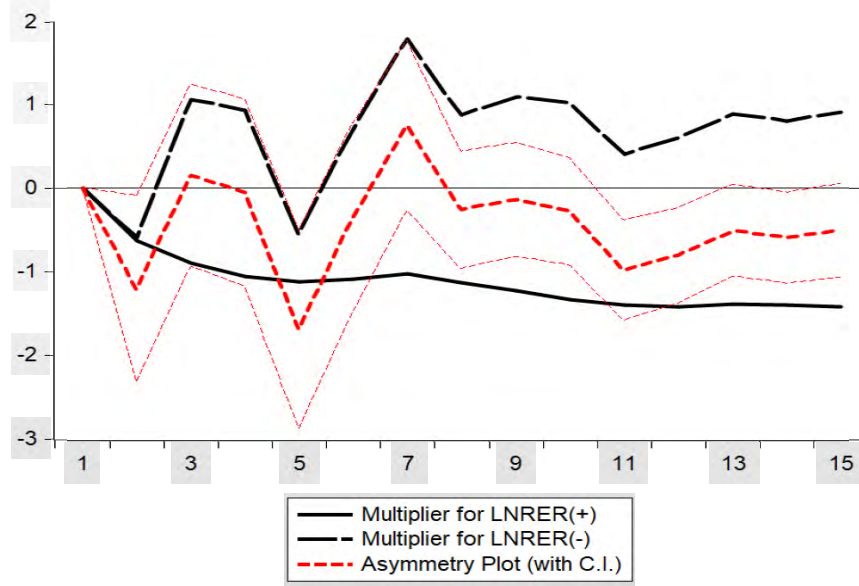
Kısa dönem simetri/asimetri için reel döviz kurundaki pozitif bileşenlerin gecikmelerinin olmaması nedeniyle kısa dönemde döviz kurundaki değişikliklerin (pozitif ve negatif) asimetrik etkisinin olmadığı görülür.



Şekil 4.10. Türkiye-Rusya CUSUM ve CUSUMSQ testi

Şekil 4.10'un a panelinde CUSUM testi, ardışık hataların kümülatif toplamına dayanmaktadır ve %5 anlam düzeyinde modelin parametrelerinin istikrarlı olduğu söylenir.

Şeklin b panelinde ise, ardışık hataların karelerinin kümülatif toplamı CUSUMSQ grafiği verilmektedir. %5 anlam düzeyindeki yapısal değişmelerin olmadığı ya da istikrarın sağlandığı görülmektedir.



Şekil 4.11. Türkiye-Rusya asimetrik dinamik çarpan

Şekil 4.11 reel döviz kurundaki pozitif ve negatif şoklara, Türkiye-Rusya ikili ticaret dengesinin verdiği asimetrik tepkiyi göstermektedir. Doğrusal olmayan ARDL modeli asimetrik etkilerin incelenebilmesi için dinamik çarpanların elde edilmesi ile sonlanmaktadır. Siyah düz çizgi reel döviz kurundaki pozitif şoklara ticaret dengesinin verdiği tepkiyi, siyah kesikli çizgi reel döviz kurundaki negatif şoklara ticaret dengesinin verdiği tepkiyi göstermektedir. Kırmızı kesikli çizgi ticaret dengesine reel döviz kurunun verdiği pozitif ve negatif tepkilerin farkını vermektedir ve asimetri olarak da şekilde gösterilmektedir. Asimetri %95 güven aralığı ile verilmiştir. Sıfır çizgisini içeren bir güven aralığı asimetriğin anlamsız olduğunu göstermektedir. Kısa dönem Wald testi katsayısının hesaplanamamış uzun dönem Wald testi katsayısının ise anlamlı çıkmıştır. Kısa dönemde simetri söz konusu iken uzun dönemde asimetri çizgisi sıfır çizgisinin altında yer almaktadır. Uzun dönemde asimetriğin negatif olması ise, reel döviz kurundaki pozitif şokların negatif şoklara baskın olduğunu göstermektedir. Asimetrik Dinamik Çarpan grafiği ile tutarlı sonuçlar vermektedir. Türkiye-Rusya ikili ticaret dengesi üzerinde döviz kurunun etkisinin uzun dönemde asimetrik olduğu sonucuna ulaşılır.

ARDL ve NARDL modeli birlikte değerlendirildiğinde, ARDL modelinde değişkenler arasında uzun dönem ilişki bulunmazken NARDL modelinin getirdiği avantajlar sayesinde değişkenler arasında uzun dönem bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca reel döviz kurundaki azalışların uzun dönem ticaret dengesini olumlu

etkilediği, kısa dönemde reel döviz kuru azalışları değişkeni katsayısının 3. gecikmesi %10 önem düzeyinde istatistiki olarak anlamlı ve pozitiftir. Bu durumda Türkiye-Rusya ikili ticaret dengesinde reel döviz kurundaki azalışlar ticaret dengesini önce bozmakta uzun dönemde ise ticaret dengesini olumlu etkileyerek J eğrisi etkisi ortaya çıkmaktadır.

Türkiye'nin ara malı ve enerji ithalatı Rusya'yı önemli bir ticaret ortağı haline getirmiştir. İthal girdiye dayalı olan ülkelerde görülen dış ticaret açıkları 2019 yılı rakamları ile desteklenmektedir. 2019 yılında Türkiye'nin Rusya'ya toplam ihracatı 4.153.202 bin dolar olarak gerçekleşmiştir. Rusya'dan yapılan toplam ithalatta enerji ithalatının değeri (mineral yakıt ve yağlar, ham petrol hariç) 14.580.341 bin dolar olarak gerçekleşmiştir. NARDL modelinin analizi ile reel döviz kuru azalışlarının ikili dış ticarete etkisinin uzun dönemde ticareti olumlu etkilediği sonucuna ulaşılmıştır.

4.5. Türkiye- Amerika Birleşik Devletleri İkili Ticaretinde Reel Döviz Kurunun Dış Ticarete Etkisi

Türkiye'nin ABD ile olan ikili ticaretinde reel döviz kurunun etkilerini doğrusal ve doğrusal olmayan ARDL yöntemiyle 2000M1-2020M1 dönemi aylık verileri kullanılarak analiz edilmiştir. ARDL analizini gerçekleştirmeden önce serilerin durağanlığı ADF ve PP geleneksel birim kök testleri ile araştırılmış ve sonuçlar tablo 4.13'te gösterilmiştir. Birim kök testlerinin ardından doğrusal ARDL analizi ve doğrusal olmayan ARDL analizi yapılmıştır.

Tablo 4. 13. Türkiye- Amerika Birleşik Devletleri birim kök testleri

Değişkenler	ADF Testi		Philips -Perron Testi	
	Sabit	Sabit& Trend	Sabit	Sabit& Trend
<i>lnTBusa</i>	-2.1311	-2.1542	-3.6260***	-3.9576**
Δ <i>lnTBusa</i>	-11.0127***	-11.0159***	-36.9135***	-37.7933***
<i>lnYtur</i>	-0.5937	-2.7981	-0.7459	-2.6618
Δ <i>lnYtur</i>	-18.1790***	-18.1413***	-18.1436***	-18.1065***
<i>lnYusa</i>	-2.0398	-3.4194*	-1.3556	-2.3022
Δ <i>lnYusa</i>	-4.0667***	-4.0793***	-13.9268***	-13.9106***
<i>lnRER</i>	-1.2161	-1.1468	-1.3131	-1.2774
Δ <i>lnRER</i>	-11.5225***	-11.6068***	-10.2607***	-10.2329***

Not: Birim kök testleri SIC bilgi kriterine göre yapılmıştır. *, **, *** sırasıyla %10, %5, %1 önem düzeyinde anlamlılığını göstermektedir. " Δ " birinci farkı ifade etmektedir.

Tablo 4.13'te $\ln TBusa$, $\ln Ytur$, $\ln Yusa$ ve $\ln RER$ değişkenleri için hem sabit hem de sabit ve trendli model için düzey I (0) ve birinci fark I (1) değerlerinde ADF (Augmented Dickey Fuller) ve PP (Phillip_Perron) birim kök test sonuçları verilmiştir. $\ln TBusa$ değişkeni PP birim kök testi hem sabit hem de sabit ve trendli modelde düzeyde durağandır. $\ln Ytur$ ve $\ln Yusa$ ve $\ln RER$ değişkenleri ADF ve PP birim kök testlerinde hem sabit hem de trend ve sabit modelde birinci farklarında I (1) durağan hale gelmektedir. ARDL analizinin temel koşullarından olan serilerin ikinci ve daha fazla farkında durağan olmaması durumunu sağlamaktadır. Değişkenlerin hiçbirinin I (2) olmadığı doğrulandıktan sonra ARDL modelinin uzun dönem, kısa dönem ve hata düzeltme katsayıları tahmin edilmiştir.

Tablo 4.14'te Türkiye'nin ABD ile ikili ticaret dengesinde reel döviz kurunun etkilerinin araştırıldığı modelin ARDL analiz sonuçları verilmiştir. Var modelinden hareketle gecikme uzunlukları Akaike Bilgi Kriteri (AIC) yardımıyla belirlenmiştir. Gecikme uzunluğu 6 olarak seçilmiş ve gecikmeler sabit tutularak (6,2,1,3) modeli tahmin edilmiştir.

Tablo 4. 14. Türkiye- Amerika Birleşik Devletler ARDL sınır testi ve tanısal testler

Tanısal Testler			
J. Bera	LM	RESET	Adj. R ²
4.7194 [0.0944]	1.9683 [0.3737]	4.6111 [0.9946]	0.3678
Sınır Testi F İstatistiği	Anlam Düzeyi	I (0)	I (1)
1.9854	%10 %5 %1	2.37 2.79 3.65	3.2 3.67 4.66

Not: Parantez () içerisindeki t istatistiğini, Köşeli parantezler [] ise olasılık değerlerini göstermektedir.

*, ** ve *** sırasıyla %10, %5 ve %1 önem düzeyinde anlamlıdır.

Değişkenler arasındaki eşbütünlük ilişkisi Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen Sınır testi yardımıyla hesaplanmış ve tablo 4.14'te verilmiştir. Hesaplanan F istatistiği; Pesaran, Shin ve Smith (2001) çalışmasında yer alan alt kritik değerlerden küçük olması durumunda $H_0: \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = 0$ "Eşbütünlük ilişkisi

yoktur.” hipotezi kabul edilerek değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olmadığına karar verilir. Türkiye- ABD modelinde hesaplanan F istatistiği 1.9854 olduğu için ve %5 anlam düzeyinde I (1) üst kritik değerinden (3.67) küçük olduğu için değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi yoktur.

Tablo 4.14 de tanısal test sonuçları incelendiğinde Jarque Bera olasılık değeri 0.05’ten büyük olduğu için serinin normal dağıldığını gösterir. Breusch Godfrey LM testi olasılık değeri ve Ramsey Reset testi olasılık değerleri 0.05’ten büyük olduğu için modelde otokorelasyon ve spesifikasyon (belirleme) hatası olmadığını göstermektedir.

Türkiye-ABD ikili ticaretinde reel döviz ticaret dengesi üzerindeki etkilerinin sadece doğrusal olmadığı aynı zamanda reel döviz kurundaki artış ve azalışlarında ticaret dengesini etkileyeceği bilinmektedir. Bu sebeple tablo 4.15’de Türkiye-ABD ikili ticareti doğrusal olmayan model ile analiz edilmiştir.

Tablo 4. 15. Türkiye- Amerika Birleşik Devletler NARDL sınır testi ve tanısal testler

Tanısal Testler			
LM	RESET	J. Bera	Adj. R ²
1.88455 [0.3897]	0.0136 [0.9072]	3.7810 [0.1509]	0.3678
Sınır Testi F İstatistiği	Anlam Düzeyi	I (0)	I (1)
1.5893	%10	2.2	3.09
	%5	2.56	3.49
	%1	3.29	4.37

Not: Parantez () içerisindeki t istatistiğini, Köşeli parantezler [] ise olasılık değerlerini göstermektedir.

*, ** ve *** sırasıyla %10, %5 ve %1 önem düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 4.15’de Türkiye’nin Amerika Birleşik Devletler ile ikili ticaret dengesinde reel döviz kurunun asimetrik etkilerinin araştırıldığı doğrusal olmayan ARDL (6,2,0,0,3) modeli analiz sonuçları verilmiştir.

Tablo 4.15’da verilen tanısal test sonuçlarına göre ise modelde otokorelasyon olmadığı, hataların normal dağıldığı ve modelde belirleme hatası olmadığı görülmektedir.

Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen Sınır testi yardımıyla hesaplanmış Doğrusal olmayan ARDL modelinin hesaplanan F değeri 1.5893’ tür. Bu

değer %5 anlam düzeyinde üst kritik değer (2.56) altında yer almış ve H_0 hipotezi kabul edilerek değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olmadığı görülmüştür.

4.6. Türkiye-Çin Halk Cumhuriyeti İkili Ticaretinde Reel Döviz Kurunun Dış Ticarete Etkisi

Türkiye'nin Çin ile olan ikili ticaretinde reel döviz kurunun etkilerini doğrusal ve doğrusal olmayan ARDL yöntemiyle 2012M3-2018M11 dönemi aylık verilerle analiz edilmiştir. ARDL analizini gerçekleştirmeden önce serilerin durağanlığı ADF ve PP geleneksel birim kök testleri ile araştırılmış ve sonuçlar tablo 4.16'da gösterilmiştir. Birim kök testlerinin ardından doğrusal ARDL analizi ve doğrusal olmayan ARDL analizi yapılmıştır.

Tablo 4. 16. Türkiye- Çin birim kök testleri

Değişkenler	ADF Testi		Philips -Perron Testi	
	Sabit	Sabit& Trend	Sabit	Sabit& Trend
$\ln TB\text{Çin}$	-3.0240**	-2.9710	-3.0706**	-3.0706
$\Delta \ln TB\text{Çin}$	-8.2691***	-8.3535***	-11.0312***	-14.0681***
$\ln Y\text{tur}$	-1.4171	-1.6323	-1.4667	-3.8114**
$\Delta \ln Y\text{tur}$	-14.1458***	-14.2199***	-14.4234***	-15.2145***
$\ln Y\text{çin}$	-1.3296	-7.6095***	-1.2378	-8.0083***
$\Delta \ln Y\text{çin}$	-11.9828***	-12.0310***	-34.8322***	-40.8092***
$\ln RER$	-0.0651	-3.9396**	-0.5711	-3.1867*
$\Delta \ln RER$	-7.0981***	-7.0808***	-5.9666***	-5.8386***

Not: Birim kök testleri SIC bilgi kriterine göre yapılmıştır. *, **, *** sırasıyla %10, %5, %1 önem düzeyinde anlamlılığını göstermektedir. " Δ " birinci farkı ifade etmektedir.

Tablo 4.16'da $\ln TB\text{Çin}$, $\ln Y\text{tur}$, $\ln Y\text{çin}$ ve $\ln RER$ değişkenleri için hem sabit hem de sabit ve trendli model için düzey I (0) ve birinci fark I (1) değerlerinde ADF (Augmented Dickey Fuller) ve PP (Phillip_Perron) birim kök test sonuçları verilmiştir. ARDL analizinin temel koşullarından olan serilerin ikinci ve daha fazla farkında durağan olmaması koşulunu sağlamaktadır. Değişkenlerin hiçbirinin I (2) olmadığı doğrulandıktan sonra ARDL modelinin uzun dönem, kısa dönem ve hata düzeltme katsayıları tahmin edilmiştir.

Tablo 4.17’de Türkiye’nin Çin ile ikili ticaret dengesinde reel döviz kurunun etkilerinin araştırıldığı modelin ARDL analiz sonuçları verilmiştir. Var modelinden hareketle gecikme uzunlukları Akaike Bilgi Kriteri (AIC) yardımıyla belirlenmiştir. Uygun gecikme uzunluğu 4 olarak seçilmiş ve gecikmeler sabit tutularak (4,0,1,0) modeli tahmin edilmiştir.

Tablo 4. 17. Türkiye- Çin Halk Cumhuriyeti ARDL sınır testi ve tanısal testler

Tanısal Testler			
J. Bera	LM	RESET	Adj. R ²
2.2924 [0.3178]	2.9515 [0.2286]	1.152855 [0.2868]	0.6266
Sınır Testi F İstatistiği	Anlam Düzeyi	I (0)	I (1)
0.7681	%10 %5 %1	2.48 2.92 3.90	3.33 3.838 5.04

Not: Parantez () içerisindekiler t istatistiğini, Köşeli parantezler [] ise olasılık değerlerini göstermektedir.

, ** ve * sırasıyla %10, %5 ve %1 önem düzeyinde anlamlıdır.*

Değişkenler arasındaki eşbütünlük ilişkisi Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen Sınır testi yardımıyla hesaplanmış ve tablo 4.17 ’de verilmiştir. Hesaplanan F istatistiği; Pesaran, Shin ve Smith (2001) çalışmasında yer alan üst kritik değerlerden büyük olması durumunda $H_0: \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = \lambda_5 = 0$ “Eşbütünlük ilişkisi yoktur.” hipotezi reddilerek değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisi olduğuna karar verilir. Türkiye- Çin modelinde hesaplanan F istatistiği 0.7681 olduğu için ve %10 önem düzeyinde I (1) alt kritik değerinden (3.33) küçük olduğu için değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisi yoktur hipotezi kabul edilir.

Tablo 4.17’ de Tanısal test sonuçları incelendiğinde Jarque Bera olasılık değeri 0.05’ten büyük olduğu için serinin normal dağıldığını gösterir. Breusch Godfrey LM testi olasılık değeri ve Ramsey Reset testi olasılık değerleri 0.05’ten büyük olduğu için modelde otokorelasyon ve spesifikasyon (belirleme) hatası olmadığını göstermektedir.

Tablo 4.18’de Türkiye’nin Çin ile ikili ticaret dengesinde reel döviz kurunun asimetric etkilerinin araştırıldığı doğrusal olmayan ARDL (4,0,1,0,0) modeli analiz sonuçları verilmiştir.

Tablo 4. 18. Türkiye- Çin Halk Cumhuriyeti NARDL sınır testi ile tanısal testler

Tanısal Testler			
LM	RESET	J. Bera	Adj. R²
3.2820 [0.1938]	3.9502 [0.0510]	2.1003 [0.3498]	0.6748
Sınır F İstatistiği	Anlam Düzeyi	I (0)	I (1)
0.955502	%10	2.30	3.22
	%5	2.68	3.69
	%1	3.60	4.78

Not: Parantez () içerisindekiler t istatistiğini, Köşeli parantezler [] ise olasılık değerlerini göstermektedir.

*, ** ve *** sırasıyla %10, %5 ve %1 önem düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 4.18’de verilen tanısal test sonuçlarına göre ise modelde otokorelasyon sorunu olmadığı, hataların normal dağıldığı ve model belirleme hatasının olmadığını göstermektedir.

Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen Sınır testi yardımıyla hesaplanmış Doğrusal olmayan ARDL modelinin hesaplanan F değeri 0.9555’ tir. Bu değer %10 anlam düzeyinde alt kritik değerin (3.22) altında yer almış ve H_0 hipotezi kabul edilip değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olmadığı görülmektedir.

4.7. Türkiye- Almanya İkili Ticaretinde Reel Döviz Kurunun Dış Ticarete Etkisi

Türkiye'nin Almanya ile olan ikili ticaretinde reel döviz kurunun etkilerini doğrusal ve doğrusal olmayan ARDL yöntemiyle 2000M1-2020M1 dönemi aylık verilerle analiz edilmiştir. ARDL analizini gerçekleştirmeden önce serilerin durağanlığı ADF ve PP geleneksel birim kök testleri yapılmış ve tablo 4.19'da gösterilmiştir. Birim kök testlerinin ardından doğrusal ARDL analizi ve doğrusal olmayan ARDL analizi yapılmıştır.

Tablo 4.19'da $\ln TBger$, $\ln Ytur$, $\ln Yger$ ve $\ln RER$ değişkenleri için hem sabit hem de sabit ve trendli model için düzey I (0) ve birinci fark I (1) değerlerinde ADF (Augmented Dickey Fuller) ve PP (Phillip_Perron) birim kök test sonuçları verilmiştir. $\ln TBger$ Değişkeni PP birim kök testlerinde hem sabit hem de sabit ve trendli modelde düzeyde durağandır.

Tablo 4. 19. Türkiye- Almanya birim kök testleri

Değişkenler	ADF Testi		Philips -Perron Testi	
	Sabit	Sabit& Trend	Sabit	Sabit& Trend
$\ln TBger$	-1.7729	-1.6414	-9.7914***	-10.0069***
$\Delta \ln TBger$	-5.8781***	-5.9075***	-51.4968***	-54.9874***
$\ln Ytur$	-0.5937	-2.7981	-0.7459	-2.6618
$\Delta \ln Ytur$	-18.1790***	-18.1413***	-18.1436***	-18.1065***
$\ln Yger$	-1.9035	-3.3634	-1.9700	-2.9403
$\Delta \ln Yger$	-6.2277***	-6.2154***	-17.4948***	-17.4854***
$\ln RER$	-2.3439	-2.3224	-2.4548	-2.4295
$\Delta \ln RER$	-11.4393***	-11.4401***	-10.6880***	-10.6665***

Not: Parantez () içerisindeki t istatistiğini, Köşeli parantezler [] ise olasılık değerlerini göstermektedir.

*, ** ve *** sırasıyla %10, %5 ve %1 önem düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 4.19'da yer alan $\ln Ytur$ ve $\ln Yger$ ve $\ln RER$ değişkenleri ADF ve PP birim kök testlerinde hem sabit hem de trend ve sabit modelde birinci farklarında I (1) durağan hale gelmektedir. ARDL analizinin temel koşullarından olan serilerin ikinci ve daha fazla farkında durağan olmaması koşulunu sağlamaktadır. Değişkenlerin hiçbirinin I (2) olmadığı doğrulandıktan sonra ARDL modelinin uzun dönem, kısa dönem ve hata düzeltme katsayıları tahmin edilmiştir.

Tablo 4.20'de Türkiye'nin Almanya ile ikili ticaret dengesinde reel döviz kurunun etkilerinin araştırıldığı modelin ARDL analiz sonuçları verilmiştir. Var modelinden

hareketle gecikme uzunlukları Akaike Bilgi Kriteri (AIC) yardımıyla belirlenmiştir. Uygun gecikme uzunluğu 4 olarak seçilmiş ve gecikmeler sabit tutularak (3,4,0,3) modeli tahmin edilmiştir.

Tablo 4. 20. Türkiye- Almanya ARDL kısa ve uzun dönem modelleri ve tanısal testler

TÜRKİYE – ALMANYA ARDL AIC (3,4,0,3) Modeli				
Değişkenler	Katsayı	t istatistiği	Olasılık değeri	
$\Delta \ln TBger_{t-1}$	-0.2112	-2.5144	0.0126	
$\Delta \ln TBger_{t-1}$	-0.1375	-2.1200	0.0351	
$\Delta \ln Ytur$	-0.4151	-1.0995	0.2727	
$\Delta \ln Ytur_{t-1}$	-0.2887	-0.7523	0.4526	
$\Delta \ln Ytur_{t-2}$	0.0325	0.0863	0.9313	
$\Delta \ln Ytur_{t-3}$	-0.9704	-2.6327	0.0091	
$\Delta \ln RER$	-0.0684	-0.2871	0.7742	
$\Delta \ln RER_{t-1}$	-0.4803*	-1.8858	0.0606	
$\Delta \ln RER_{t-2}$	0.5294	2.1130	0.0357	
Uzun Dönem ARDL				
Sabit	$\ln Ytur$	$\ln Yger$	$\ln RER$	
0.6830	-0.1306*	0.2624	-0.5232***	
(1.5442)	(-1.8544)	(0.9949)	(-5.1984)	
[0.1239]	[0.0650]	[0.3208]	[0.0000]	
Tanısal Testler				
J. Bera	ECM_{t-1}	LM	RESET	Adj. R ²
4.7716	-0.6180	7.3184	0.0885	0.4704
[0.0920]	(-6.8109)	[0.0258]	[0.7664]	
	[0.0000]			
Sınır Testi F İstatistiği	Anlam Düzeyi		I (0)	I (1)
9.1144	%10		2.37	3.2
	%5		2.79	3.67
	%1		3.65	4.66

Not: Parantez () içerisindeki t istatistiğini, Köşeli parantezler [] ise olasılık değerlerini göstermektedir.

*, ** ve *** sırasıyla %10, %5 ve %1 önem düzeyinde anlamlıdır.

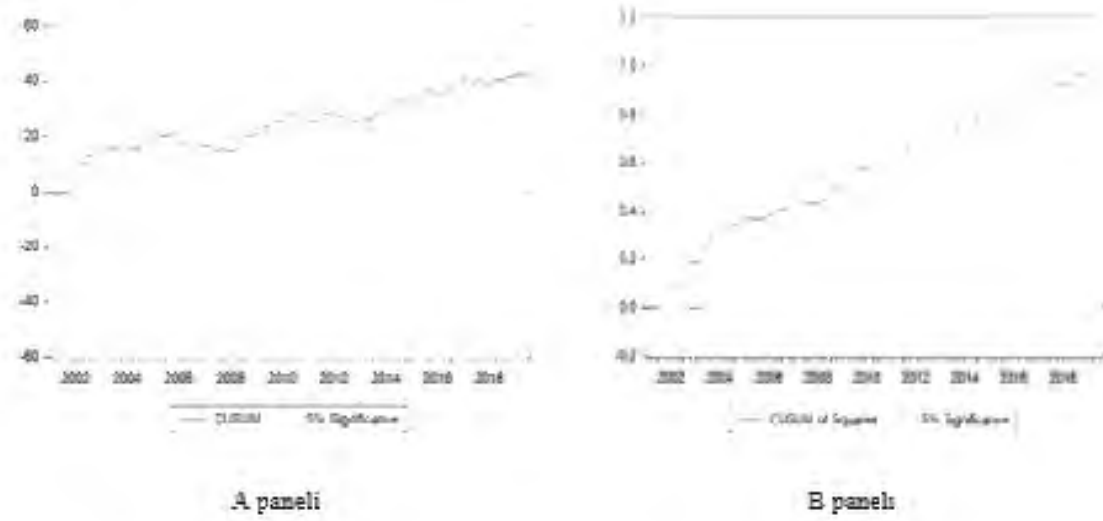
Değişkenler arasındaki eşbütünlük ilişkisi Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen Sınır testi yardımıyla araştırılmış ve sonuçlar tablo 4.21’de verilmiştir. Hesaplanan F istatistiği; Pesaran, Shin ve Smith (2001) çalışmasında yer alan üst kritik değerlerden büyük olması durumunda $H_0: \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = 0$ “Eşbütünlük ilişkisi yoktur.” hipotezi reddilerek değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisi olduğuna karar verilir. Türkiye-Almanya modelinde hesaplanan F istatistiği 9.1144 olduğu için ve

%1 anlam düzeyinde I (1) üst kritik değerinden (4.66) büyük olduğu için değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisinin olduğu kabul edilir.

Tablo 4.20' de tanısal test sonuçları incelendiğinde Jarque Bera olasılık değeri 0.05'ten büyük olduğu için serinin normal dağıldığını gösterir. Ramsey Reset testi olasılık değeri 0.05'ten büyük olduğu için modelde spesifikasyon (belirleme) hatası olmadığını göstermektedir.

Tablo 4.20'de tanısal test sonuçlarının içinde yer verdiğimiz ECM_{t-1} gecikmeli hata düzeltme terimi, -0.6180 olarak hesaplanmıştır. Bu terimin katsayısı negatif ve %1 anlam düzeyinde istatistiki olarak anlamlıdır. Hata düzeltme katsayısı kısa dönemde ticaret dengesinde meydana gelen herhangi bir döngüsel sapmanın ya da önceki dönemde meydana gelen bir şok sonrası dengesizliğin yaklaşık %62'lik kısmının uzun dönemde tekrar dengeye geleceğini göstermektedir.

Doğrusal ARDL modelinde uzun dönem katsayıları, tablo 4.20'de verilmektedir. Almanya'nın gelirini ifade eden Y_{ger} değişkeni istatistiki olarak anlamsızken katsayının işareti teorik beklenti ile uyumludur. Türkiye'nin gelirini ifade eden Y_{tur} değişkeni %10 anlam düzeyinde istatistiki olarak anlamlı ve teorik beklenti ile uyumludur. Ulusal gelirden meydana gelen bir artış ithal mallara olan talebi artırarak dış ticaret dengesini olumsuz etkileyecektir. Son olarak reel döviz kuru değişkeni %5 anlam düzeyinde istatistiki olarak anlamlıdır. Uzun dönemde reel döviz kurundaki %1'lik azalış ticaret dengesini %0,52 olumlu etkilemektedir. Kısa dönemde değişkenler istatistiki olarak anlamlı değilken sadece kısa dönemde reel döviz kurunun ikinci gecikmesi %10 anlam düzeyinde istatistiki olarak anlamlı ve reel döviz kurunun 2 gecikmeli değeri dış ticaret dengesini olumlu etkilemektedir. ARDL modeli ile yapılan çalışmalarda reel döviz kurundaki azalışların ticaret dengesi üzerinde olumlu etkilerini araştıran ve J eğrisi bulunmadığına dair sonuçlara ulaşan Nusair (2016), Bahmani-Oskooee ve Halıcıoğlu (2017) ve Ari ve vd. (2019) çalışmasıyla uyumludur. Uzun dönemde reel döviz kurundaki azalışların ikili ticaret dengesi olumlu etkilemesi Marshall-Lerner koşulunu ortaya çıkarmaktadır. Bu sonuç Halıcıoğlu (2008b) çalışmasıyla uyumludur.



Şekil 4. 12. Türkiye-Almanya CUSUM ve CUSUMSQ testi

Şekil 4.12'nin a panelinde CUSUM testi ardışık hataların kümülatif toplamına dayanmaktadır ve %5 anlam düzeyinde modelin parametrelerinin istikrarlı olduğu söylenir.

B panelinde ise ardışık hataların karelerinin kümülatif toplamı CUSUMSQ grafiği verilmektedir. %5 anlam düzeyindeki yapısal değişmelerin olduğu ya da istikrarın sağlanamadığı görülmektedir.

Türkiye-Almanya ikili ticaretinde reel döviz kurun ticaret dengesi üzerindeki etkilerinin sadece doğrusal olmadığı aynı zamanda reel döviz kurundaki artış ve azalışlarında ticaret dengesini etkileyeceği bilinmektedir. Bu sebeple Türkiye-Almanya NARDL modeline ait analiz sonuçları tablo 4.21' de verilmiştir.

Tablo 4. 21. Türkiye- Almanya NARDL kısa ve uzun dönem modelleri ve tanısal testler

NARDL Model Tahmin Sonuçları AIC (1,4,0,4,0)						
Değişkenler	Katsayı	t istatistiği	Olasılık Değeri			
$\Delta \ln Y_{tur}$	-0.5840	-1.5219	0.1294			
$\Delta \ln Y_{tur}_{t-1}$	-0.1950	-0.4998	0.6177			
$\Delta \ln Y_{tur}_{t-2}$	0.0442	0.1160	0.9077			
$\Delta \ln Y_{tur}_{t-3}$	-0.9550***	-2.5737	0.0107			
$\Delta \ln RER +$	0.7190*	1.7043	0.0897			
$\Delta \ln RER +_{t-1}$	-0.2643	-0.6064	0.5448			
$\Delta \ln RER +_{t-2}$	0.7585*	1.8024	0.0728			
$\Delta \ln RER +_{t-3}$	1.0439**	2.4734	0.0141			
NARDL Modeli Uzun Dönem Katsayılar						
Sabit	$\ln Y_{tur}$	$\ln Y_{ger}$	$\ln RER+$	$\ln RER-$		
1.4331	-0.2942	0.3454	-0.6082***	-0.6623***		
(3.3898)	(-1.3565)	(1.0338)	(-7.1961)	(-7.7492)		
[0.0008]	[0.1763]	[0.3023]	[0.0000]	[0.0000]		
Tanısal Testler						
ECM_{t-1}	LM	RESET	J. Bera	Adj. R ²	$Wald_L$	$Wald_S$
-0.8482 (-13.160) [0.0000]	2.1004 [0.3499]	0.0947 [0.7585]	7.1431 [0.0281]	0.4801	0.7176 [0.4969]	-
Sınır Testi F İstatistiği	Anlam Düzeyi		I (0)		I (1)	
28.2286	%10		2.2		3.09	
	%5		2.56		3.49	
	%1		3.29		4.37	

Not: Parantez () içerisindeki t istatistiğini, Köşeli parantezler [] ise olasılık değerlerini göstermektedir.

*, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeyinde anlamlıdır.

Türkiye'nin Almanya ile ikili ticaret dengesinde reel döviz kurunun asimetrik etkilerinin araştırıldığı doğrusal olmayan ARDL (1,4,0,4,0) modeli analiz sonuçları verilmiştir.

Tablo 4.21'de verilen tanısal test sonuçlarına göre ise otokorelasyon ve model belirleme hatasının olmadığını göstermektedir.

Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen Sınır testi yardımıyla hesaplanmış NARDL modelinin hesaplanan F değeri 28.2286' tür. Bu değer %1 anlam düzeyinde I(1) üst kritik değeri (4.37) üzerinde yer almış ve H_0 hipotezi reddedilerek değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi varlığı ortaya konmuştur.

NARDL (1,4,0,4,0) modeline ait hata düzeltme terimi ECM_{t-1} beklentilerle uyumlu olarak negatif ve %1 anlam düzeyinde istatistiki olarak anlamlıdır. Hata düzeltme terimi

katsayısı ticaret dengesinde kısa dönemde meydana gelecek dengesizliklerin gelecek dönemlerde yaklaşık %0,84'lük kısmının sonra ortadan düzeleceğini ifade etmektedir.

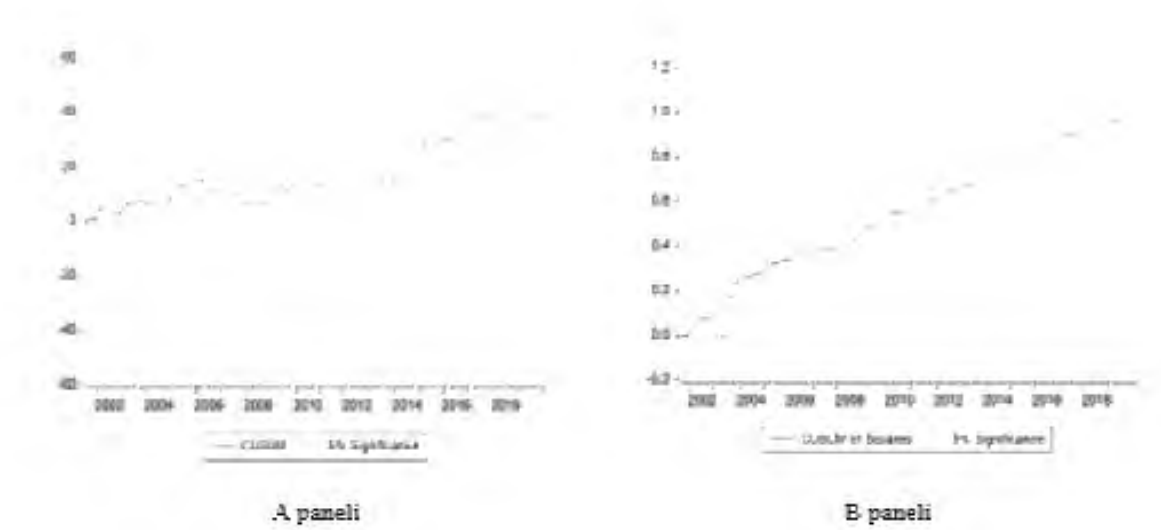
NARDL modeline ait uzun dönem katsayılar Türkiye ve Almanya'nın ikili ticaretinde reel döviz kurunun dış ticaret üzerindeki etkileri Tablo 4.21' de yer almaktadır. Modelde yer alan değişkenlerden sadece reel döviz kurundaki artışı ifade eden $\ln RER+$ ve reel döviz kurundaki azalışları ifade eden $\ln RER-$ değişkeni istatistiki olarak anlamlı iken, iki ülkenin de gelirinin temsilen yer alan sanayi üretim endeksi değişkenleri istatistiki olarak anlamsızdır. Reel döviz kuru artışlarında ($RER+$) meydana gelen %1'lik bir artış ikili ticareti %0,6 ticaret dengesini olumsuz etkilerken, reel döviz kuru azalışları ($RER-$) uzun dönemde ticaret dengesi %0,6 olumlu etkileyecektir.

Kısa dönemde ise tahmin edilen modelin yapısı gereği yeteri kadar gecikme olmadığı için reel döviz kurundaki azalışların katsayısı hesaplanamamıştır. Kısa dönemde reel döviz kurundaki azalışların dış ticaret üzerindeki etkileri bilinmezken, uzun dönemde bu etki ticareti arttırıcı yöndedir. Reel döviz kurundaki artışların kısa dönemde ticaret dengesini %10 önem düzeyinde istatistiki olarak anlamlı ve olumlu etkileyecektir.

Uzun dönemde reel döviz kurunda meydana gelen azalışların ya da Türk lirasının değer kaybının Türkiye-Almanya ikili ticaretine etkisi olumlu olup, dış ticareti arttıracaktır. Türk lirasında yaşanan değer kayıplarının ikili ticareti olumlu etkilemesi Marshall-Lerner koşulunun gerçekleştiğini göstermektedir. Bu sonuç Halıcıoğlu (2008b) çalışması ile uyumludur. Türkiye-Almanya ikili ticaretini ele alarak yapılan NARDL analizinde sadece uzun dönemde reel döviz kurundaki azalışların ya da Türk lirasının değer kaybetmesinin ticaret dengesi üzerinde olumlu etkilerini araştıran ve J eğrisi bulunmadığına dair sonuca ulaşan Karamelikli (2016) çalışmasıyla uyumludur. Türkiye-Almanya ikili ticaretini NARDL yöntemiyle analiz eden Ari vd (2019) ve Bahmani-Oskooee(2017) çalışmasından ayrılmaktadır.

Kısa ve uzun dönem asimetriyi belirlemek için Wald testi yapılır. Uzun dönem Wald test istatistiği 0.7176 olarak hesaplanmıştır ve olasılık değeri 0.05'ten daha büyük olduğu uzun dönem simetrik olduğunu söyleyen H_0 hipotezi kabul edilir. Doğrusal olmayan ARDL modeline göre reel döviz kuru ile ikili ticaret dengesi arasındaki ilişki uzun dönemde simetriktir. Reel döviz kurundaki azalış ve artışlar ticaret dengesini aynı oranda simetrik olarak etkilemektedir. Uzun dönem katsayılarında bu durum görülmektedir.

Kısa dönem simetri/asimetri için reel döviz kurundaki pozitif bileşenlerin gecikmelerinin olmaması nedeniyle kısa dönemde reel döviz kurdaki değişikliklerin (pozitif ve negatif) asimetrik etkisinin olmadığı görülür.

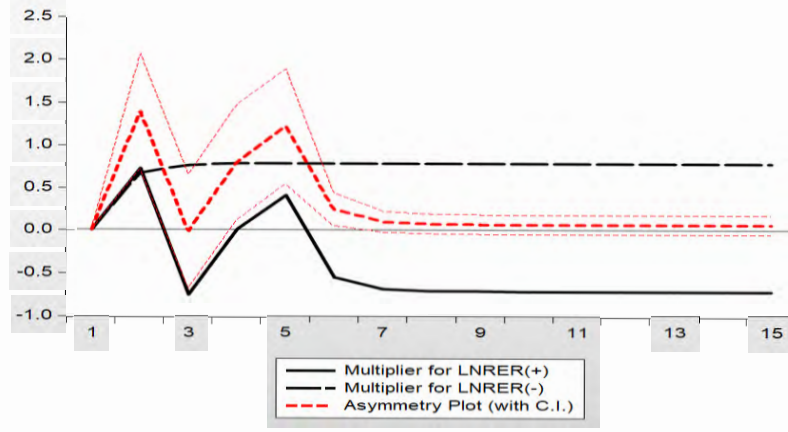


Şekil 4.13. Türkiye-Almanya CUSUM ve CUSUMSQ testi

Şekil 4.13'ün a panelinde CUSUM testi ardışık hataların kümülatif toplamına dayanmaktadır ve %5 anlam düzeyinde modelin parametrelerinin istikrarlı olduğu söylenir.

B panelinde ardışık hataların karelerinin kümülatif toplamı CUSUMSQ grafiği verilmektedir. %5 anlam düzeyindeki yapısal değişmelerin olmadığı ya da istikrarın sağlandığı görülmektedir.

Şekil 4.14 reel döviz kurundaki pozitif ve negatif şoklara Türkiye- Almanya ikili ticaret dengesinin verdiği asimetrik tepkiyi göstermektedir. Siyah düz çizgi reel döviz kurundaki pozitif şoklara ticaret dengesinin verdiği tepkiyi, siyah kesikli çizgi reel döviz kurundaki negatif şoklara ticaret dengesinin verdiği tepkiyi göstermektedir.



Şekil 4. 14. Türkiye-Almanya asimetric dinamik çarpan

Kırmızı kesikli çizgi ticaret dengesine reel döviz kurunun verdiği pozitif ve negatif tepkilerin farkını vermektedir ve asimetri olarak da şekilde gösterilmektedir. Sıfır çizgisini içeren bir güven aralığı asimetrielerin anlamsız olduğunu göstermektedir. Türkiye- Almanya ikili ticaret dengesi modelinde güven aralığının sıfır çizgisini içerdiği görülmektedir. Türkiye-Almanya ikili ticaret dengesi üzerinde döviz kurunun asimetric etkisi söz konusu değildir.

ARDL ve NARDL modelleri birlikte değerlendirildiğinde, ARDL modelinde reel döviz kurundaki artışlar ikili ticaret dengesini uzun dönemde olumlu etkileyecek ve Marshall- Lerner koşulunu ortaya çıkaracaktır. NARDL modelinde ise, reel döviz kuru azalışları sadece uzun dönemde ikili ticaret dengesini arttıracaktır.

Almanya, Türkiye'nin hem ithalatta hem de ihracatta en büyük ticaret ortaklarından biridir. 2000 yılında 7 milyar 163 milyon dolar olarak gerçekleşirken 2019 yılında ithalatımız 19 milyar 280 milyon dolar olarak gerçekleşmiştir. 2000 yılında 5 milyar 171 milyon dolar olan ihracatımız ise 16 milyar 617 milyon dolar olmuştur. Türkiye-Almanya dış ticareti her geçen yıl artmaktadır. Reel döviz kurundaki azalışlar sonucunda yurtiçi malların fiyatı ucuzlayacağı için ihracat artacak. Türkiye'nin ihracatta ithalata bağımlı olması ticaret açıklarının artmasına neden olmaktadır

4.8. Türkiye-UK İkili Ticaretinde Reel Döviz Kurunun Dış Ticarete Etkisi

Türkiye'nin Birleşik Krallık ile olan ikili ticaretinde reel döviz kurunun etkilerini doğrusal ve doğrusal olmayan ARDL yöntemiyle 2002M1-2020M1 dönemi aylık verilerle analiz edilmiştir. ARDL analizini gerçekleştirmeden önce serilerin durağanlığı ADF ve PP geleneksel birim kök testleri araştırılmış ve sonuçlar tablo 4.22'de gösterilmiştir. Birim kök testlerinin ardından doğrusal ARDL analizi ve doğrusal olmayan ARDL analizi yapılmıştır.

Tablo 4. 22. Türkiye- Birleşik Krallık birim kök testleri

Değişkenler	ADF Testi		Philips -Perron Testi	
	Sabit	Sabit& Trend	Sabit	Sabit& Trend
<i>lnTBuk</i>	-4.0405***	-5.3237***	-5.6926***	-8.5801***
Δ <i>lnTBuk</i>	-15.4516***	-15.4447***	-32.7464***	-33.0124***
<i>lnYtur</i>	-0.5937	-2.7981	-0.7459	-2.6618
Δ <i>lnYtur</i>	-18.1790***	-18.1413***	-18.1436***	-18.1065***
<i>lnYuk</i>	-1.6101	-1.6097	-1.5278	-1.8318
Δ <i>lnYuk</i>	-19.4455***	-19.4397***	-19.5453***	-19.6141***
<i>lnRER</i>	-1.9317	-1.6869	-2.0815	-1.8423
Δ <i>lnRER</i>	-11.6437***	-11.6806***	-10.7210***	-10.6991***

Not: Birim kök testleri SIC bilgi kriterine göre yapılmıştır. *, **, *** sırasıyla %10, %5, %1 önem düzeyinde anlamlılığını göstermektedir. " Δ " birinci farkı ifade etmektedir.

Tablo 4.22'de *lnTBuk*, *lnYtur*, *lnYuk* ve *lnRER* değişkenleri için hem sabit hem de sabit ve trendli model için düzey I (0) ve birinci fark I (1) değerlerinde ADF (Augmented Dickey Fuller) ve PP (Phillip_Perron) birim kök test sonuçları verilmiştir. *lnTBuk* değişkeni ADF ve PP birim kök testlerinde hem sabit hem de sabit ve trendli modelde düzeyde durağandır. *lnYtur* Ve *lnYuk* ve *lnRER* değişkenleri ADF ve PP birim kök testlerinde hem sabit hem de trend ve sabit modelde birinci farklarında I (1) durağan hale gelmektedir. ARDL analizinin temel koşullarından olan serilerin ikinci ve daha fazla farkında durağan olmaması durumunu sağlamaktadır. Değişkenlerin hiçbirinin I (2) olmadığı doğrulandıktan sonra ARDL modelinin uzun dönem, kısa dönem ve hata düzeltme katsayıları tahmin edilmiştir.

Türkiye'nin Birleşik Krallık ile ikili ticaret dengesinde reel döviz kurunun etkilerinin araştırıldığı modelin ARDL analiz sonuçları verilmiştir. Türkiye- Birleşik Krallık ikili ticaret modeline kukla değişken olarak 2018M05 eklenip model tahmin

edilmiştir. Var modelinden hareketle gecikme uzunlukları Akaike Bilgi Kriteri (AIC) yardımıyla belirlenmiştir. Uygun gecikme uzunluğu 4 olarak belirlenmiş ve gecikmeler sabit tutularak (2,4,0,0) modeli tahmin edilmiştir.

Tablo 4. 23. Türkiye- Birleşik Krallık ARDL kısa ve uzun dönem modelleri ve tanısal testler

TÜRKİYE – BİRLEŞİK KRALLIK ARDL AIC (2,4,0,0) Modeli				
Değişkenler	Katsayı	t istatistiği	Olasılık Değeri	
$\Delta \ln TBuk_{t-1}$	-0.2283	-3.8393	0.0002	
$\ln Ytur$	0.3529	0.8078	0.4201	
$\Delta \ln Ytur_{t-1}$	-0.6441	-1.4597	0.1457	
$\Delta \ln Ytur_{t-2}$	-0.9158	-2.0657	0.0400	
$\Delta \ln Ytur_{t-3}$	-1.2665	-2.9002	0.0041	
Kukla	-0.4054	-5.6079	0.0000	
Uzun Dönem ARDL				
Sabit	$\ln Ytur$	$\ln Yuk$	$\ln RER$	
1.4620	0.1574***	-0.5107	-0.0862	
(1.9011)	(3.1831)	(-1.4433)	(-1.1588)	
[0.0963]	[0.0017]	[0.1503]	[0.2477]	
Tanısal Testler				
J. Bera	ECM_{t-1}	LM	RESET	Adj. R ²
3.8934 [0.0586]	-0.4597 (-7.4285) [0.0000]	6.9026 [0.0317]	3.8430 [0.0512]	0.5677
Sınır Testi F İstatistiği	Anlam düzeyi		I (0)	I (1)
10.8212	% 10		2.37	3.2
	% 5		2.79	3.67
	% 1		3.65	4.66

Not: Parantez () içerisindekiler t istatistiğini, Köşeli parantezler [] ise olasılık değerlerini göstermektedir.

*, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeyinde anlamlıdır.

Değişkenler arasındaki eşbütünlüşme ilişkisi Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen Sınır testi yardımıyla hesaplanmış ve tablo 4.23'te verilmiştir.

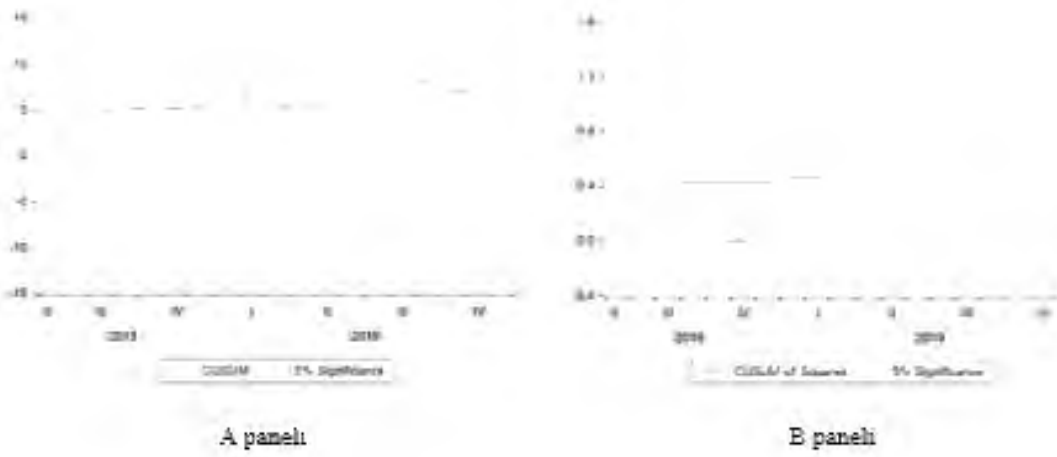
Hesaplanan F istatistiği; Pesaran, Shin ve Smith (2001) çalışmasında yer alan üst kritik değerlerden büyük olması durumunda $H_0: \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = 0$ “Eşbütünleşme ilişkisi yoktur.” hipotezi reddilerek değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğuna karar verilir. Türkiye- Birleşik Krallık modelinde hesaplanan F istatistiği 10.8212 olduğu için ve %1 anlam düzeyinde I (1) üst kritik değerinden (4.37) büyük olduğu için değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğu kabul edilir.

Tablo 4.23’ te tanısal test sonuçları incelendiğinde Jarque Bera olasılık değeri 0.05’ten büyük olduğu için serinin normal dağıldığını gösterir Ramsey Reset testi olasılık değerleri 0.05’ten büyük olduğu için modelde spesifikasyon (belirleme) hatası olmadığını göstermektedir.

Tanısal test sonuçlarının içinde yer verdiğimiz ECM_{t-1} gecikmeli hata düzeltme terimi, -0.4597 olarak hesaplanmıştır. Bu terimin katsayısının işareti beklentiye uygun olarak negatif ve %1 anlam düzeyinde anlamlıdır. Hata düzeltme katsayısı kısa dönemde bağımlı değişken $\ln TBuk$ ’da meydana gelen herhangi bir döngüsel sapmanın ya da önceki dönemde meydana gelen bir şokun yaklaşık %0,45’lik kısmının uzun dönemde tekrar dengeye doğru hareket ettiğini göstermektedir.

Doğrusal ARDL modelinde uzun dönemde sadece Türkiye’nin gelirini ifade etmek amacıyla yer alan sanayi üretim endeksi değişkeni istatistiki olarak anlamlıyken, Birleşik Krallığın geliri ve reel döviz kuru değişkeni istatistiki olarak anlamsızdır. Türkiye’nin gelirinde meydana gelecek %1’lik artış Türkiye’nin dış ticaretini %0,4 olumlu etkileyecektir ancak teorik beklentilerle uyumlu değildir. Reel döviz kuru değişkenine ait katsayılar ise istatistiki olarak anlamlı değildir.

Türkiye-Birleşik Krallık ikili ticaret dengesinde kısa dönemli etkileri ARDL (2,4,0,0) modelinden dolayı reel döviz kuruna ve ticaret ortağı ülke gelirine ait katsayı hesaplanmadığı için tabloda yer almamıştır. Literatürde Rose ve Yellen (1989), Bahmani-Oskooee ve Brooks (1999), Bahmani-Oskooee ve Wang (2006), Nusair (2017), Ari vd. (2019) yapmış oldukları ARDL analizi sonuçlarıyla benzer sonuçlara ulaşılmıştır.



Şekil 4. 15. Türkiye-Birleşik Krallık CUSUM ve CUSUMSQ testi

CUSUM testi ardışık hataların kümülatif toplamına dayanmaktadır ve %5 anlam düzeyinde modelin parametrelerinin istikrarlı olduğu söylenir.

Şekil 4.15'te Ardışık hataların karelerinin kümülatif toplamı CUSUMSQ grafiği verilmektedir. %5 anlam düzeyindeki yapısal değişmelerin olmadığı ya da istikrarın sağlandığı görülmektedir.

Türkiye- Birleşik Krallık ikili ticaretinde reel döviz ticaret dengesi üzerindeki etkilerinin sadece doğrusal olmadığı aynı zamanda reel döviz kurundaki artış ve azalışlarında ticaret dengesini etkileyeceği bilinmektedir. Bu sebeple tablo 4.24'te Türkiye-Birleşik Krallık ikili ticareti doğrusal olmayan model ile analiz edilmiştir.

Tablo 4. 24. Türkiye- Birleşik Krallık NARDL kısa ve uzun dönem modelleri ve tanısal testler

NARDL Model Tahmin Sonuçları AIC (2,0,1,4,1)						
	Katsayı		t istatistiği		Olasılık Değeri	
$\Delta \ln TBuk_{t-1}$	-0.1575		-2.7027		0.0074	
$\Delta \ln Yuk$	0.1166		-1.9645		0.0507	
$\Delta \ln RER +$	1.7717		2.9152		0.0039	
$\Delta \ln RER +_{t-1}$	0.4745		0.9137		0.3618	
$\Delta \ln RER +_{t-2}$	0.2014		0.3946		0.6935	
$\Delta \ln RER +_{t-3}$	1.2567		2.4717		0.0142	
$\Delta \ln RER -$	-1.4572		-3.5566		0.0005	
Kukla	-0.41094		-5.8184		0.0000	
NARDL Modeli Uzun Dönem Katsayılar						
Sabit	lnYtur	lnYuk	LnRER+	LnRER-		
1.4319	-0.0138	-0.2543	0.0489	-0.0541		
(1.7391)	(-0.0841)	(-0.5796)	(0.5003)	(-0.7107)		
[0.0834]	[0.9330]	[0.5628]	[0.6173]	[0.4780]		
Tanısal Testler						
ECM _{t-1}	LM	RESET	J. Bera	Adj. R ²	Wald _L	Wald _S
-0.4652 (-7.7998) [0.0000]	6.7630 [0.0340]	2.8576 [0.0924]	4.6916 [0.0957]	0.4129	2.3333 [0.1266]	16.2335 [0.0001]
Sınır Testi F İstatistiği	Anlam Düzeyi		I (0)		I ((1))	
10.1092	%10		2.2		3.09	
	%5		2.88		3.49	
	%1		3.29		4.37	

Not: Parantez () içerisindekiler t istatistiğini, Köşeli parantezler [] ise olasılık değerlerini göstermektedir.

*, ** ve *** sırasıyla %10, %5 ve %1 önem düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 4.24'te Türkiye'nin Birleşik Krallık ile ikili ticaret dengesinde reel döviz kurunun asimetrik etkilerinin araştırıldığı doğrusal olmayan ARDL (2,0,1,4,1) modeli analiz sonuçları verilmiştir.

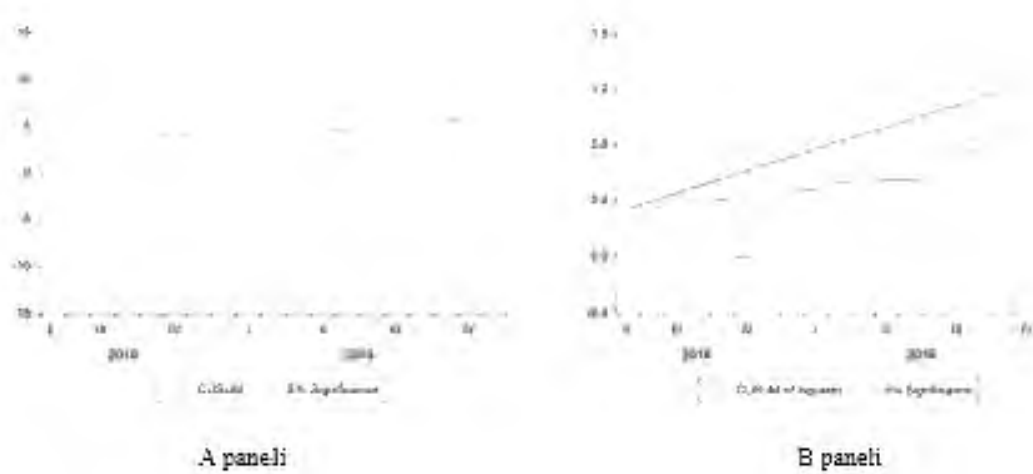
Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen Sınır testi yardımıyla hesaplanmış doğrusal olmayan ARDL modelinin hesaplanan F değeri 10.1092'dir. Bu değer %1 anlam düzeyinde I (1) üst kritik değerinde büyüktür. H₀ hipotezi reddedilerek değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığına karar verilmiştir.

Tablo 4.24'te verilen tanısal test sonuçlarına göre ise modelde otokorelasyon sorunu olmadığı, hataların normal dağıldığı ve model belirleme hatasının olmadığını gösterilmiştir.

Doğrusal olmayan ARDL (2,0,1,4,1) modeline ait hata düzeltme terimi katsayısı ECM_{t-1} beklentilerle uyumlu olarak negatif ve %1 anlam düzeyinde istatistiki olarak anlamlıdır. Hata düzeltme terimi kısa dönemde meydana gelecek dengesizliklerin uzun dönemde %0,46'lık kısmını ortadan kaldıracağını ifade etmektedir.

Türkiye- Birleşik Krallık ikili ticaretinin doğrusal olmayan ARDL modelinde uzun dönemde değişkenlerin istatistiki olarak anlamlı olmadığı görülmektedir. Kısa dönemde ise sadece reel döviz kurundaki artışların dış ticaret dengesini olumlu etkileyeceği sonucuna ulaşılmıştır.

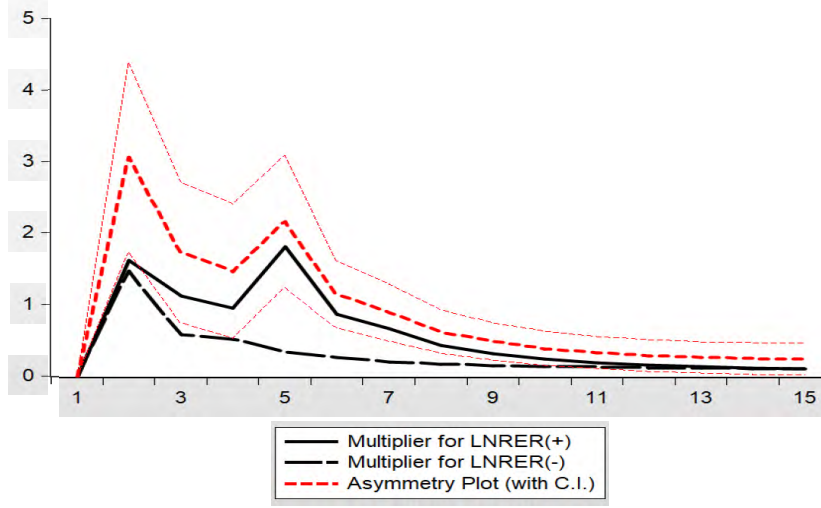
Kısa ve uzun dönem simetriyi belirlemek için Wald testi yapılır. Uzun dönem $Wald_L$ test istatistiği 2.3333 olarak hesaplanmıştır ve olasılık değeri 0.05'ten daha büyük olduğu için uzun dönem simetrik olduğunu söyleyen H_0 hipotezi kabul edilir. Kısa dönem $Wald_s$ test istatistiği 16.2335 hesaplanmış olasılık değeri 0.05'ten küçük olduğu için H_0 hipotezi reddedilir ve kısa dönemde asimetri olduğu kabul edilir. Doğrusal olmayan ARDL modeline göre reel döviz kurunun bileşenleri ile ikili ticaret dengesi arasında uzun dönemde simetrik, kısa dönemde asimetrik bir ilişki vardır.



Şekil 4.16. Türkiye-Birleşik Krallık CUSUM ve CUSUMSQ testi

Şekil 4.16'nın a panelinde CUSUM testi ardışık hataların kümülatif toplamına dayanmaktadır ve %5 anlam düzeyinde modelin parametrelerinin istikrarlı olduğu söylenir.

Şekil 4.16'nın b panelinde ardışık hataların karelerinin kümülatif toplamı CUSUMSQ grafiği verilmektedir. %5 anlam düzeyinde yapısal değişimlerin olmadığı, istikrarlı bir yapıda olduğu görülmektedir.



Şekil 4. 17. Türkiye-Birleşik Krallık asimetrik dinamik çarpan

Şekil 4.17'de reel döviz kurundaki pozitif ve negatif şoklara Türkiye- Birleşik Krallık ikili ticaret dengesinin verdiği asimetrik tepkiyi göstermektedir. Doğrusal olmayan ARDL modeli asimetrik etkilerin incelenmesi için dinamik çarpanların elde edilmesi ile sonlanmaktadır. Siyah düz çizgi reel döviz kurundaki pozitif şoklara ticaret dengesinin verdiği tepkiyi, siyah kesikli çizgi reel döviz kurundaki negatif şoklara ticaret dengesinin verdiği tepkiyi göstermektedir. Kırmızı kesikli çizgi ticaret dengesine reel döviz kurunun verdiği pozitif ve negatif tepkilerin farkını vermektedir ve asimetri olarak da şekilde gösterilmektedir. Asimetri %95 güven aralığı ile verilmiştir. Sıfır çizgisini içeren bir güven aralığı asimetrielerin anlamsız olduğunu göstermektedir. Türkiye-Birleşik Krallık modelinde asimetrielerin genel olarak pozitif olduğu görülmektedir. Kısa dönem Wald testi sonucuna göre sadece kısa dönemde asimetrinin anlamlı olması şekilde doğrulanmaktadır. Uzun dönemde hem uzun dönem Wald testi sonucu simetrik hesaplanmış hem de şekilden de görüldüğü üzere güven aralıkları sıfır çizgisini içermektedir. Bunun anlamı ise, uzun dönemde reel döviz kurunun pozitif ve negatif şokları ticaret dengesi üzerinde simetrik etki taşımaktadır. Türkiye- Birleşik Krallık ikili

ticaret dengesi modelinde döviz kurunun asimetrik etkisi söz konusudur ve bu etkiler pozitiftir.

Türkiye-Birleşik Krallık ARDL ve NARDL modellerinde değişkenler arasında uzun dönem bir ilişki olmasına rağmen bu ilişkide reel döviz kuru değişkenine ait katsayılar anlamsız çıkmıştır. Bahmani-Oskooee ve Halıcıoğlu (2017) ve Ari vd.(2019)'nin Türkiye- UK ikili ticaretini NARDL modeli ile araştırdıkları çalışma ile benzer sonuçlara ulaşılmıştır.

SONUÇ VE ÖNERİLER

Reel döviz kurunda meydana gelen değişikliğin dış ticaret dengesi üzerindeki etkisi ile ilgili yapılan çalışmalar sonucunda reel döviz kurundaki değişikliklerin dış ticaret dengesi üzerindeki etkileri ülkeden ülkeye ve incelenen dönem itibariyle farklı olabilmektedir. Özellikle ulusal paranın değer kazanıp değer kaybettiği dönemlerde ticaret dengesi üzerindeki etkisinin farklılaşması bu konuya olan ilgiyi arttırmaktadır.

Bu çalışmanın amacı, reel döviz kurunda meydana gelen azalışların Türkiye'nin ikili ticaret ortağı 8 ülke ile ticaret dengesi üzerindeki etkilerini doğrusal ve doğrusal olmayan ARDL modeli ile analiz etmektir. Bu amaçla, Türkiye ve ikili ticarete bulunduğu seçili sekiz ülkede (Fransa, İspanya, İtalya, Rusya Federasyonu, Amerika Birleşik Devletler, Çin Halk Cumhuriyeti, Almanya ve Birleşik Krallık) reel döviz kuru değişimlerinin dış ticaret dengesi üzerindeki etkilerinin teorik ve ampirik olarak analiz edildiği bu çalışmamız dört bölümden oluşmaktadır. Birinci bölümde döviz kuru ve dış ticaret dengesi kavramsal olarak ortaya konulmuş ve Türkiye'de uygulanan döviz kuru rejimlerinin tarihsel sürecine yer verilmiştir. İkinci bölümde ikili ticaret ile ilgili toplam ticaret ve endüstri düzeyindeki ticaret ile ilgili literatüre yer verilmiştir. Üçüncü bölümde ise çalışmamızda kullandığımız hem doğrusal hem de doğrusal olmayan ARDL modellerinin teorik alt yapısından bahsedilerek veri seti ve değişkenler tanımlanmıştır. Son bölümde ise Türkiye'nin ikili ticaret ortağı ülkelerle olan ticaret dengesi üzerinde reel döviz kurunun etkisi doğrusal ve doğrusal olmayan modellerle simetrik ve asimetric olarak analiz edilerek ampirik bulgulara yer verilmiştir.

Reel döviz kuru ve ticaret dengesi arasındaki ilişkiyi araştıran çok sayıda çalışma ulusal parada yaşanan değer kayıplarının ya da reel döviz kurunun düşmesinin dış ticareti uzun dönemde olumlu etkilediğini göstermektedir. Reel döviz kuru ve dış ticaret dengesi arasındaki ilişkinin uzun dönemli pozitif bir ilişki olduğuna dair kanıtlar bulunsa da kısa dönemde para biriminin değer kaybetmesinin ticaret dengesi üzerindeki etkileri ile ilgili spesifik sonuçlar elde edilememiştir. Bu nedenle doğrusal modellerle reel döviz kurundaki artış ve azalışlara ticaret dengesinin simetrik tepki vermesinden kaynaklanan nedenlerle doğru sonuçlara ulaşılamayacağını düşündürmektedir. Reel döviz kurundaki artış ve azalışların ticaret dengesi üzerindeki etkilerini görebilmek adına doğrusal olmayan ARDL modeli ile reel döviz kurunun ticaret dengesi üzerindeki etkileri analiz edilmiştir.

ARDL modeli sonuçlarına göre, uzun dönemde reel döviz kurundaki azalışlar Fransa, İspanya, İtalya ve Almanya da ikili dış ticaret dengesini olumlu etkilemektedir. Rusya Federasyonu, Amerika Birleşik Devletleri ve Çin Halk Cumhuriyetinin Türkiye ile ikili ticaretinde değişkenler arasında uzun dönemli ilişki bulunamamıştır. Türkiye-Birleşik Krallık ikili ticaret dengesinde ise değişkenler arasında uzun dönemli ilişki bulunmuş ancak değişkenlerin katsayıları istatistiki olarak anlamsız bulunmuştur. Sonuç olarak, Türkiye'nin sekiz ülke ile ikili ticaret dengesi modelinde reel döviz kurundaki azalış uzun dönemde dış ticareti dört ülkede olumlu etkilemiştir. ARDL modelinde bu dört ülkede Marshall-Lerner koşulunun gerçekleştiği ancak ARDL modeli reel döviz kuru ve dış ticaret ilişkisini açıklamada yeterli olmamıştır.

J eğrisi hipotezinin geçerliliği ile ilgili yapılan çalışmaların büyük bir kısmı döviz kuru ve ticaret dengesi ya da döviz kuru ithalat, ihracat ilişkilerini doğrusal model ile tahmin etmektedir. Ancak bilindiği üzere makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkiler her zaman doğrusal olmayabilir. Değişkenin pozitif ve negatif bileşenlerinin ticaret dengesi üzerindeki etkilerinin farklı olabileceği de bu çalışma sonucunda görülmüştür. Çalışmada Türkiye'nin ticaret ortağı olduğu ülkelerle ikili ilişkilerinde reel döviz kurunun dış ticaret dengesi üzerinde J eğrisi hipotezinin geçerli olup olmadığı doğrusal olmayan modellerle analiz edilmiştir.

NARDL analizi sonuçlarına göre; Türkiye'nin Amerika Birleşik Devletleri ve Çin Halk Cumhuriyeti'nin ikili ticaret dengesi modelinde değişkenler arasında uzun dönemli ilişki olmadığı sonucuna varılmıştır.

ARDL modelinde Türkiye-Rusya Federasyonu ikili ticaretinde değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisini bulunmazken, reel döviz kurunun negatif ve pozitif bileşenlerine ayrıştırılmasıyla elde edilen NARDL modelinde Türkiye-Rusya Federasyonu arasındaki ikili ticarete değişkenler arasında eşbütünleşme olduğu görülmüştür. Kısa dönemde ise reel döviz kurunun azalması değişkenin gecikmeli değerinde dış ticareti olumsuz etkilemekte ve J eğrisi etkisine sebep olmaktadır. Ayrıca Türkiye-Rusya ikili ticaretinde uzun dönemde reel döviz kurundaki azalış dış ticaret dengesini olumlu etkilemiştir. Reel döviz kurundaki azalışlar ve artışların ticaret dengesi üzerindeki uzun dönem etkisi ise asimetric bulunmuştur.

NARDL modelinde uzun dönemde reel döviz kurundaki azalışların dış ticarete etkisi Fransa, İspanya, İtalya ve Almanya' da ise olumlu olmuştur.

Türkiye-İtalya ikili ticaretinde ise, reel döviz kuru azalışları kısa dönemde dış ticareti olumsuz etkilerken uzun dönemde olumlu etkilemektedir. Bu sebeple de Türkiye – İtalya dış ticaretinde Türk lirasında yaşanan değer kayıplarının etkisi J eğrisi etkisini oluşturmuştur.

Türkiye-Almanya ikili ticaretinde reel döviz kurundaki azalışları uzun dönemde dış ticareti olumlu etkilerken, reel döviz kurundaki artış ve azalışların etkisi simetrik olmuştur.

Türkiye'deki kronikleşen dış ticaret açığının sebebi olarak görülen yoğun ithal girdi kullanımı olduğu göz önünde bulundurulduğunda, reel kuru etkilemeye yönelik politikaların sorunun çözümünde bir dereceye kadar etkili olacaktır. Dış ticaret dengesini kalıcı olarak iyileştirmeyi hedefleyen politikaların öncelikle arz cephesindeki yapısal problemleri gidermeye odaklanması gerekmektedir. Böylelikle, ithal girdi kullanımını en aza indirecek, yüksek AR-GE'ye ve ileri teknolojiye dayalı katma değeri yüksek üretimin desteklenmesi ve teşvik edilmesi ile dış ticaret dengesinde daha kalıcı bir iyileşme mümkün olacaktır. Ticaret dengesinin asimetric belirleyicilerine ilişkin kurulan NARDL modellerinin katsayı yorumunda reel döviz kurunda meydana gelen pozitif ve negatif şokların uzun dönemde ülkelerde asimetric etkiler meydana getirdiği doğrulanmıştır.

Türkiye gibi açık bir ekonomide ihracatı arttırıp uzun vadede ekonomik büyümeyi yaratmak için Türk lirasındaki değer kayıpları bazı ticaret ortakları için anlamlı olabilir ancak sürekli olarak ulusal parada yaşanacak değer kayıplarının ara malı ithalatçısı Türkiye için sonuçları olumsuz olacaktır.

Uzun vadede Türk lirasında yaşanacak değer kayıplarının sınırlı sayıda ülke için olumlu sonuçlar getirmesinin yanında döviz kurunun enflasyona yansıma ile ülke ekonomisi açısından başka sorunlar da ortaya çıkaracaktır. Özellikle 2013 yılından itibaren Türk lirasının Dolar ve Euro karşısındaki değer kayıpları tüketici fiyat artışına neden olurken aynı zamanda artan üretim maliyetleri ile yurtiçi fiyatların artmasına neden olacak ve Türk lirasında yaşanan değer kaybının ticaret dengesine olumlu etkisini azaltacak ya da ortadan kaldıracaktır.

Türkiye'nin ihracatta ara malı, hammadde ve hatta enerji ihtiyacı nedeniyle ithalata bağımlılığı yüksektir. Dolayısıyla yerli üreticilerin TL'nin reel değer kaybından kaynaklanan rekabet gücündeki artış, ithalat fiyatlarındaki artışlar ile üretim maliyetlerinin yükselmesine neden olacak ve ticaret dengesini olumsuz etkileyecektir.

Türk lirasında yaşanan değer kayıpları, üretim maliyetlerini arttırmanın yanı sıra özel sektörün dış borç stokunun da artmasına neden olacaktır.

Türkiye dış ticarete rekabet gücünü arttırarak dış ticaret açıklarını azaltma eğilimine girmesi halinde özellikle uzun dönemde orta ve yüksek teknolojili ürünlerin ihracatçısı olabilirse ekonomide uzun vadede katma değer yaratılmış olacaktır. İhracatın ithalata bağımlı yapısı gereği orta ve yüksek teknolojili ürünlerin ihracatçısı olması hem dış ticareti arttırırken bir yandan da imalat sektöründeki ithalat bağımlılığının da azalmasını sağlayacaktır.

Bu konuda çalışma yapacak araştırmacılar, ikili ticarete hem ekonominin geneli hem de sektörel verilerle çalışıp reel döviz kurundaki değişimlerin ikili ticarete bulunan ülke için hangi sektörlerde ticaret artışına yol açacağını bulmaları dış ticaret politikası açısından önemlidir.

KAYNAKÇA

- Abel, Bernanke ve Croushore, (2008). *Macroeconomics* (6. Edition) United States of America: Pearson Education.
- Aker, Ş. L. (2008). Major determinants of imports in Turkey. *Turkish Studies*, 9(1), 131-145. <https://doi.org/10.1080/14683840701814059>
- Akkaya, O., (2018). Türkiye ve türkiye'nin dış ticaret partnerleri arasındaki iki yanlı J eğrisi: 1996-2006 dönemi incelemesi. *Finans Ekonomi ve Sosyal Araştırmalar Dergisi (FESA)*, 3(1), 328-338. <https://doi.org/10.29106/fesa.390783>
- Akbostancı, E. (2004). Dynamics of the trade balance: the Turkish J curve. *Emerging Markets Finance & Trade*, 40(5), 57-73.
- Aktaş, C. (2012). Türkiye'de reel döviz kuru ile ihracat ve ithalat arasındaki ilişkinin VAR tekniğiyle analizi. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 6(11), 123-140
- Aktunç Demirbaş, E. (2015). J eğrisi etkisine dair literatür taraması. *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitü Dergisi*, 24(2), 107-122.
- Alptekin, V. (2009), Türkiye'de dış ticaret –reel döviz kuru ilişkisi: vektör otoregresyon (VAR) analizi yardımı ile sınanması, *Niğde Üniversitesi İİBF Dergisi*, 2(2), 132-149.
- Arat, K. (2003). Türkiye optimum döviz kuru seçimi ve döviz kurlarından fiyatlara geçiş etkisinin incelenmesi, Uzmanlık Yeterlilik Tezi, TCMB.
- Argın ve Bakkalcı (2011). *Türkiye'nin dış ticaret tarihi teori, uygulama, politika, mevzuat*. Bursa: Ekin Yayınevi.
- Ari, A., Cergibozan, R. ve Cevik, E. (2019). J-curve in Turkish bilateral trade: a nonlinear approach. *The International Trade Journal*, 33(1). 31-53. <https://doi.org/10.1080/08853908.2018.1521316>
- Ay, A. ve Özşahin Ş. (2007). J eğrisi hipotezinin testi: Türkiye ekonomisindeki reel döviz kuru ve dış ticaret dengesi ilişkisi. *Uludağ Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 26(1), 1-23.

- Backus, D., Kehoe, P. and Kydland, F. (1992). Dynamics of the trade balance and the terms of trade: the J-curve revisited, *Institute for Empirical Macroeconomics Discussion Paper*, N.65.
- Bahmani-Oskooee, M. (1985). Devaluation and the J-curve: some evidence from ldc's. *Review of Economics and Statistics*. 67 (3), 500–504. <http://doi.org/10.2307/1925980>
- Bahmani-Oskooee, M. (1989). Devaluation and the J-curve: some evidence from ldc's: errata. *The Review of Economics and Statistics*, 71(3), 553-554. <https://doi.org/10.2307/1926918>
- Bahmani-Oskooee, M. (1991). Is there a long-run relation between the trade balance and real effective exchange rate of LDCs?, *Economic Letters*. 36(4), 403-407. [https://doi.org/10.1016/0165-1765\(91\)90206-Z](https://doi.org/10.1016/0165-1765(91)90206-Z)
- Bahmani-Oskooee, M. and Malixi M. (1992). More evidence on the J curve from ldc's. *Journal of Policy Modeling*. 14 (5): 641–653. [https://doi.org/10.1016/0161-8938\(92\)90034-A](https://doi.org/10.1016/0161-8938(92)90034-A)
- Bahmani-Oskooee, M. And Brooks, T.J. (1999). Bilateral J-curve between U.S. and her trading partners. *Wetwirtschaftliches Archiv*. 135(1), 156-165.
- Bahmani-Oskooee, and Goswami G. (2003). A disaggregated approach to test the J-curve phenomenon: Japan versus her major trading partners, *Journal of Economics and Finance*. 27(1): 102-113. <http://dx.doi.org/10.1007/BF02751593>
- Bahmani-Oskooee, M. and Ratha A. (2004). The J-curve: a literature review. *Applied Economics*, 36 (13), 1377-1398. <https://doi.org/10.1080/0003684042000201794>
- Bahmani-Oskooee, M. and Wang, Y. (2006). The J curve: China versus her trading partners. *Bulletin of Economic Research*. 58 (4), 323–343. <https://doi.org/10.1111/j.0307-3378.2006.00247.x>
- Bahmani-Oskooee, M. and Ratha, A. (2007). The bilateral J- curve: Sweden versus her 17 major trading partners. *International Journal of Applied Economics*, 4(1), 1-13. http://www2.southeastern.edu/orgs/ijae/index_files/IJAE%20MARCH%202007%201-13%20Bahmani.pdf (Erişim tarihi: 29.04.2018)

- Bahmani-Oskooee, M., Harvey, H. and Hegerty, S. (2013). Empirical tests of the Marshall-Lerner condition: a literature review. *Journal of Economic Studies*. 40(3): 411-443. <https://doi.org/10.1108/01443581311283989>
- Bahmani-Oskooee, M. And Fariditavana H. (2015). Nonlinear ARDL approach, asymmetric effects and the J-curve. *Journal of Economic Studies* 42(3), 519–530. <http://dx.doi.org/10.1108/JES-03-2015-0042>
- Bahmani- Oskooee, M. (2015). A note on the s-curve dynamics of commodity trade between Brazil and the United States. *Latin American Journal of Economics* 52(1), 79-94.
- Bahmani-Oskooee, M. and Fariditavana H. (2016). Nonlinear ARDL approach and the J-curve phenomenon. *Open Economies Review*, 27 (1), 51–70. **DOI:** [10.1007/s11079-015-9369-5](https://doi.org/10.1007/s11079-015-9369-5)
- Bahmani-Oskooee, M. and Halıcioğlu, F. (2017). Asymmetric effects of exchange rate changes on Turkish bilateral trade balances. *Economic Systems*, 41(2), 279-296. <http://dx.doi.org/doi:10.1016/j.ecosys.2016.07.001>
- Bahmani-Oskooee, M. and Karamelikli, H. (2021). Asymmetric j-curve: evidence from UK-German commodity trade, *Empirica*, 48, 1029-1081. <http://doi.org/10.1007/s10663-021-09502-z>
- Bal, H. ve Demiral, M. (2012). Reel döviz kuru ve ticaret dengesi: Türkiye'nin Almanya ile ticareti örneği (2002.01-2012.09). *Çukurova Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 16(2), 45-64.
- Başkaya, M. F., Başkaya, Y.S. ve Demiroğlu, U. (2015). Türkiye’de ihracatın ithalatı karşılama oranı üzerine ampirik bir analiz. *Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Çalışma Tebliği*, 15(10), 1-23.
- Berke, B. ve Akarsu, G. (2017). Türkiye için “S eğrisi” analizi. *V. Anadolu International Conference in Economics*, 11-13 Mayıs Eskişehir
- Beşer, M. K. (2011). *Türkiye dış ticaretinde j-eğrisi ve s-eğrisi dinamiklerinin etkisi*. Ekin Kitabevi.

- Bilman, M. E. (2012). *Türkiye'nin iki yanlı ticaretindeki J ve S eğrisi ve Habberger-Laursen-Metzler etkilerinin analizi*. Yayınlanmamış Doktora Tezi, İzmir: Dokuz Eylül Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Buluş, A. (2003). *Türk iktisat politikalarının tarihi temelleri*. Konya: Tablet Kitabevi.
- Çeştepe, H. Ve Güdenoğlu, E. (2020). Türkiye'de döviz rezervleri ve döviz kuru arasındaki asimetrik ilişkisi: NARDL yaklaşımı bulguları. *Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 7(1), 231-251.
- Çepni, E. (2014). *Ekonomik göstergeler ve istatistikler rehberi*. (Gözden Geçirilmiş ve Genişletilmiş 6. Baskı). Ankara: Seçkin Yayınevi.
- Çil, N. Y., Güriş B. ve Kıran B. (2010). Reel döviz kurunun dış ticaret dengesine etkisi: Türkiye İçin Marshall-Lerner koşulunun testi, *İktisat İşletme ve Finans*, 25(287), 69-90.
- Demirtaş, G. (2014). Türkiye ve Almanya arasındaki dış ticaret dengesinin sınır testi yaklaşımıyla incelenmesi. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 43, 83-106. <https://doi.org/10.18070/euiibfd.46616>
- Eğilmez, M. (2018). *Değişim sürecinde Türkiye Osmanlı'dan Cumhuriyet'e sosyo-ekonomik bir değerlendirme*. İstanbul: Remzi Kitabevi
- Eren, O. (2019). Reel döviz kurunun ikili dış ticarete etkileri: Türkiye örneği. *Uluslararası Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 12(63), 1038-1055. <http://dx.doi.org/10.17719/jisr.2019.3296>
- Gacaner Atış, A. ve Saygılı, F. (2014). Türkiye'de cari açığın belirleyicilerinin ampirik analizi. *Sosyo-Ekonomi*, 2014-1, 87-104. <https://doi.org/10.17233/se.85424>
- Gujarati, N. G. and Porter D.C. (2012). *Temel ekonometri*, Çev. Ümit Şenesen ve Gülay Günlük Şenesen, İstanbul: Literatür Yayıncılık, Orijinali: 5. Basım.
- Gül, E. ve Ekinci, A. (2006). Türkiye'de reel döviz kuru ile ihracat ve ithalat arasındaki nedensellik ilişkisi: 1990-2006. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 16, 165-189.
- Güler, A. (2021). Reel döviz kuru şoklarının ihracat ve dış ticaret dengesi üzerindeki asimetrik etkileri: Türkiye için NARDL yaklaşımından kanıtlar. *MANAS Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 10(2), 950-970. <https://doi.org/10.33206/mjss.869125>

- Gümüştekin, B. (2012). *The J curve at the industrial level: an examination of bilateral trade between Turkey and Germany*. Yayınlanmamış Doktora Tezi, Ankara: Orta Doğu Teknik Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Hacker, R. S. ve Hatemi-J, A. (2004). The effect of exchange rate changes on trade balances in the short and long run, evidence from German trade with transitional central european economies. *Economics of Transition*. 12 (4), 777-799. <https://doi.org/10.1111/j.0967-0750.2004.00202.x>
- Halıcıoğlu, F. (2007). The J-curve dynamics of Turkish bilateral trade: A cointegration approach. *Journal of Economic Studies*, 34(2), 103-119. <https://doi.org/10.1108/01443580710745362>
- Halıcıoğlu, F. (2008a). The J-curve dynamics of Turkey: an application of ARDL model. *Applied Economics* 40, 2423-2429. <https://doi.org/10.1080/00036840600949496>
- Halıcıoğlu, F. (2008b). The bilateral J-curve: Turkey versus her 13 trading partners. *Journal of Asian Economics* 19 (3), 236-243. <https://doi.org/10.1016/j.asieco.2008.02.006>
- Hjertholm, P. (1999). Analytical history of heavily indebted poor country (HIPC) *Debt Sustainability Targets*. <https://curis.ku.dk/ws/files/32174696/0003.pdf>
- Hooper, P. ve Marques, J. (1995) Exchange rates, prices and external adjustment in the United States and Japan. P. B. Kenen (Ed.), *Understanding Interdependence: The Macroeconomics of the Open Economy* (107-168). Princeton University Press. <https://doi.org/10.2307/j.ctv1h9dnc9>
- In, F. and Menon, J. (1996). The long-run relationship between the real exchange rate and terms of trade in OECD countries. *Applied Economics* 28, 1075-1080. <https://doi.org/10.1080/000368496327921>
- İspir, S., Açıkgöz Ersoy, B. Ve Yılmaz, M. (2009). Türkiye'nin büyüme dinamiğinde ihracat mı ithalat mı daha etkin? *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 24(1), 59-72.
- Karagöz, M. ve Doğan, Ç. (2005). Döviz kuru dış ticaret ilişkisi: Türkiye örneği. *Fırat Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 15(2), 219-228.

- Karamelikli, H. ve Erkuş, S. (2017). Döviz kurunun Türkiye ile Yunanistan ikili ticaretine asimetrik etkileri. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi, ICMEB17 Özel Sayısı*, 928-938.
- Kat, A. (2019). *Gıda sektöründe asimetri fiyat aktarımı: karşılaştırmalı ülke örnekleri*. Yayınlanmamış Doktora Tezi. Ankara: Hacettepe Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü
- Keskin, Y. (2019). *Türkiye ve dış ticaret ortakları arasındaki J eğrisi ilişkisi: ARDL ve NARDL yöntemleri*. Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi. Sivas: Cumhuriyet Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Karaçor, Z. ve Gerçek M. (2012). Reel döviz kuru ve dış ticaret ilişkisi: Türkiye örneği (2003-2010). *Sosyal Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, (23), 289-312.
- Karamelikli, H. (2016). Türkiye'nin dış ticaret dengesinde J-eğrisi etkisi. *İnsan ve Toplum Bilimleri Araştırmaları Dergisi*, 5(3), 389-402.
- Kazgan, G. (1985). *Ekonomide dışa açık büyüme*. İstanbul : Altın Kitaplar Yayınevi.
- Keyder, Ç. (1989). *Türkiye 'de devlet ve sınıflar*. (19. Baskı). İstanbul: İletişim Yayınları.
- Kepekçi, Y. (2012). *Türkiye ekonomisi*. (Genişletilmiş ve Geliştirilmiş 25. Baskı). Remzi Kitabevi, İstanbul.
- Kılıç, R., Özbek, R. İ., ve Çifçi, İ. (2018). Türkiye için J-Eğrisi Hipotezinin Geçerliliği: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı. *International Journal of Disciplines Economics & Administrative Sciences Studies*, 4(7), 112-128. <http://dx.doi.org/10.26728/ideas.81>
- Kocakale, Y. ve Toprak, H. H. (2015). Türkiye'nin reel efektif döviz kuru endekslerinin güncellenmesi, *Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Ekonomi Notları*. 2015(06). 6-7 (<https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/a920c737-0881-4f5f-b2c4-4291c0ea5d97/en1506eng.pdf?MOD=AJPERES&CACHEID=ROOTWORKSPACE-a920c737-0881-4f5f-b2c4-4291c0ea5d97-m3fw5mB>) Erişim tarihi: 29.01.2021
- Krugman, P. (1989). Difference in income elasticities and trends in real exchange rates. *European Economic Review*, 33(5), 1031-1046.

- Küçüksoy, N. ve Akkoç, U. (2020). Türkiye ile Çin ikili ticaretinde J eğrisi: NARDL yaklaşımı. *Ekonomi, Politika & Finans Araştırmaları Dergisi*, 5(2), 190-209. <https://doi.org/10.30784/epfad.732614>
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P. and Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, 54, 159- 178
- Magee, S. P. (1973). Currency contracts, pass-through, and devaluation. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 303–325.
- Meade, E. E. (1988). Exchange rate, adjustment, and the J-curve. *Federal Reserve Bulletin*. October, 633-644.
- Miles, M.A. (1979). The effect of devaluation and the trade balance of payment: some result. *Journal of Political Economy*, 87(31), 600-622. <https://doi.org/10.1086/260780>
- Mikic, M., and John G. (2009). Trade statistics in policy making: a handbook of commonly used trade indices and indicators, United Nations ESCAP
- Narayan, P. K. (2006). Examining the relationship between trade balance and exchange rate: the case of China’s trade with the USA. *Applied Economics Letters*, 13, 507-510. <https://doi.org/10.1080/13504850500400488>
- Nussair, A. S. (2017). The J-curve phenomenon in European transition economies: a nonlinear ARDL approach, *International Review of Applied Economics*. 31(1), 1–27. <https://doi.org/10.1080/02692171.2016.1214109>
- Onafowora, O. (2003). Exchange rate and trade balance in east Asia: Is there a J curve? *Economics Bulletin*, 5(18), 1-13.
- Özata, E. (2019). Türkiye’de petrol fiyatlarından enflasyona asimetric ve doğrusal olmayan geçişkenlik. *Optimum Ekonomi ve Yönetim Bilimleri Dergisi*, 6(1), 17–32. <https://doi.org/10.17541/optimum.466150>
- Özata, E. (2020). “The effect of exchange rate volatility on economic growth in Turkey. *Journal of Business, Economics and Finance* 9(1), 42-51. <http://doi.org/10.17261/Pressacademia.2020.1191>

- Özgülven, A. (1997). *İktisat bilimine giriş*. (Gözden Geçirilmiş ve Geliştirilmiş 7. Baskı). İstanbul: Filiz Kitabevi.
- Öztük, N. ve Bayraktar, Y. (2010). Döviz Kurlarını Açıklamaya Yönelik Yeni Yaklaşımlar. *Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 11(1), 157-191.
- Pesaran, M., Shin Y, and Smith, R., (2001). Bounds Testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326. <http://doi.org/10.1002/jae.616>
- Phillips, P. C. B. and Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75, 335-346.
- Pınar, A. ve Erdal, B. (2008). *Para banka mali kuruluşlar ve uluslararası mali sistem teori ve uygulama*. Ankara: Naturel Yayıncılık.
- Resmî Gazete (2006). İhracat Yönetmeliği., Resmî Gazete Numarası: 26190. 6. Md, d fıkrası, http://www.tim.org.tr/files/downloads/mevzuat/ihracat_mevzuati.pdf (Erişim Tarihi 12 Nisan 2020).
- Reihart, C. M. and K. S: Rogoff (2002). The Modern History of Exchange Rate Arrangements: A Reinterpretation, NBER Working Paper No: 8963, June.
- Rose, A. K. and Yellen, J. (1989). Is there a J-curve? *Journal of Monetary Economics*, 24(1), 53-68.
- Salvatore, D. (2013). *International economics* (Eleventh Edition). New York: John Wiley, <https://ccsuniversity.ac.in/bridge-library/pdf/Dominick-Salvatore-International-Economics.pdf>
- Saygılı, H., Saygılı, M. ve Yılmaz, G. (2010). Türkiye için yeni reel efektif döviz kuru endeksleri, *Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Çalışma Tebliği*, 10(12), s.1-37. <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/1a05fcf2-efa4-451d-83ad-6098be69ffd7/WP1012.pdf?MOD=AJPERES&CACHEID=1a05fcf2-efa4-451d-83ad-6098be69ffd7>
- Seyidođlu, H. (2009). *Uluslararası iktisat*, (17. Baskı). İstanbul: Güzem Can Yayınları.
- Shin, Y., Yu, B. and Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework.

Festschrift in Honor of Peter Schmidt: Econometric Methods and Applications, eds. by R. Sickels and W. Horrace: Springer, 281-314.
https://doi.org/10.1007/978-1-4899-8008-3_9

T.C. Kalkınma Bakanlığı (2018). On Birinci Kalkınma Planı (2019-2023), İmalat Sanayii Politikaları Özel İhtisas Komisyonu Raporu. <https://www.sbb.gov.tr/wp-content/uploads/2020/04/ImalatSanayiiPolitikalar%C4%B1OzelIhtisasKomisyonuRaporu.pdf> (Erişim Tarihi: 26.01.2022)

TCMB (2008). Dünden Bugüne Merkez Bankası https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/3fac8ff1-5cbe-4c05-89b1-4f0a4cfbaa90/dundenbugune_TCMB.pdf?MOD=AJPERES&CACHEID=ROO-TWORKSPACE-3fac8ff1-5cbe-4c05-89b1-4f0a4cfbaa90-m3fB7Js

Ticaret Bakanlığı (2021). Almanya Ülke Profili. https://ticaret.gov.tr/data/5ef1fa4913b876b1f885180c/ALMANYA-%C3%9Cİke%20Profili_2021.pdf (Erişim Tarihi: 01.04.2021)

Ticaret Bakanlığı (2021). Birleşik Krallık Ülke Profili. <https://ticaret.gov.tr/data/5ebe9fea13b876cbbc365429/%C4%B0ngiltere%20%C3%9Cİke%20Profili.pdf> (Erişim Tarihi: 01.04.2021)

Ticaret Bakanlığı (2021). Rusya Federasyonu Ülke Profili. <https://ticaret.gov.tr/data/5ef4643b13b8767a5802184f/Rusya%20%C3%9Cİke%20Profili.pdf> (Erişim Tarihi: 01.03.2021)

Ticaret Bakanlığı (2021). İspanya Ülke Profili. <https://ticaret.gov.tr/data/5e9ff13f13b8766324dec4ef/%C4%B0spanya%20%C3%9Cİke%20Profili.pdf> (Erişim Tarihi: 01.04.2021)

Ticaret Bakanlığı (2021). İtalya Ülke Profili. https://ticaret.gov.tr/data/5efc842913b876f898f3c36d/%C4%B0TALYA-%C3%9Cİke%20Profili_2021.pdf (Erişim Tarihi: 01.03.2021)

Ticaret Bakanlığı (2021). Amerika Birleşik Devletleri Ülke Profili. <https://ticaret.gov.tr/data/5f0d8c1313b8769ff0574a81/ABD%20%C3%9Cİke%20Profili.pdf> (Erişim Tarihi: 01.03.2021)

- Ticaret Bakanlığı (2021). Fransa Ülke Profili. https://ticaret.gov.tr/data/5f3b96e213b876ea88e4ca0c/Fransa_ulke_profili_2021_Nisan_18.pdf (Erişim Tarihi: 18.04.2021)
- Ticaret Bakanlığı (2021). Çin Halk Cumhuriyeti Ülke Profili. https://ticaret.gov.tr/data/5f3b925713b876ea88e4c9c4/chc_%C3%BCIke%20_profili_18_nisan_2021.pdf (Erişim Tarihi: 18.04.2021)
- Tunçbilek Kaya, S. (2020). *Türkiye'nin ikili ticaret dengesi üzerinde J eğrisi ve reel döviz kuru değişmelerinin uzun dönem asimetrik etkilerinin sınanması: NARDL analizi*, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Eskişehir: Eskişehir Osmangazi Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Uslu, H. (2018). Marshall-Lerner koşulu çerçevesinde reel döviz kuru değişimlerinin Türkiye'nin dış ticaret performansına etkileri: yapısal kırılmalı bir analiz. *Uluslararası Bilimsel Araştırmalar Dergisi*, 3(2), 792-820. <https://doi.org/10.21733/ibad.468440>
- Ünal, A. E. (2021). İkili dış ticaret dengesi ve reel döviz kuru ilişkisi: Türkiye-Rusya örneği. *Ömer Halis Demir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 14(2), 542-558. <http://doi.org/10.25287/ohuiibf.736785>
- Ünsal, M. E. (2007). *Makro iktisat*. (7. Baskı). Ankara: İmaj Yayınevi.
- Vergil, H. ve Erdoğan, S. (2009). Döviz kuru-ticaret dengesi ilişkisi: Türkiye örneği. *Zonguldak Karaelmas Üniversitesi, Sosyal Bilimler Dergisi*, 5(9), 35-57.
- Yamak, R. ve Korkmaz, A. (2005). Reel döviz kuru ve dış ticaret dengesi ilişkisi. *İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi Ekonometri ve İstatistik Dergisi* 2, 16-38.
- Yurtoğlu, Y. (2016). *Türkiye'nin ihracat yapısı ve reel döviz kuru ile ihracat arasındaki nedensellik ilişkisi: Türkiye örneği (1997-2015)*. Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi. Ankara: Gazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Zengin, A. (2000). Reel döviz kuru hareketleri ve dış ticaret fiyatları (Türkiye ekonomisi üzerine ampirik bulgular). *Cumhuriyet Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 2(2), 27-41.

İnternet Kaynakları

<https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/35a6729c-3d52-4fbb-8206-4a4103b6e0e0/wp1510.pdf?MOD=AJPERES&CACHEID=ROOTWORKSPACE-35a6729c-3d52-4fbb-8206-4a4103b6e0e0-m3fw6bn>

<https://comtrade.un.org/labs/data-explorer/#>

<https://data.tuik.gov.tr/Bulten/Index?p=Dis-Ticaret-Istatistikleri-Aralik-2020-37412>

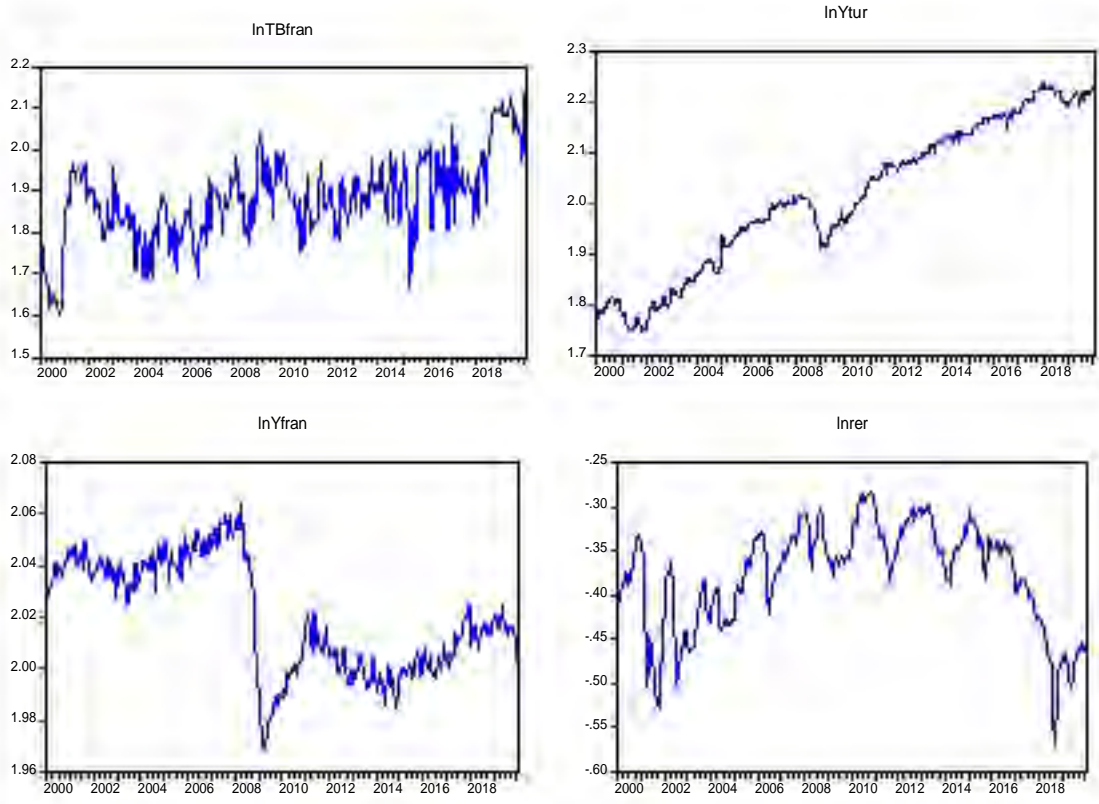
<https://ticaret.gov.tr/ihracat/mevzuat/dahilde-isleme-rejimi>

EK 1.

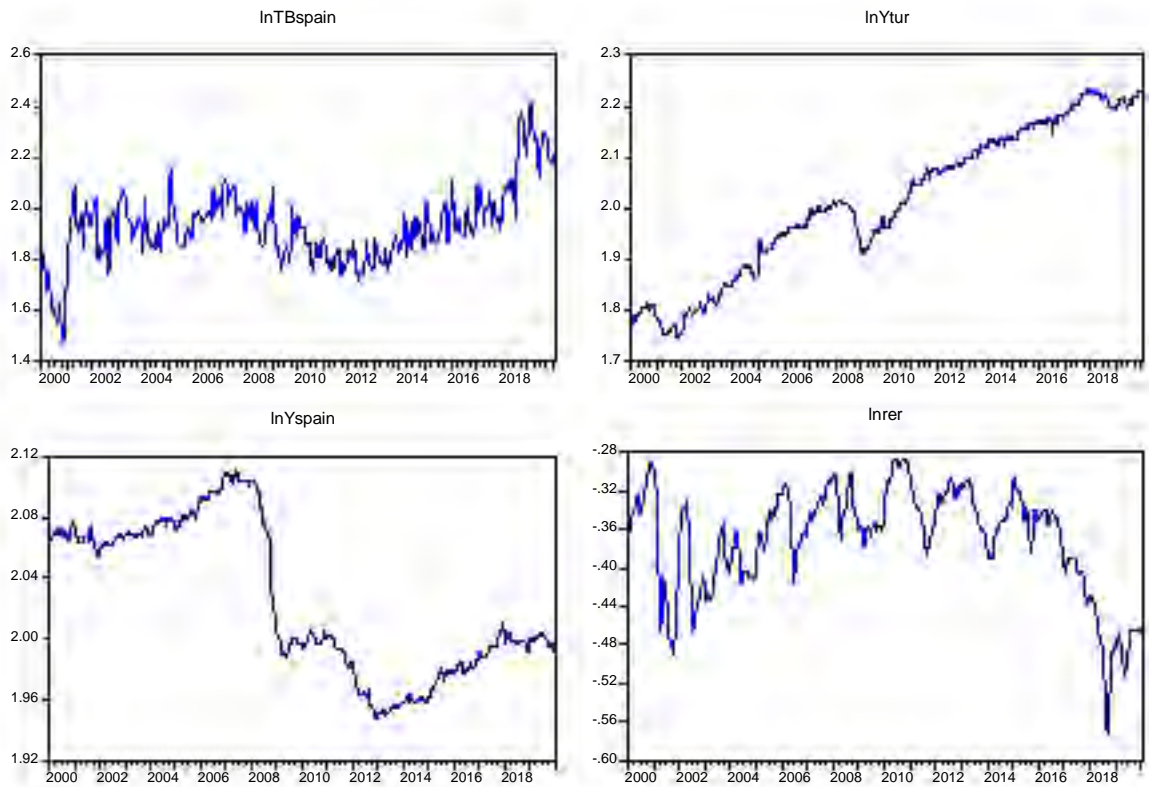
EUROSTAT TEKNOLOJİ SINIFLADIRMALARI LİSTESİ		
Faaliyet/ Kodu	Bölüm	Faaliyet/ Bölüm Adı
Yüksek Teknoloji		
21		Temel eczacılık ürünlerinin ve eczalığa ilişkin malzemelerin imalatı
26		Bilgisayarların, elektronik ve optik ürünlerin imalatı
30.30		Hava taşıtları ve uzay araçları ile bunlarla ilgili makinelerin imalatı
62		Yazılım ürünleri
Orta-Yüksek Teknoloji		
20		Kimyasalların ve kimyasal ürünlerin imalatı
25.40		Silah ve mühimmat imalatı
27		Elektrikli teçhizat imalatı
28		Başka yerlerde sınıflandırılmamış makine ve ekipman imalatı
29		Motorlu kara taşıtı, treyler (römork) ve yarı treyler (yarı römork) imalatı
30		Diğer ulaşım araçlarının imalatı (30.11-30.12-30.30 hariç)
32.50		Tıbbi ve dişçilik ile ilgili araç ve gereçlerin imalatı
Orta- Düşük Teknoloji		
18.20		Kayıtlı medyanın çoğaltılması
19		Kok kömürü ve rafine edilmiş petrol ürünleri imalatı
22		Kauçuk ve plastik ürünlerinin imalatı
23		Diğer metalik olmayan mineral ürünlerin imalatı
24		Ana metal sanayii
25		Fabrikasyon metal ürünleri imalatı (makine ve teçhizat hariç) -(25.40 hariç)
30.11 ve 30.12		Gemilerin ve yüzen yapıların inşası
33		Makine ve ekipmanların kurulumu ve onarımı
Düşük Teknoloji		
10		Gıda ürünlerinin imalatı
11		İçeceklerin imalatı
12		Tütün ürünleri imalatı
13		Tekstil ürünlerinin imalatı
14		Giyim eşyalarının imalatı
15		Deri ve ilgili ürünlerin imalatı
16		Ağaç, ağaç ürünleri ve mantar ürünleri imalatı (mobilya hariç); saz, saman ve benzeri malzemelerden örülerek yapılan eşyaların imalatı
17		Kâğıt ve kâğıt ürünlerinin imalatı
18		Kayıtlı medyanın basılması ve çoğaltılması (18.20 hariç)
31		Mobilya imalatı
32		Diğer imalatlar (32.50 hariç)
35		Elektrik
01		Bitki ve Hayvan Yetiştiriciliği
03		Deniz ürünleri
05-06-07-08		Kömür, Ham petrol, Doğalgaz ve her türlü maden çıkarma faaliyeti

EK 2. Değişkenlerin Zamana Karşı Grafikleri

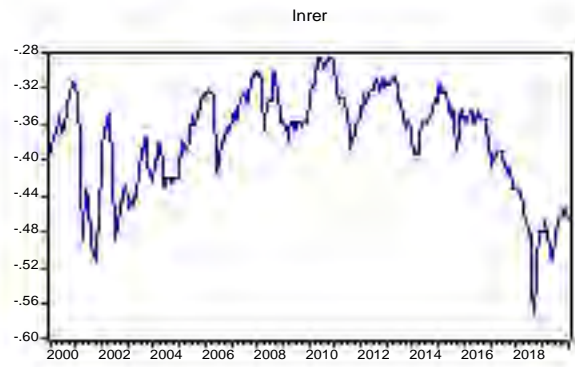
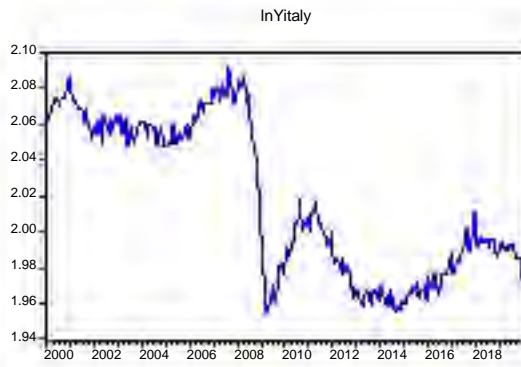
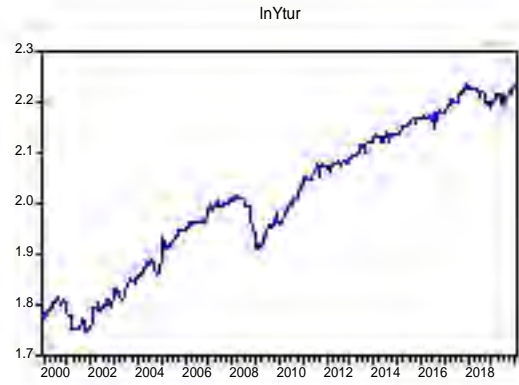
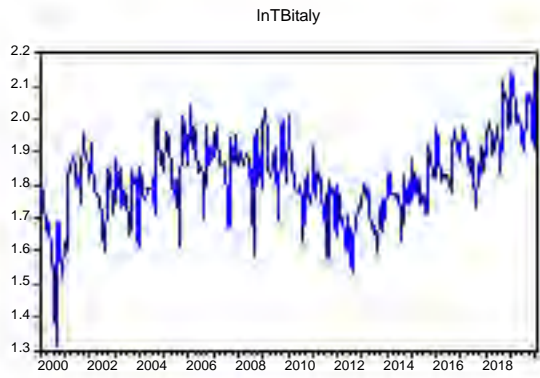
Fransa



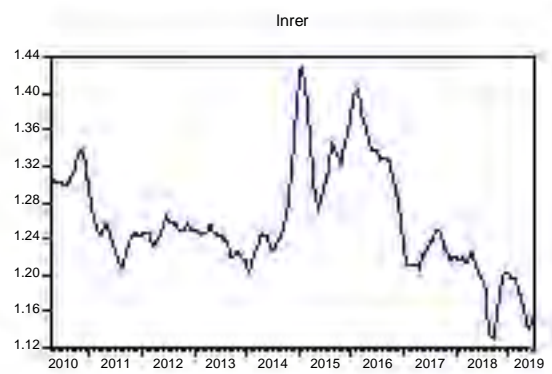
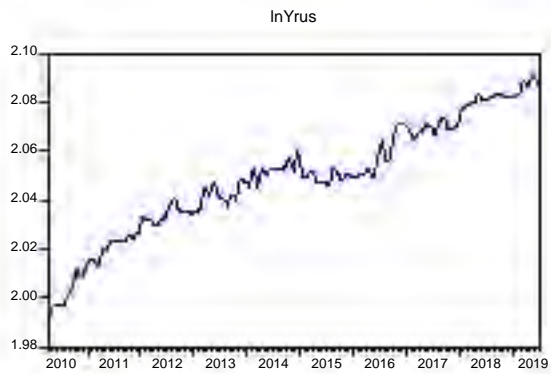
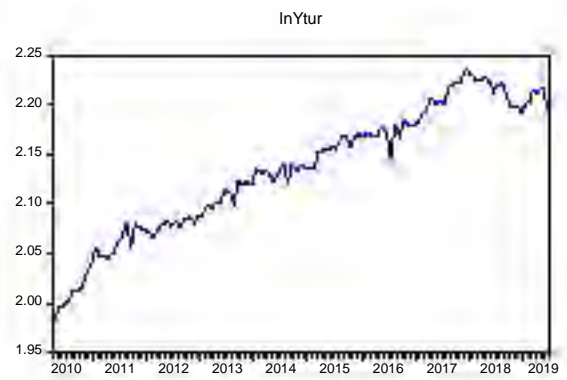
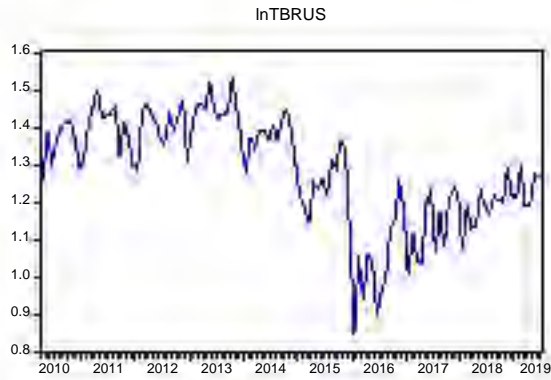
İspanya



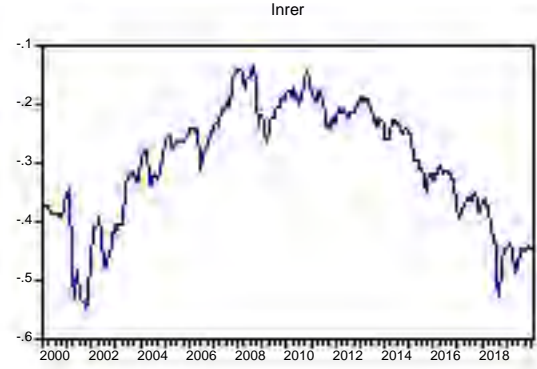
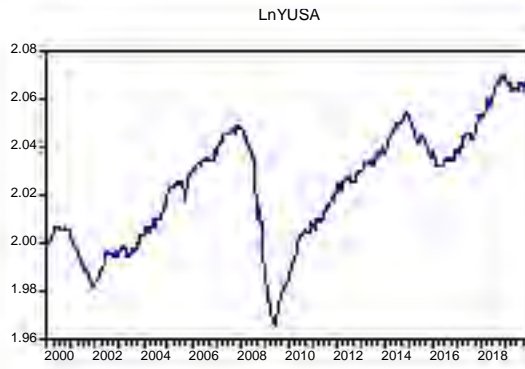
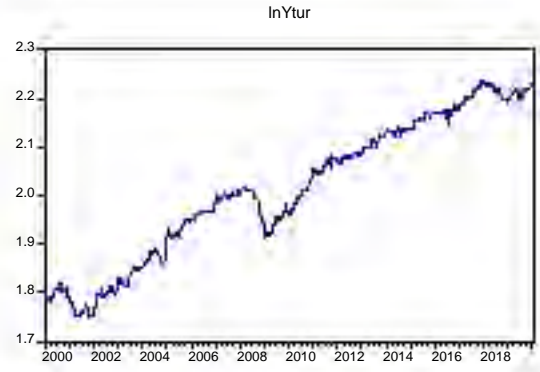
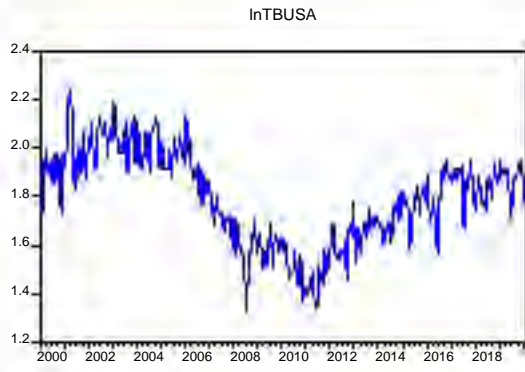
İtalya



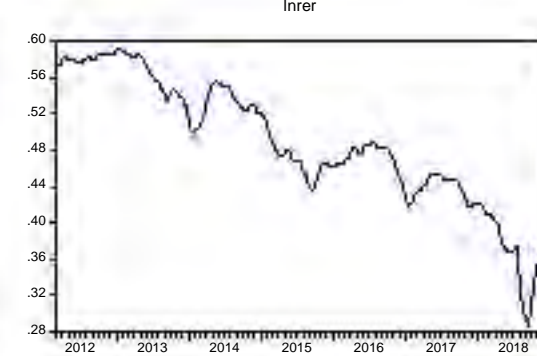
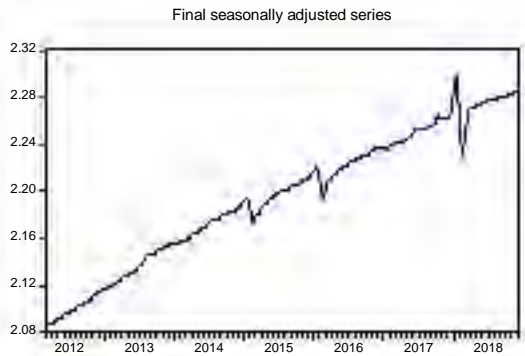
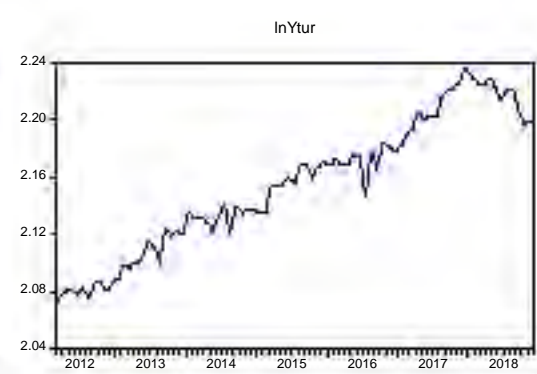
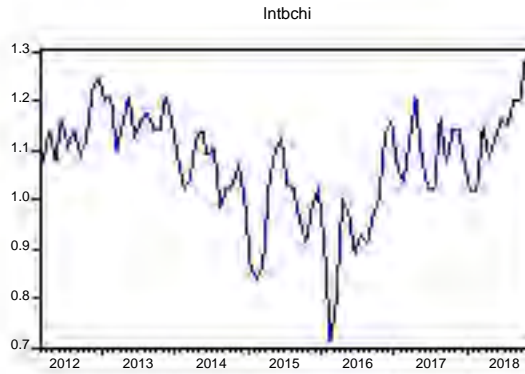
Rusya Federasyonu



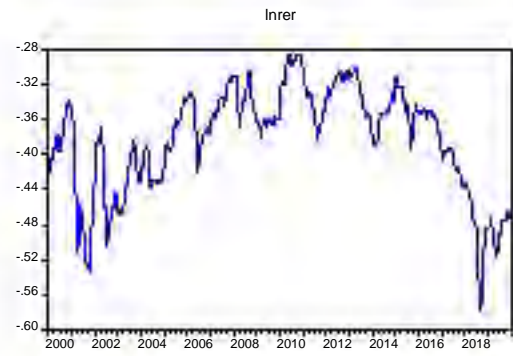
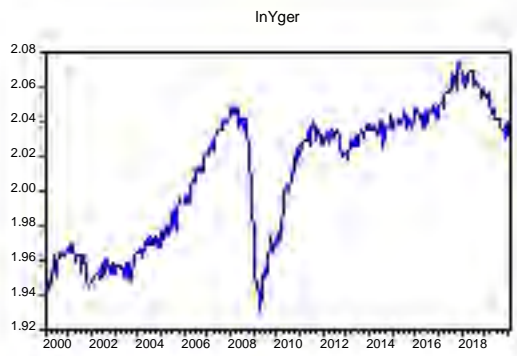
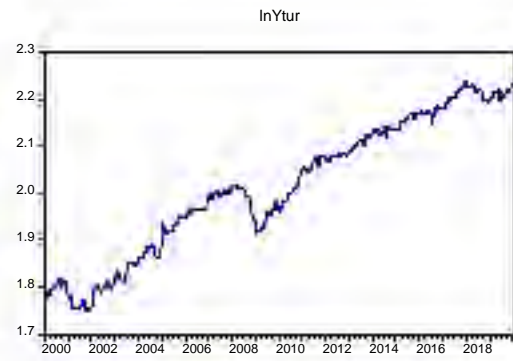
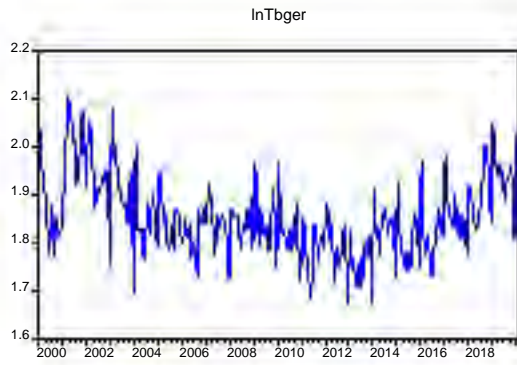
Amerika Birleşik Devletleri



Çin Halk Cumhuriyeti



Almanya



Birleşik Krallık

