

*Makale Türü: Araştırma Makalesi*

**Türkiye’de Reel Efektif Döviz Kuru ile Dış Ticaret Dengesi Arasındaki İlişkinin Ekonometrik Analizi<sup>1</sup>**

**Hazar Keskin<sup>2</sup>**

*Gaziantep Üniversitesi, SBE, İktisat,  
Orcid id: 0000-0003-3526-0892*

**Mehmet Kara<sup>3</sup>**

*Hatay Mustafa Kemal Üniversitesi, İİBF, İktisat,  
Orcid id: 0000-0001-5572-2404*

**ÖZ**

Küreselleşen dünyada, Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerin kritik düzeyde bir ekonomik sorunu olan dış ticaret açığı ve bu açığa yol açan etmenler çalışmalara konu olmuş ve olmaya devam etmektedir. Çalışmanın amacı, reel efektif döviz kuru ile dış ticaret dengesi arasındaki ilişkinin araştırılmasıdır. Bu amaçla, reel efektif döviz kuru, GSYH ve dış ticaret dengesi değişkenleri ARDL analiz yöntemi ile 2003:Q1-2018:Q3 dönemi için incelenmiştir. Değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisi olduğu saptanmış ve ARDL modeli kurulmuştur. Uzun dönemde reel efektif döviz kuru ile dış ticaret dengesi arasında anlamlı bir ilişki olsa da kısa dönemde bu ilişki anlamlı bulunamamıştır. Modelin kararlılığına bakmak için de CUSUM ve CUSUMSQ grafikleri incelenmiş ve değişkenlere yönelik herhangi bir kırılmanın olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

**Anahtar kelimeler:** Reel Efektif Döviz Kuru, Dış Ticaret Dengesi, Zaman Serisi Analizi, Türkiye

**Econometric Analysis of the Relationship Between Real Effective Exchange Rate and Foreign Trade Balance in Turkey**

**ABSTRACT**

In the globalizing world, the foreign trade deficit, which is a critical economic problem in developing countries such as Turkey and the factors that lead to this deficit have been and continue to be the subject of studies. The purpose of this study is to investigate the relationship between real effective exchange rate and foreign trade balance. Turkey in 2003: Q1-2018: Q3 periods, the ARDL method is used for short and long term analysis. Real effective exchange rate, GDP and foreign trade balance variables are included in the ARDL analysis method. According to the results of this analysis, it is determined that there is a cointegration relationship among the variables and then the ARDL model is established. Although there is a significant relationship between the real effective exchange rate and the foreign trade balance variable in the long run, this relationship is not significant in the short term. Also, CUSUM and CUSUMSQ graphs are examined to look at the stability of the model and it is concluded that there is no break for the variables.

**Keywords:** Real Effective Exchange Rate, Foreign Trade Balance, Time Series Analysis, Turkey

<sup>1</sup> Bu çalışma, 2020 yılına ait Hatay Mustafa Kemal Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü “Türkiye’de Döviz Kurları İle Dış Ticaret Dengesi Arasındaki İlişki” adlı Yüksek Lisans tez çalışmasından türetilmiştir.

<sup>2</sup> **Sorumlu Yazar:** Doktora öğrencisi, Hazar Keskin, E-mail: keskinhazar@hotmail.com, Phone: 0531 630 26 88

<sup>3</sup> **Sorumlu Yazar:** Prof. Dr., Mehmet Kara, E-mail: mehmetkara@mku.edu.tr, Phone: 0533 398 14 85

## Giriş

Ekonomik açıdan ülkelerin gelişmişliği; istihdam, milli gelir, büyüme ve dış ticaret dengesi gibi faktörlere bakılarak anlaşılabilir. Bu unsurlar; toplumların ekonomik ve sosyal hayatını etkileyen önemli faktörlerdir. Bu unsurlardan birisi olan dış ticaret; bir ülkenin, dış dünya ile yaptığı mal alım ve satımlarını kapsayan işlemlere denmektedir (Seyidoğlu, 2009: 3).

20. yüzyılın son çeyreğinde Bretton Woods uluslararası para sisteminin sona ermesinin ardından birçok ülke serbest kur rejimine geçmiş ve serbest kurların, ülkelerin dış ticaretindeki dengesizlikleri gidereceği öngörülmüştür. Ancak uygulamada Bretton Woods sistemi sonrası dönemde küresel ölçekteki ticaretteki dengesizliklerin arttığı, iktisadi dalgalanmaların daha sık gerçekleştiği ve döviz kurlarındaki oynaklığın arttığı gözlemlenmiştir. Döviz kurlarındaki oynaklık, en çok yabancı paralarla işlem gören dış ticaret üzerinde etkili olmaktadır. İktisat yazınına oldukça fazla ilgilendiren döviz kuru ile dış ticaret dengesi arasındaki ilişki uzun zamandır araştırmalara konu olmaya devam etmektedir.

Çalışmanın amacı, Türkiye’de reel efektif döviz kuru (RDK) ile dış ticaret dengesi (DA) arasındaki ilişkiyi araştırmak ve literatüre katkı sağlamaktır. Bu kapsamda, 2003:Q1 – 2018:Q3 dönemi için reel efektif döviz kuru ve GSYH değişkenlerinin dış ticaret dengesi üzerine etkisi analiz edilmiştir. Çalışmanın konusuna ilişkin teorik beklentiler; Türkiye’de RDK’nin artması (TCMB’nin RDK hesaplama yönteminden dolayı, RDK artması, ulusal paranın değer kazanması anlamına geldiği için), ihraç malların fiyatı pahalılaşacağı ve ithal malların fiyatı ucuzlayacağı için dış ticaret açığının artması beklenmektedir. Diğer ifadeyle, Türkiye’de RDK’nun artması ya da azalması ile nominal kurun artışının veya azalışının yorumlanması oldukça farklılık göstermektedir. Diğer taraftan, Türkiye’nin üretim yapısı ithalata bağımlı olduğu için GSYH arttıkça dış ticaret açığının artacağı öngörülmektedir. Bu nedenle çalışmada kullanılan diğer bağımsız değişken olan Gayri Safi Yurt İçi Hâsıla (GSYH) arttıkça, dış ticaret açığının artacağı öngörülmektedir.

İktisat yazınında, ülkenin ulusal parasının değer kazanmasının ihracatı azaltacağı ve ithalatı arttıracığı öngörülmektedir. Ancak, bunun gerçekleşmesi için ihraç malların yurtdışı esnekliği ve ithal malların yurtiçi esnekliğinin önem arz ettiği Marshall-Lerner koşulunun sağlanması gerekmektedir. Marshall-Lerner koşulunun sağlanması durumunda, RDK’nin artmasının ihracatı azaltıp, ithalatı arttırabileceği öngörülebilmektedir.

### Reel Efektif Döviz Kuru Ve Dış Ticaret Arasındaki İlişkiye Yönelik Yapılmış Ampirik Çalışmalar

Bu bölümde, reel efektif döviz kuru ile dış ticaret arasındaki ilişkiye yönelik ampirik literatür araştırmasına yer verilmiştir. Literatür araştırması, Tablo 1’de kronolojik olarak sıralanmıştır.

**Tablo 1.** İlgili Literatür

Yazar(lar)/ Çalışma Yılı	Ülke(ler)/ Dönem	Yöntem	Sonuç
Akhtar- Hilton (1984)	Almanya ve ABD 1974:Q1-1981:Q4 (Üçer Aylık)	En küçük kareler yöntemi	Reel efektif döviz kuru ile dış ticaret hacmi arasında negatif bir ilişki mevcuttur.
Arize (1994)	9 Asya Ülkesi 1973: Q1-1991:Q1 (Üçer Aylık)	Eşbütünleşme Analizi	Asya ülkelerinde dış ticaret dengesi ile reel efektif döviz kuru arasında pozitif ve istatistiksel olarak anamlı bir uzun dönem denge bulunmuştur.
Wilson ve Tat	Singapur ve ABD	Eşbütünleşme analizi	Reel döviz kurunun reel ticaret dengesi üzerinde

<b>(2001)</b>	1970-1996 (Üçer Aylık)		anlamli bir etki yapmadığı sonucuna varılmıştır.
<b>Kasman ve Kasman (2005)</b>	Türkiye 1982-2002 (Üçer Aylık)	Johansen-Juselius Maksimum Olabilirlik Eşbütünleşme Testi, Hata Düzeltme Modeli	Tahmin edilen ihracat fonksiyonu, ihracat gelirleri ile ihracat ağırlıklı reel efektif döviz kuru arasında uzun dönemli bir ilişki olduğunu göstermiştir.
<b>Peker (2008)</b>	Türkiye 1992:1-2006:4 (Aylık)	Eşbütünleşme Analizi	Reel efektif döviz kuru değişkenliğinin ticaret dengesi üzerindeki kısa dönem etkileri anlamlı çıkmamıştır. Marshall – Lerner koşulunun sağlanmadığı sonucuna varılmıştır.
<b>Alam ve Ahmad (2010)</b>	Pakistan 1982:1-2008:2 (Üçer Aylık)	GARCH metodu ve ARDL	Reel efektif döviz kuru oynaklığı Pakistan'ın İngiltere'den yaptığı ithalatı negatif etkilemektedir.
<b>Yapraklı (2011)</b>	Türkiye 2001:3-2009:6 (Aylık)	ARDL, Sınır Testi Yaklaşımı	Uzun ve kısa dönemde dış ticaret açığı; reel efektif kur endeksinden pozitif ve istatistiki açıdan anlamsız olarak etkilenmektedir.
<b>Hepaktan vd. (2011)</b>	Türkiye 1982:01-2011:07 (Aylık)	Johansen eşbütünleşme ve Granger nedensellik testi	İhracat ve ithalatın, reel efektif döviz kuru üzerindeki etkisinin, reel efektif döviz kurunun ihracat ve ithalat üzerindeki etkisinden daha güçlü olduğu saptanmıştır.
<b>Yıldız ve Özdamar (2014)</b>	Türkiye 2005:01-2012:12 (Aylık)	Eşbütünleşme testi, Granger nedensellik testi	Çeşitli sektörlerin ihracat ve ithalatı ile reel efektif döviz kurunun uzun dönemde eşbütünleşik olduğu saptanmıştır.
<b>Değer ve Demir (2015)</b>	Türkiye 1997:1 – 2014:12 (Aylık)	Granger Nedensellik ve Eşbütünleşme analizi	Reel efektif döviz kuru ile dış ticaret hacmi arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı ortaya konulmuştur. Reel efektif döviz kurundan dış ticaret hacmine doğru bir nedensellik ilişkisi olduğu belirlenmiştir.
<b>Hassan vd. (2016)</b>	Bangladeş 2003:6 ve 2015:6 (Aylık)	Eşbütünleşme Analizi ve Hata Düzeltme Modeli	Reel efektif döviz kurunun reel ihracat üzerinde uzun vadede önemli bir etkiye sahip olduğu buna karşılık kısa vadede herhangi bir etkisinin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.
<b>Karaş ve Karaş (2017)</b>	Türkiye 2003:01-2017:06 (Aylık)	Granger Nedensellik Testi	Reel efektif döviz kuru ile ithalat arasında çift yönlü bir nedensellik tespit edilmiştir. Varyans ayrıştırması analizine göre, ihracat ile reel efektif döviz kuru arasındaki ilişkinin zayıf olduğu saptanmıştır.
<b>Alkan (2018)</b>	Türkiye 2008-2017 (Üç aylık)	VAR Modeli, Granger Nedensellik Testi	Dış ticaret açığı ile reel efektif döviz kuru serilerinin birbirlerinin nedeni olduğu görülmüş ancak eşbütünleşik olmadıkları belirlenmiştir.
<b>Şahin ve Durmuş (2019)</b>	Türkiye 2003:1-2018:6 (Aylık)	Yapısal Kırılmalı Eşbütünleşme Testi ve Toda Yamamoto Nedensellik	Değişkenler arasında uzun dönemli ilişkiden bahsetmek mümkündür. Reel efektif döviz kurundan ithalata doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu görülmüştür.
<b>Polat (2019)</b>	Türkiye 1989:01-2018:11 (Aylık)	ARDL Analiz ve Toda Yamamoto Nedensellik	Sınır testine göre, serilerin eşbütünleşme ilişkisi içinde oldukları belirlenmiştir.
<b>Ayık vd. (2020)</b>	Türkiye 2003:1-2018:6 (Aylık)	ARDL sınır testi, Toda Yamamoto Nedensellik	Toplam dış ticaret hacmi ve toplam ithalat değişkenleri ile reel efektif döviz kuru değişkeni arasında eşbütünleşme ilişkisine rastlanmıştır. Reel efektif döviz kuru değişkeni ile reel efektif döviz kuru değişkeni arasında eşbütünleşme ilişkisine rastlanmamıştır.

İlgili literatür incelendiğinde reel efektif döviz kuru ile dış ticaret arasında aynı yönlü ve ters yönlü ilişki tespit eden çalışmalar olduğu gibi herhangi bir ilişki bulamayan çalışmalar da olduğu görülmektedir. Ancak Tablo 1'deki çalışmalar genel olarak değerlendirildiğinde,

reel efektif döviz kuru ile dış ticaret açığı arasında uzun dönemli ilişki bulan çalışmaların çoğunlukta olduğu görülmektedir.

### Veri Seti ve Çalışmanın Modeli

Çalışmada, Türkiye'nin 2003:Q1-2018:Q3 dönemi çeyrek veriler dikkate alınarak Reel Efektif Döviz Kuru ve Gayri Safi Yurtiçi Hasılanın, Dış Ticaret Dengesi üzerine etkisinin araştırılması amaçlanmıştır. Dış Ticaret Dengesi (DA), TÜFE Bazlı (2003:100) Reel Efektif Döviz Kuru (RDK) ve Gayrisafi Yurtiçi Hâsıla (Zincirlenmiş Hacim Yöntemiyle) değişkenlerine ait veriler Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden alınmıştır. Araştırmanın bağımlı değişkeni Dış Ticaret Dengesi (DA) iken, bağımsız değişken ise Türkiye'nin iktisadi yapısını etkileyen ve dış ticareti etkilemede ciddi öneme sahip unsurlardan biri olan Reel Efektif Döviz Kuru (RDK) olmuştur. Türkiye'nin üretim yapısı ithalata bağımlı olduğu için, GSYH arttıkça dış ticaret açığının artacağı öngörülmektedir. Bu nedenle, çalışmada, kontrol değişkeni olarak da Gayri Safi Yurt İçi Hâsıla (GSYH) modele dâhil edilmiştir. Çalışmanın temel denklemi aşağıdaki gibidir;

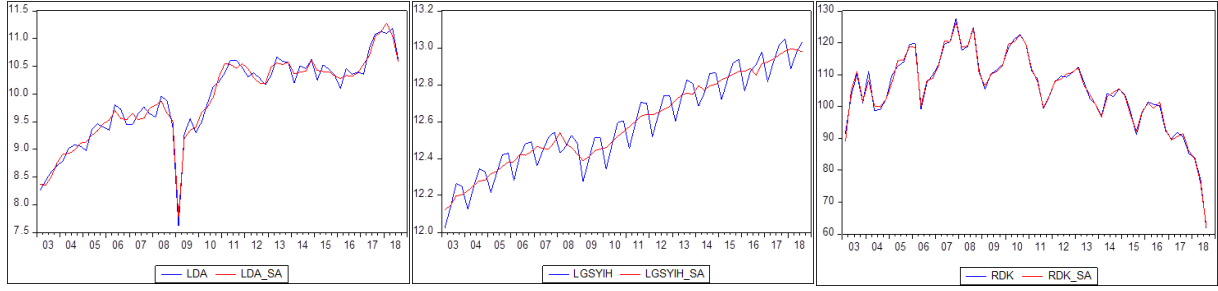
$$DA_t = \alpha_1 + \alpha_2 RDK_t + \alpha_3 GSYH_t + \mu_t$$

Dış Ticaret Dengesi serisine ait veriler, mutlak değerleri alınarak ve milyon TL'ye dönüştürüldükten sonra analize dâhil edilmiştir. TCMB'den alınan RDK veri setinin hesaplamasında ise kullanılan denklem aşağıda verilmiştir.  $w_i$  "i" ülkesinin Türkiye'nin REK endeksindeki ağırlığını,  $P_{TUR}$  Türkiye'nin fiyat endeksini,  $P_i$  "i" ülkesinin fiyat endeksini,  $e_{i,TUR}$  "i" ülkesinin parasının TL cinsinden kur değerini, "N" ülke sayısını göstermektedir.

$$RDK = \prod_{i=1}^N \left[ \frac{P_{TUR}}{P_i * e_{i,TUR}} \right]^{w_i}$$

### Yöntem

Dış Ticaret Dengesi ve Gayrisafi Yurtiçi Hâsıla değişkenlerinin doğal logaritması alınarak analize başlanmıştır. Bir sonraki adımda ise mevsimsellik analizi yapılmıştır. Aylık ya da üç aylık verilere dayanan pek çok iktisadi zaman serisi mevsimlik örüntü (düzenli salınım hareketi) gösterir (Gujarati, 2006: 517). Mevsimsellik, bir zaman serisinde düzenli olarak aynı dönemlerde/mevsimlerde meydana gelen genel seyrenden sapmalardır. Mevsimsellik, hata terimlerinin varyansını artırarak modelin bozulmasına sebep olabilmektedir. Bu nedenle mevsimsellik içeren serilerin mevsimsellikten arındırılması ya da modele mevsimsel kuklalar eklenmesi gerekmektedir. Ancak belirgin bir mevsimsellik yoksa serileri mevsimsellikten arındırmak ya da modele mevsimselliği yansıtan kuklalar eklenmesi yine model tanımlama hatasına yol açabilmektedir. Bu yüzden serilerin mevsimselliğe sahip olup olmadığı Census X-13 mevsimsellikten arındırma yöntemi ile kontrol edilmiştir. Bu yöntemin en önemli özelliği seride gerçek anlamda mevsimsellik yoksa seriyi arındırmamasıdır. Değişkenlere ait serilerin mevsimsel değişimlerden etkilenme durumları Grafik 1'te verilmiştir. Gayrisafi Yurtiçi Hâsıla (GSYH) değişkeninin mevsimsel değişimlerden etkilendiği gözlenmektedir. Bu nedenle çalışmada GSYH değişkeninin mevsimsel değişimlerden arındırılmış hali kullanılmıştır.



**Grafik 1.** Serilerin Mevsimsellik Durumları

Çalışmada kullanılan serilerin durağanlık seviyelerini tespit edebilmek için birim kök testleri uygulanmıştır. Genelde zaman serilerinin durağanlığı, ortalamasıyla varyansı zaman içinde değişmeyen ve iki dönem arasındaki ortak varyansı bu ortak varyansın hesaplandığı döneme değil de yalnızca iki dönem arasındaki uzaklığa bağlı olan olasılıklı bir sürece sahip olması olarak tanımlanır (Gujarati, 2006: 713). Durağan olmayan zaman serileriyle yapılan ekonometrik çalışmalarda yüksek  $R^2$  ortaya çıkar ve sahte regresyon sorunları ile karşılaşılabilir. Bu durumda analiz sonucu elde edilen bulgular güvenilir ve sağlıklı olmamaktadır. Çalışmada ilgili değişkenlerin durağanlık durumlarını saptamak için Genişletilmiş Dickey – Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) ve Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (KPSS) birim kök testleri yapılmıştır. ADF için kurulan hipotezler şu şekildedir;  $H_0: \delta = 0$  ise seriler durağan değildir.  $H_1: \delta < 0$  ise seriler durağandır. Genişletilmiş Dickey – Fuller (ADF) testi ampirik çalışmalarda yaygın bir şekilde kullanılmaktadır. Dickey-Fuller testinin varsayımlarından biri; hata terimlerinin istatistiksel olarak birbirinden bağımsız ve sabit bir varyansa sahip olduğu şeklindedir. Yani hata terimleri arasında otokorelasyon gözlenmez. Ancak, Phillips-Perron (PP) (1988) tarafından geliştirilen birim kök testi, hata terimleri arasında otokorelasyon olabileceği düşüncesiyle bir test geliştirmişler ve ADF birim kök testini destekler biçimde yapılmasının uygun olacağı ileri sürülmüştür (Bozkurt, 2013: 43-44). PP birim kök testinin hipotezleri ADF birim kök testi ile aynıdır:  $H_0: \delta = 0$  ise seriler durağan değildir.  $H_1: \delta < 0$  ise seriler durağandır. PP testi, ADF testine benzer olarak, olasılık değeri (p) %5'ten küçükse  $H_0$  hipotezi reddedilir, olasılık değeri (p) %5'ten büyükse  $H_0$  hipotezi reddedilemez ve serinin durağan olmadığı kabul edilir. Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (1992) tarafından geliştirilen birim kök testinin hipotezleri, ADF ve PP testlerinin tersidir ve bu açıdan bu testlerin bir sağlaması gibi kabul edilebilmektedir. KPSS teste amaçlanan serideki deterministik trendi ayıklayarak seriyi durağan hale getirmektir. Bu teste sıfır hipotezi, seride birim kök olmadığını yani serinin durağan olduğunu ifade etmektedir. Alternatif hipotez ise serinin durağan olmadığını ve birim kök içerdiğini göstermektedir.  $H_0$ : Seri durağandır.  $H_1$ : Seri durağan değildir.

Birim kök testlerinin uygulanmasından sonra serilerin eşbütünleşme ilişkisi incelenmektedir. Özellikle makroekonomik değişkenlerin kullanıldığı çalışmalarda eşbütünleşme analizi ön plana çıkmaktadır. Özünde tek başına durağan halde görünmeyen zaman serileri, belirli bir bütünleşme kademesindeki doğrusal bileşimlerinin durağan bir süreç oluşturduğu, eşbütünleşme analizi ile değişkenler arasında uzun dönemli ilişkiler ortaya konulabilmektedir (Bozkurt, 2013: 115). Kısacası, eşbütünleşme analizinde durağan halde bulunmayan seriler arasındaki uzun dönemli ilişki incelenmektedir. Çalışmada, değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisini araştırmak için ARDL analiz yöntemi kullanılmıştır. ARDL yönteminde eşbütünleşme ilişkisi sınır testiyle araştırılmaktadır. Bu analiz yönteminde eşbütünleşme ilişkisinin var olup olmadığını tespit edebilmek için analize konu olan değişkenlerin birinci dönem gecikmelerine F testi uygulanmaktadır. Bu testin sonucunda elde edilen F istatistik değeri, Pesaran vd.'nin (2001) çalışmasında asimptotik olarak üretilen anlamlılık düzeyleri ile karşılaştırılır. " $H_0$ : Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi yoktur" hipotezinin kabul veya reddedilmesi şu şekilde belirlenmektedir. Eğer F istatistiği, kritik üst

sınırdan büyükse  $H_0$  reddedilir. Yani değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğu kabul edilir. F istatistiği, kritik alt sınırdan küçükse  $H_0$  kabul edilir. F istatistiği, kritik alt ve üst sınırın arasında ise eşbütünleşme hakkında herhangi bir karara varılamamaktadır (Akel ve Gazel, 2014: 31). Bu durumda, diğer eşbütünleşme testlerinden yararlanır. Elde edilen sınır testi sonuçlarına göre, serilere ait değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisi olduğu belirlenmesi durumunda, hem uzun hem kısa dönemli ilişkileri analiz etmek için ARDL modeli kurulmaktadır.

## Bulgular

### Durağanlık Analizi

ADF birim kök testine ilişkin sonuçlar Tablo 2’de gösterilmiştir.

**Tablo 2.** ADF Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	Birim Kök	Test Denklemi	t-istatistik	p-değeri
LDA	Düzeyde	Sabitli	-2.6037	0.0977
		Sabitli ve Trendli	-4.37847	0.0047*
	1.Fark	Sabitli	-7.72708	0.0000*
		Sabitli ve Trendli	-7.69617	0.0000*
LGSYH_SA	Düzeyde	Sabitli	-1.15543	0.6882
		Sabitli ve Trendli	-2.31513	0.4196
	1.Fark	Sabitli	-7.75025	0.0000*
		Sabitli ve Trendli	-7.74492	0.0000*
RDK	Düzeyde	Sabitli	-0.72002	0.8337
		Sabitli ve Trendli	-2.20535	0.4782
	1.Fark	Sabitli	-8.00607	0.0000*
		Sabitli ve Trendli	-8.359	0.0000*

\*:  $p < 0.05$  düzeyinde anlamlıdır.

PP birim kök testin sonuçları Tablo 3’de gösterilmiştir. Tablo 2 ve Tablo 3’de verilen ADF ve PP testlerinin sonuçlarında düzey değerinde sadece LDA değişkeninin %5 anlamlılık düzeyinde birim kök içermediği yani durağan olduğu görülmektedir. LGSYH\_SA ve RDK değişkenlerinin ise düzey değerinde durağan olmadıkları anlaşılmaktadır. Birinci farkları alındığında ise tüm değişkenlerin %5 anlamlılık düzeyinde durağanlaştığı tespit edilmiştir. Sonuç olarak LDA değişkeninin  $I(0)$ ; LGSYH\_SA ve RDK değişkenlerinin ise  $I(1)$ ’de durağan oldukları tespit edilmiştir.

**Tablo 3.** PP Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	Birim Kök	Test Denklemi	t-istatistik	p-değeri
LDA	Düzeyde	Sabitli	-2.42587	0.1390
		Sabitli ve Trendli	-4.31215	0.0057*
	1.Fark	Sabitli	-14.5695	0.0000*
		Sabitli ve Trendli	-15.687	0.0000*
LGSYH_SA	Düzeyde	Sabitli	-1.14881	0.6910
		Sabitli ve Trendli	-2.4876	0.3331
	1.Fark	Sabitli	-7.75483	0.0000*

		Sabitli ve Trendli	-7.75045	0.0000*
<b>RDK</b>	Düzeyde	Sabitli	-0.68681	0.8421
		Sabitli ve Trendli	-2.19756	0.4824
	1.Fark	Sabitli	-8.01611	0.0000*
		Sabitli ve Trendli	-8.55683	0.0000*

\*: p<0.05 düzeyinde anlamlıdır.

KPSS testi ve elde edilen sonuçlar Tablo 4’de gösterilmiştir. Tablo 4’de KPSS birim kök test sonuçları değerlendirildiğinde %5 anlamlılık düzeyinde LDA, LGYH\_SA ve RDK değişkenlerin tamamının I(0) oldukları yani düzeyde durağan oldukları görülmüştür.

**Tablo 4.** KPSS Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	Birim Kök	Test Denklemi	LM-istatistik
<b>LDA</b>	Düzeyde	Sabitli	0.907425
		Sabitli ve Trendli	0.073357
	1.Fark	Sabitli	0.432188
		Sabitli ve Trendli	0.482273
<b>LGSYH_SA</b>	Düzeyde	Sabitli	0.590772
		Sabitli ve Trendli	0.088959
	1.Fark	Sabitli	0.114261
		Sabitli ve Trendli	0.086838
<b>RDK</b>	Düzeyde	Sabitli	0.290072
		Sabitli ve Trendli	0.173275
	1.Fark	Sabitli	0.397727
		Sabitli ve Trendli	0.037266

%5 anlamlılık düzeyde düzey ve birinci fark için kritik değer 0.463 olarak belirlenmiştir.

ADF, PP ve KPSS birim kök test sonuçları birlikte değerlendirildiğinde bazı değişkenlerin I(0)’da, bir kısmının ise I(1)’de durağanlaştığı görülmektedir.

#### Sınır Testi Sonuçları

ARDL modeli farklı derecede eş bütünleşik olan seriler için kullanılabilirdiğinden, bu çalışmada ARDL modeli kapsamında sınır testi yaklaşımı kullanılmıştır. Model ve tahmin sonuçları aşağıda verilmiştir.

$$LDA_t = \alpha_0 + \alpha_{1t} + \sum_{i=1}^m \alpha_{2i}LDA_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{3i}GSYH_{t-i} + \sum_{i=1}^l \alpha_{4i}RDK_{t-i} + \mu_t$$

**Tablo 5.** ARDL Sınır Test Sonuçları

Anlamlılık Düzeyi	Alt Sınır-I(0)	Üst Sınır-I(1)	k	F-statistic
-------------------	----------------	----------------	---	-------------



10%	3.17	4.14	2	<b>11.095</b>
5%	3.79	4.85		
1%	5.15	6.36		

Maksimum gecikme uzunluğu 4 olarak alınmıştır ve modelde trend kullanılmamıştır.

Tablo 5 incelendiğinde F-istatistiğinin 11.095 olduğu görülmektedir. F istatistik değeri (11.095) üst sınırdan (4.85) daha yüksek olduğu için  $H_0$  hipotezi reddedilmiş ve %5 anlamlılık düzeyinde değişkenler arası eş bütünleşme ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir. Bu sonuçlara göre, modelde kullanılan değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu söylenebilir.

### ARDL Modeli

Eşbütünleşme ilişkisinin varlığını belirledikten sonra, uygun model tahmini ve daha sonra değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönem ilişkisi yansıtan katsayıların tahmin edilmesi gerekmektedir. ARDL (4,4,3) modelinin tahmin sonuçları, Tablo 6'da verilmiştir.

**Tablo 6.** ARDL Modelinin Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-Statistic	Prob.*
LDA(-1)	0.039954	0.111893	0.357076	0.7227
LDA(-2)	-0.18217	0.109076	-1.670072	0.1018
LDA(-3)	0.025786	0.106211	0.242777	0.8093
LDA(-4)	0.3347	0.099562	3.361729	0.0016
LGSYH_SA	4.470173	1.431718	3.122244	0.0031
LGSYH_SA(-1)	4.131026	2.110786	1.957103	0.0566
LGSYH_SA(-2)	0.711134	2.027692	0.350711	0.7274
LGSYH_SA(-3)	1.778122	1.959576	0.907401	0.3690
LGSYH_SA(-4)	-8.74417	1.558283	-5.611417	0.0000
RDK	0.000393	0.005456	0.072024	0.9429
RDK(-1)	0.006097	0.0074	0.823908	0.4143
RDK(-2)	-0.00125	0.007236	-0.172666	0.8637
RDK(-3)	0.010094	0.005828	1.731953	0.0901
C	-23.7118	4.81924	-4.920245	0.0000

Tanısal Testler	
<i>R-squared</i>	0.910265
<i>Adjusted R-squared</i>	0.884341
<i>F-statistic (Prob)</i>	35.11345 (0.000)
<i>Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:</i>	1.954732 (0.1196)
<i>Jarque Berra Normallik Testi</i>	1.116996 (0.572)
<i>Harvey</i>	0,822866 (0,6343)
<i>Ramsey Reset Testi</i>	4.036755 (0.0507)

Tablo 6 incelendiğinde, %5 anlamlılık düzeyinde, Breusch-Godfrey LM Testi p-olasılık sonucuna (0.1196) göre otokorelasyon sorunu olmadığı görülmektedir. Ayrıca Jarque-Bera normallik test sonuçlarına (0.572) göre hata terimlerinin normal dağıldığı anlaşılmaktadır. Modelin açıklama gücü 0.91 gibi yüksek bir değer çıkmıştır.

### ARDL (4,4,3) Modeli Uzun Dönem İlişkisi

ARDL testinde değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi inceleyebilmek için kurulan model aşağıdaki gibidir;



$$LDA_t = \alpha_0 + \alpha_{1t} + \sum_{i=1}^m \alpha_{2i}LDA_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{3i}GSYH_{t-i} + \sum_{i=1}^l \alpha_{4i}RDK_{t-i} + \mu_t$$

Tablo 7’de, ARDL (4,4,3) modeline ait uzun dönem tahmin sonuçları verilmiştir.

**Tablo 7.** ARDL (4,4,3) Modelinden Elde Edilen Uzun Dönem Tahmin Değerleri

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-Statistic	Prob.
LGSYH_SA	3.001417	0.243912	12.30535	0.0000*
RDK	0.019617	0.005867	3.34366	0.0017*
C	-23.7118	4.81924	-4.92025	0.0000*

\*:p<0.05 anlamlılık düzeyi

Tablo 7’de uzun dönem sonuçlar değerlendirildiğinde bağımlı değişken olan Dış Ticaret Dengesi (DA) ile bağımsız değişken olan Gayrisafi Yurtiçi Hasıla (GSYH) ve Reel Efektif Döviz Kuru (RDK) arasında uzun dönemde istatistiksel olarak %5 anlamlılık düzeyinde pozitif (aynı yönde) bir ilişki olduğu görülmektedir. GSYH ve RDK değişkenlerine ait uzun dönem katsayıları sırası ile 3.001 ve 0.019 olarak tespit edilmiştir. GSYH ve RDK bağımsız değişkenleri DA bağımlı değişkenine pozitif (aynı yönde) olarak etki etmektedirler. GSYH deki bir birimlik artışın DA değişkeninde 3.001 birimlik artışa neden olduğu görülmektedir. RDK değişkenindeki bir birimlik artışın DA değişkeninde 0.019 birimlik bir artışa yol açtığı anlaşılmaktadır.

#### ARDL (4,4,3) Modeli Kısa Dönem İlişkisi

ARDL testinde değişkenler arasındaki kısa dönemli ilişkiyi inceleyebilmek için kurulan Hata Düzeltme Modeli aşağıdaki gibidir;

$$LDA_t = \alpha_0 + \alpha_{1t} + \alpha_2 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_{3i}LDA_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{4i}GSYH_{t-i} + \sum_{i=1}^l \alpha_{5i}RDK_{t-i} + \mu_t$$

Modelde yer alan değişkenlerden  $EC_{t-1}$ , uzun dönem ilişkiden elde edilen hata terimleri serisinin bir dönem gecikmeli değerini temsil etmektedir ve bu değişkenin katsayısı kısa dönemdeki dengesizliğin ne kadarının bir sonraki dönemlerde düzeltileceğini göstermektedir. ARDL (4,4,3) modelin kısa dönem tahmin sonuçları Tablo 8’de verilmiştir.

**Tablo 8.** ARDL (4,4,3) Modelinden Elde Edilen Kısa Dönem Tahmin Değerleri

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-Statistic	Prob.
C	-23.7118	3.987157	-5.94706	0.0000*
D(LDA(-1))	-0.17832	0.126953	-1.40463	0.1670
D(LDA(-2))	-0.36049	0.109296	-3.29825	0.0019*
D(LDA(-3))	-0.3347	0.096393	-3.47224	0.0012*
D(LGSYH_SA)	4.470173	1.382919	3.232419	0.0023*
D(LGSYH_SA(-1))	6.254918	1.47354	4.244824	0.0001*
D(LGSYH_SA(-2))	6.966052	1.565514	4.449691	0.0001*
D(LGSYH_SA(-3))	8.744174	1.524075	5.737364	0.0000*
D(RDK)	0.000393	0.005019	0.078296	0.9379
D(RDK(-1))	-0.00885	0.005872	-1.50619	0.1390
D(RDK(-2))	-0.01009	0.005441	-1.85518	0.0701
<b>CointEq(-1)*</b>	<b>-0.78173</b>	<b>0.132583</b>	<b>-5.89613</b>	<b>0.0000*</b>

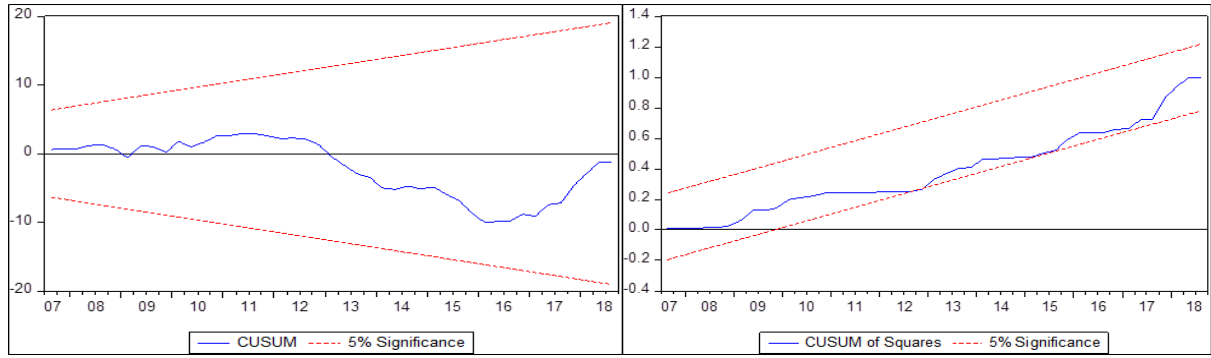
R <sup>2</sup>	0.731258	Düzeltilmiş R <sup>2</sup>	0.668361
Durbin Watson	1.70105	F-Istatistik (Prob)	11.6262 (0)

\*:p<0.05 anlamlılık düzeyi

Tablo 8’ de verilmiş olan hata düzeltme terimine (*CointEq*) bakıldığında hata düzeltme modelinin çalıştığı tespit edilmiştir. Hata düzeltme teriminin katsayısının negatif ve anlamlı olduğu görülmüştür. Buna göre kısa dönemde meydana gelen sapmaların %78’i, bir sonraki dönemde düzeltilerek dengeye ulaştığı görülmektedir.

### CUSUM Testi

ARDL modelinde yapısal kırılmayı (modelin kararlılığı) incelemek için Brown vd. (1975) tarafından geliştirilen CUSUM ve CUSUMSQ testi yapılmıştır. Bu iki teste ilişkin sonuçlar Grafik 2’de verilmiştir. CUSUM ve CUSUMSQ istatistikleri %5 anlamlılık düzeyinde kritik sınır olarak belirtilen çizgiler arasında ise ARDL modelinde yer alan katsayıların kararlı olduğunu belirten sıfır hipotez kabul edilir (Akel ve Gazel, 2014: 36).



**Grafik 2.** CUSUM ve CUSUMSQ Grafikleri

CUSUM ve CUSUMSQ grafikleri birlikte incelendiğinde, herhangi bir yapısal kırılmanın olmadığı ve ARDL kapsamında hesaplanan uzun dönem katsayılarının istikrarlı olduğu görülmektedir.

### Sonuç

Bu çalışmada, 2003:Q1 – 2018:Q3 dönemine ait üçer aylık veriler kullanılarak, Türkiye’de reel efektif döviz kuru ile GSYH’nin dış ticaret dengesi üzerindeki etkisi ARDL yöntemi ile incelenmiştir. ARDL kapsamında yapılan sınır testi sonuçlarına göre, değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisi olduğu saptanmıştır ve ARDL modeli kurulmuştur. Kurulan modelin açıklama gücü 0.91 gibi yüksek bir değer çıkmış ve anlamlı bulunmuştur. GSYH ve RDK değişkenlerine ait uzun dönem katsayıları sırası ile 3.001 ve 0.019 olduğu görülmüştür. GSYH’deki bir birimlik artışın DA değişkeninde 3.001 birimlik artışa neden olduğu ve RDK değişkenindeki bir birimlik artışın DA değişkeninde 0.019 birimlik artışa neden olduğu tespit edilmiştir.

Çalışmanın bulguları, teorik beklentileri destekler niteliktedir. İncelenen dönemde, reel efektif döviz kurlarının (RDK) artmasının, ihracatı pahalılaştırdığı ve ithalatı ucuzlattığı, dolayısıyla dış ticaret açığını (DA) artırdığı anlaşılmaktadır. Bu bulgulara bağlı olarak, Marshall-Lerner koşulunun sağlandığı yönünde bir sonuca ulaşılmıştır. Diğer taraftan, dış ticaret açığının (DA), GSYH artışına da oldukça duyarlı olduğu görülmektedir. Bu durum, önemli ölçüde, Türkiye’nin üretim yapısının ithalata bağımlı olması ile açıklanabilmektedir. Dolayısıyla, üretim arttıkça dış ticaret açığının artacağı öngörüsünün incelenen dönemde geçerli olduğu anlaşılmaktadır.

İncelenen dönemde reel efektif döviz kurunun, Türkiye'nin dış ticaret açığını gidermede olumlu etki yaptığı görülmektedir. Ancak sadece rekabetçi kura dayalı böyle bir politikanın sürdürülemeyeceği açıktır. Bu bağlamda, Türkiye'nin dış ticarete rekabette üstünlüğünü sağlayabilmesi ve bunu devam ettirebilmesi için üretim yapısını katma değeri yüksek, teknoloji ağırlıklı seviyeye getirmesi gerekmektedir. Üretim ve ihracat yapısını daha katma değerli hale getiren Türkiye'nin, dış ticaret açığı sorununu önemli ölçüde çözebileceği ve büyümede istikrarı yakalayabileceği düşünülmektedir.

**Çıkar Çatışması:** Yazarlar arasında çıkar çatışması bulunmamaktadır.

**Yazar Katkı Beyanı:** 1.yazarın katkı oranı %80, 2. yazarın katkı oranı % 20.

**Araştırma Yayın Etiği:** : Bu çalışmanın hazırlanma ve yazım sürecinde “Yükseköğretim Kurumları Bilimsel Araştırma ve Yayın Etiği Yönergesi” kapsamında bilimsel, etik ve alıntı kurallarına uyulmuş olup; toplanan veriler üzerinde herhangi bir tahrifat yapılmamış ve bu çalışma herhangi başka bir akademik yayın ortamına değerlendirme için gönderilmemiştir.

## KAYNAKÇA/REFERENCES

- Akel, V. ve Gazel, S. (2014). “Döviz Kurları ile BIST Sanayi Endeksi Arasındaki Eşbütünleşme İlişkisi: Bir ARDL Sınır Testi Yaklaşımı”. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, (44): 23-41.
- Akhtar, M. A. & Hilton R. S. (1984). “Effects of Exchange Rate Uncertainty on German and U.S. Trade”, *Federal Reserve Bank of New York, Quarterly Review*, 9: 7 – 16.
- Alam, S. & Qazi M. A., (2010). “Exchange Rate Volatility and Pakistan’s Import Demand: An Application of Autoregressive Distributed Lag Model”, *International Research Journal of Finance and Economics* ISSN 1450-2887 (48).
- Alkan, Y. (2018). “Türkiye’de Dış Ticaret Açığı ile Büyüme ve Döviz Arasındaki İlişki” , *Sosyal Bilimler ve Eğitim Dergisi*, 1 (1): 54-67.
- Arize, A.C. (1994). “Cointegration Test of A Long-Run Relation Between The Real Effective Exchange Rate and The Trade Balance”, *International Economic Journal*, 8(3): 1-9.
- Ayık, U., Erkal, G. ve Özer, H. (2020). Ülke Grupları İtibarıyla Döviz Kuru ve Dış Ticaret İlişkisi: Türkiye Örneği (2003-2018). *Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 24 (2): 993-1025.
- Bozkurt, H.Y. (2013). *Zaman Serileri Analizi*, Genişletilmiş 2. Baskı, Ekin Basım Yayın Dağıtım, Bursa, 261s.
- Brown, R.L., Durbin, J. & Evans, J. M. (1975).“Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time”, *Journal of the Royal Statistical Society*, 37(2): 149-192.
- Değer, O. ve Demir, M. (2015). Reel Efektif Döviz Kuru ve Dış Ticaret Hacmi Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği. *Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar*, 52(604): 7-21. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/tr/pub/fpeyd/issue/48043/607540>.
- Gujarati, D. N. (2006). *Temel Ekonometri* (Çevirenler: Ümit Şenesen ve Gülay Günlük Şenesen), Literatür Yayıncılık, İstanbul. s849.
- Hassan, R., Chakraborty, S., Sultana, N. & Rahaman, M. (2016). The Impact of the Real Effective Exchange Rate on Real Export Earnings in Bangladesh. Monetary Policy and Research Department Bangladesh Bank, Working Paper Series: WP No 1605: 1-21.

- Hepaktan, E, Çınar, S. ve Dündar, Ö. (2011). “Türkiye’de Uygulanan Döviz Kuru Sistemlerinin Dış Ticaret İle İlişkisi” *Akademik Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, 3(5): 62-82.
- Karaş, G. ve Karaş, E. (2017). “Reel Efektif Döviz Kuru, İhracat ve İthalat Arasındaki İlişki: Türkiye Özelinde Ekonometrik Bir Değerlendirme” *Uşak Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi IASOS Özel Sayısı*, 27-46.
- Kasman, A. ve Kasman S. (2005). “Reel Efektif Döviz Kurunun İhracat Arzı Üzerine Etkisi” *Öneri Dergisi*, 6 (23): 197-203.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P. & Shin, Y.(1992). Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of A Unit Root, *Journal of Econometrics*, 54, 159- 178.
- Narayan S. & Narayan P.K. (2004). Determinants of Demand of Fiji’s Exports: An Empirical Investigation. *The Developing Economics*, 17(1), 95-112.
- Peker, O. (2008). Reel Döviz Kurunun Ticaret Dengesi Üzerindeki etkileri: Türkiye Örneği, *İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 22(2): 33-43.
- Pesaran M. H. Shin, Y. & Smith, R.J. (2001). “Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships.” *Journal of Applied Econometrics*, 16(3): 289–326.
- Phillips, P. & Perron, P. (1988). “Testing for a Unit Root in Time Series Regression”, *Biometrika*, 75(2): 335-346.
- Polat, M. A. (2019). “Petrol Fiyatlarının ve Reel Efektif Döviz Kurunun Türkiye’nin Dış Ticaret Dengesine Etkileri: Sınır Testi Yaklaşımı” *Maliye ve Finans Yazıları*, (112): 149-174.
- Şahin, D. ve Durmuş, S. (2019). “Türkiye’de Reel Efektif Döviz Kuru, İhracat ve İthalat Arasındaki Nedensellik İlişkisinin Analizi” *Karabük Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 9(1): 210-223.
- Seyidoğlu, H. (2009). *Uluslararası İktisat Teori Politika ve Uygulama* (Geliştirilmiş 17. Baskı). İstanbul: Güzem Can Yayınları No:24. 866s.
- Wilson Peter ve Tat Kua Choon, (2001). “Exchange rates and the trade balance: the case of Singapore 1970 to 1996” *Journal of Asian Economics* 12(1): 47–63.
- Yapraklı, S. (2011). Türkiye’de Esnek Döviz Kuru Rejimi Altında Dış Açıkların Belirleyicileri: Sınır Testi Yaklaşımı, *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, 65(4): 141-163.
- Yıldız, H. ve Özdamar, G. (2014). Reel Döviz Kuru -Dış Ticaret İlişkisi: Türkiye İmalat Sanayisi Sektörleri Üzerine Bir İnceleme (2005-2012). *Çankırı Karatekin Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 5(2): 187-204.

## **Extended Summary**

### **Purpose**

In the globalizing world, the foreign trade deficit, which is a critical economic problem in developing countries such as Turkey and the factors (RDK and Real GDP) that lead to this deficit have been investigated. The purpose of this study is to investigate the relationship between real effective exchange rate (RDK) and foreign trade balance. Turkey in 2003: Q1-2018: Q3 periods, the ARDL method is used for short and long term analysis.

This study consists of four sections. After the Introduction, In the first section of the study, empirical and theoretical literature are evaluated. In the second section, data set and Model are given. In the third section, Method of the study is explained. Findings is given in fourth section.

The data of the variables are obtained from Central Bank of the Republic of Turkey (CBRT) Statistical Data (EVDS). Real effective exchange rate (RDK) and Real GDP are employed as independent variables. And, as dependent variable, foreign trade balance is used.

### **Method**

The stationarity of the variables is quite important in the analysis of time series. Granger and Newbold (1974) implied that a spurious regression problem may be encountered when working with non-stationary time series. In this case, the result obtained by the regression analysis does not reflect the real relationship (Gujarati, 1999: 726). In the analysis, firstly, Augmented Dickey-Fuller (Dickey and Fuller, 1981), PP and KPSS unit root test is applied.

After the unit root test is performed, it is examined whether there is a cointegration relationship between the series. In the ARDL analysis method, the cointegration relationship is investigated with the boundary test approach. In other words, for testing the existence of the cointegration relationship, the first lag of dependent and independent variables are tested by the F test. After the cointegration relationship between the series is detected, ARDL (Autoregressive-Distributed Lag) models are established to examine long and short term relationships. ARDL (Autoregressive Distributed Lags) bound testing approach developed by Pesaran et.al. (2001) is used to analyse the interaction between foreign trade balance and Real effective exchange rate (RDK) and Real GDP. In ARDL model, the null hypothesis is that there is no co-integration between dependent and independent variables ( $H_0: \alpha_6 = \alpha_7 = \alpha_8 = 0$ ); on the contrary, the alternative hypothesis is that there is co-integration between them.

ARDL analysis method has many advantages compared to the other cointegration methods. Most importantly, although the variables become stable at different levels, the cointegration relationship can be detected. It means that despite of the fact that variables in the analysis are  $I(0)$  and  $I(1)$ , it does not cause any problem to apply this method. Another advantage is that it provides more reliable results since Unrestricted Error Correction Model (UECM) is obtained within the scope of analysis. And, the primary importance of the Unrestricted Error Correction Model is that it gives information about variables for both the short and long term. Moreover, even with a small number of observations, the results are still

reliable (Narayan and Narayan, 2004). Lastly, CUSUM and CUSUMSQ graphs developed by Brown et al. (1975) are provided to investigate the stability of long-term coefficients is searched for structural change.

### **Results**

On the basis of ADF and PP unit root test results, LGSYH\_SA and RDK variables used in the analysis are I(1) and LDA variables is I(0) . That is, they become stationary at I(1) level. Nextly, boundary test is applied to determine the existence of co-integration. If the F statistic takes a value greater than the upper critical value. Hence, a long-term relationship between the variables is detected. According to this study results, It is stated that Real effective exchange rate (RDK) and Real GDP and foreign trade balance are cointegrated in Turkey.

After that, ARDL model for the series is constructed. In the long term, it is found that there is a statistically and economically significant relationship between Real effective exchange rate (RDK) and Real GDP and foreign trade balance. That is, increase in GDP and real effective Exchange rate (RDK) leads foreign trade deficit to increase as expected. In other words, foreign trade balance is sensitive to real effective Exchange rate (RDK) and GDP in Turkey. Accordingly the long-term relations, if real effective Exchange rate (RDK) increases by 1%, foreign trade deficit also increases by 0.019%. In addition, it is concluded that 1% increase in GDP (Gross Domestic Product) leads 3.001% increase in foreign trade deficit.

Lastly, CUSUM and CUSUMSQ graphs are provided to investigate the stability of long-term coefficients is searched for structural change. CUSUM and CUSUMSQ graphs show that there is no break for the variables.