



SEPT 2021 / Vol:7, Issue:43 / pp.1423-1429

Arrival Date : 28.07.2021

Published Date : 24.09.2021

Doi Number : <http://dx.doi.org/10.31589/JOSHAS.695>

Cite As : Kara, M. & Sağır, M. (2021). "Dış Ticaret Açığının Belirleyicileri: Türkiye İçin Zaman Serisi Analizi", Journal Of Social, Humanities and Administrative Sciences, 7(43):1423-1429

Research Article

## DIŞ TİCARET AÇIĞININ BELİRLEYİCİLERİ: TÜRKİYE İÇİN ZAMAN SERİSİ ANALİZİ

Determinants Of Foreign Trade Deficit: Time Series Analysis For Turkey

Prof. Dr. Mehmet KARA

Hatay Mustafa Kemal Üniversitesi, İktisadi İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, Hatay/Türkiye

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-5572-2404>

Dr. Öğr. Üyesi. Murat SAĞIR

İskenderun Teknik Üniversitesi, İşletme ve Yönetim Bilimleri Fakültesi, Ekonomi Bölümü, Hatay/Türkiye

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-7567-9327>



### ÖZET

Bu çalışmada, Türkiye’de dış ticaret açığının belirleyicilerini seçili bazı makroekonomik faktörler bağlamında, 2006:Q1- 2018:Q3 dönemi için incelenmektedir. Çalışmada, dış ticaret açığı, genel bütçe harcamaları, reel GSYH, bankacılık sektörü toplam kredi hacmi, M1 para arzı ve reel efektif döviz kuruna ait veriler kullanılmıştır. Değişkenlere ait veriler TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden (EVDS)’den elde edilmiştir. Değişkenler arasındaki eşbütünlük ilişkisinin tespit edilebilmesi için ARDL analiz yöntemi kullanılmıştır. Elde edilen bulgulara göre, makroekonomik değişkenlerden genel bütçe harcamaları, reel GSYH ve reel efektif döviz kuru ile dış ticaret açığı arasında uzun dönemde istatistiki olarak anlamlı bir ilişki olduğu görülmektedir. Yani, uzun dönemde genel bütçe harcamaları, reel GSYH ve reel efektif döviz kuru yükseldiğinde, dış ticaret açığının da arttığı anlaşılmaktadır. Diğer taraftan, kısa dönemde, dış ticaret açığının, reel GSYH ile tüm dönemlerde, M1 para arzı ile sadece M1(-1) döneminde, reel efektif döviz kuru ile de sadece düzey değerinde istatistiki olarak anlamlı bir ilişki içerisinde olduğu belirlenmiştir.

**Anahtar Kelimeler:** Dış ticaret açığının belirleyicileri, Türkiye, ARDL analiz yöntemi

### ABSTRACT

In this study, the determinants of the foreign trade deficit in Turkey are examined in the context of some selected macroeconomic factors for the period 2006:Q1- 2018:Q3. In the study, data on foreign trade deficit, general budget expenditures, real GDP, total credit volume of the banking sector, M1 money supply and real effective exchange rate were used. The data of the variables were obtained from the TCMB Electronic Data Distribution System (EVDS). ARDL analysis method was used to determine the cointegration relationship between the variables. According to the findings, it is seen that there is a statistically significant long-term relationship between macroeconomic variables, general budget expenditures, real GDP and real effective exchange rate, and foreign trade deficit. In other words, when the general budget expenditures, real GDP and real effective exchange rate increase in the long run, it is understood that the foreign trade deficit also increases. On the other hand, in the short run, it has been determined that the foreign trade deficit has a statistically significant relationship with real GDP in all periods, with the M1 money supply only in the M1(-1) period, and with the real effective exchange rate only at the level value.

**Key words:** Determinants of foreign trade deficit, Turkey, ARDL analysis method

### 1. GİRİŞ

Sermaye hareketlerindeki liberalleşme, sabit döviz kurundan esnek döviz kuruna geçiş, bilgi teknolojilerinde hızlı gelişmeler sonucu finansal piyasalarda çarpıcı bir dönüşüm meydana gelmiştir. Özellikle 1980’lerden sonra hız kazanan bu dönüşüm, uluslararası piyasalardan borçlanabilmeyi kolaylaştırmış ve böylece dünyada dış ticaret açığı veren ülke sayısı her geçen gün artmıştır. Dünyadaki bu gelişmelere paralel olarak Türkiye’de 24 Ocak kararları ile birlikte ithal ikameci kalkınma stratejisi terk edilmiş ve ihracata dayalı bir kalkınma stratejisi uygulanmaya başlamıştır. İhracata dayalı kalkınma stratejisine geçiş ile birlikte Türkiye’nin dış ticaret açığı, ciddi bir makroekonomik sorun olmaya başlamıştır. İhracat ve ithalat arasındaki fark sürekli olarak ithalat lehine olmuştur (Adıgüzel, 2014: 40).

Cari işlemler hesabının bir alt hesabı olan dış ticaret; bir ülkenin, dış dünya ile yaptığı mal alım ve satımlarını kapsayan işlemlere denmektedir. Mal satımı ile mal alımı arasındaki fark, dış ticaret dengesi olarak ifade edilmektedir. Bu fark, negatif bir değer ise dış ticaret açığı, pozitif bir değer ise dış ticaret fazlası söz konusudur. Dış ticaret dengesini etkileyen faktörler ve dış dengesizliklerin giderilmesine yönelik politika

önemleri, uluslararası iktisat literatürünün önemli çalışma konularından biridir. Ülkeler, ödemeler bilançosu dengesinin bir parçası olan dış ticaret dengesizliklerinin, döviz rezervlerini tüketmesi ve dış itibarı düşürmesi bakımından ödemeler bilançosunun dengede olmasına büyük önem vermektedirler (Yapraklı, 2010: 142).

Bu çalışmanın amacı, ampirik analizden faydalanarak Türkiye’de 2006 sonrası dönemde dış ticaret açıklarının belirleyicilerini Keynesyen (maliye), Monetarist (para) ve Esneklikler (döviz kuru politikası) yaklaşımları çerçevesinde incelemek olmuştur. Çalışmada tasarlanan zaman serisi modelinin açıklama gücünü artırmak için dış ticaret açıklarına yönelik üç farklı yaklaşımın değişkenleri birlikte incelenmiş ve böylece literatüre bir katkı olarak çok değişkenli bir analiz yapılmıştır.

## 2. TEORİK ÇERÇEVE

İktisat okullarının dış ticaret açığına yol açan faktörlere yönelik yaklaşımları birbirinden oldukça farklıdır. Literatürde Keynesyen (maliye) yaklaşım, Monetarist (para) yaklaşım ve Esneklikler (döviz kuru) yaklaşımı olmak üzere üç temel yaklaşım bulunmaktadır (Utkulu, 2001: 114).

Keynesyen yaklaşıma göre; dış ticaret açıklarının nedeni bütçe açıklarına neden olan genişletici maliye politikalarıdır. Çalışmada, *genel bütçe harcamaları* değişkeni Keynesyen görüşü temsil etmektedir. Keynesyen yaklaşıma göre, kamu harcamalarının artması ya da vergi gelirlerinin azalması harcanabilir geliri artırır. Artan bu gelir, yabancı mallara olan talebi artırır bu da dış ticaret açığının artmasına yol açar. Ayrıca, Mundell-Fleming Modeli’nde olduğu gibi sermaye hareketlerinin tam olduğu Keynesyen açık ekonomilerde, dış ticaret açıklarının temel nedeninin yüksek bütçe açıklarının olduğu ifade edilmektedir. Çünkü, bütçe açıklarının artması, toplam talebin ve ulusal faiz oranının yükselmesine neden olur. Yüksek faiz oranları ise, yurt dışından ülkeye sermaye girişine yol açarak ulusal paranın değer kazanmasına neden olur. Ulusal paranın değer kazanması sonucunda, yabancı mallar daha ucuz hale geleceğinden net ihracat azalacaktır. Bu da dış ticaret açıklarının atmasına neden olacaktır (Akbostancı ve Tunç, 2001:3). Ancak Ricardocu Denklik Yaklaşımı, bütçe açıkları ile dış ticaret açıkları arasındaki Keynesyen görüş doğrultusunda ifade edilen direkt etkileşimi kabul etmez. Buna göre, bütçe açıkları ile dış ticaret açıkları birbirinden bağımsızdır. Ricardocu Denklik Hipotezi, tüketicilerin bugünkü vergi gelirlerindeki azalmanın gelecekte vergi gelirlerindeki bir artış ile telafi edileceğini ileri sürer. Dolayısıyla bugünkü bir vergi indiriminden kaynaklanan harcanabilir gelirdeki artış, tüketim harcamalarını artırmayacaktır. Çünkü, rasyonel beklentilere sahip birey, bugünkü harcanabilir gelirdeki artışı gelecekte vergilerde oluşacak artışı telafi etmek için tasarruf edecektir. Böylece, vergi gelirlerindeki azalmadan kaynaklanan bütçe açıkları ile dış ticaret açığı arasında bir bağlantı yoktur (Yücel ve Ata, 2003: 6).

Monetarist (para) yaklaşıma göre; ödemeler dengesi açığına yol açan faktör para arzının aşırı artırılmasıdır. Çalışmada, *bankacılık sektörü toplam kredi hacmi* ve *M1 para arzı değişkenleri* Parasalcı yaklaşımını temsil etmektedir. 2008 küresel kriz sonrası dönemde, tüm dünyada olduğu gibi Türkiye’de de bankacılık sektörünün finansa ettiği krediler çok hızlı şekilde yükselmiştir. *Bankacılık sektörü toplam kredi hacmindeki* artışlar, ülke içindeki ekonomik aktörlerin ek bir gelir ve satın alma gücü elde etmesi anlamına gelmektedir. Elde edilen bu ek satın alma gücünün ise, hem iç talebi hem de dış talebi artırması beklenirken toplam tüketim ve yatırım harcamalarının da artması kuvvetle muhtemeldir. Tüketim taleplerinin tamamının ülke içinde değerlendirilmesi neredeyse imkânsızdır. İç piyasaya yönelik talep artışı enflasyona neden olurken, dış piyasaya yönelik talep artışı ise dış ticaret açığını artırabilmektedir (Akçayır ve Albeni, 2016: 558). Diğer taraftan, 2008 Küresel Krizle birlikte Merkez Bankaları, krizden kurtulabilmek için niteliksel ve niceliksel genişletici para politikası uygulamaya başladılar. Niceliksel bir genişleme olan *M1 para arzındaki* artışların yeni bir talep artışı yaratarak dış ticaret açığına yol açtığı bilinmektedir.

Esneklikler (döviz kuru politikası) yaklaşımı ise; dış ticaret açığını döviz kurlarındaki değişmelerle açıklamaktadır. Çalışmada, *reel efektif döviz kuru* değişkeni, Esneklikler yaklaşımını temsil etmektedir. Türkiye’de *Reel Efektif Döviz Kurunun* artması (Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası’nın REDK hesaplama yönteminden dolayı, REDK artması, ulusal paranın değer kazanması anlamına gelmektedir) sonucu, ihracat malları daha pahalı olurken ithal mallar ucuzlayacak ve böylece dış ticaret açığı artacaktır. Ancak, bunun gerçekleşmesi için ihracat mallarının yurtdışı esnekliği ve ithal malların yurtiçi esnekliğinin önemli olduğu Marshall-Lerner koşulunun sağlanması gerekmektedir. Marshall-Lerner koşulunun sağlanması durumunda, REDK’nin artmasının ihracatı azaltıp, ithalatı arttırabilmesi mümkün olabilmektedir.

*Reel GSYH* ise modelin açıklama gücünü artırabilmek için kullanılan kontrol değişkeni olarak kullanılmıştır. Gayri safi yurtiçi hâsıla (GSYH)’da meydana gelen artışların, dış ticaret açığını artırmasının iki nedeni

bulunmaktadır. Bunlardan birincisi, *GSYH'daki artış* dolayısıyla insanların gelir düzeylerinin artması ve ülke içinde üretilmeyen mal ve hizmetlere olan talebin artması ile açıklanmaktadır. İkincisi ise, ihracatın ithalata bağımlı olmasıyla ortaya çıkabilmektedir (Yılmaz ve Akıncı, 2011: 365). Üretimde kullanılan hammadde, yatırım ve ara mallarının yurtdışı kaynaklı olması ithalatı arttırabilmektedir. İhracata dayalı ekonomik büyüme modelini benimseyen ülkeler, hammadde, yatırım malları ve teknolojiyi ithalat yoluyla karşılama zorunda kalabilmektedir. Bu durumda ihracat, ithalata paralel olarak gelişmez ise, dış ticaret açığı ortaya çıkmaktadır. Ancak GSYH artışıyla oluşan talep canlanması, özel tüketim mallarına olan talebi arttırıyor ise ihracatı arttırıcı bir etkisi olmamaktadır. İthalat yapısı bu türden olan ülkeler, yüksek dış ticaret ve cari açıklara rağmen büyüme hızlarını arttıramadıkları görülmektedir.

### 3. VERİ SETİ, MODEL VE YÖNTEM

Çalışmada yer alan, *dış ticaret açığı, genel bütçe harcamaları, reel GSYH, bankacılık sektörü toplam kredi hacmi, MI para arzı ve reel efektif döviz kuru* değişkenleri ve açıklamaları Tablo 1'de verilmiştir. Değişkenlere ait seriler, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) Elektronik Veri Dağıtım Sistemi'nden 2006:Q1-2018:Q3 dönemi için elde edilmiştir. Dış ticaret değişkenine ait seriler negatif değerli olduğu için analiz ve yorum kolaylığı olması açısından mutlak değeri alınarak pozitif hale getirilmiştir.

Tablo 1. Çalışmada Kullanılan Değişkenler

Kod	Açıklaması
<i>DTA</i>	Dış Ticaret Açığı (Milyon ABD Doları) (Düzy)
<i>G</i>	Genel Bütçe Harcamaları (Bin TL) (Düzy)
<i>GSYH</i>	GSYH (Bin TL) Düzy, Zincirlenmiş Hacim Yöntemiyle
<i>KREDI</i>	Bankacılık Sektörü Toplam Kredi Hacmi (Bin TL) (Düzy)
<i>MI</i>	Para Arzı (Bin TL) (Düzy)
<i>REDK</i>	TÜFE Bazlı Reel Efektif Döviz Kuru Endeksi (2003=100)

Kaynak: Yazarlar tarafından oluşturulmuştur.

İktisadi değişkenler, genellikle logaritmik değerleri üzerinde doğrusal olduğu için çalışmada serilerin gerçek değerleri yerine logaritmik değerleri kullanılmıştır. Logaritmik değerleri alınan değişkenlerin özet isimleri Tablo 1'deki sıraya göre, *LDTA, LG, LGSYH, LKREDI, LMI* ve *LREDK*'dir. *LGSYH* değişkeni ise mevsimsel dalgalanmalar sergilediği için Census X-13 ile mevsimsellikten arındırılmıştır ve *LGSYHSA* özet ismiyle aşağıdaki modelde yer almıştır.

$$LDTA_t = \alpha_1 + \alpha_2 LG_t + \alpha_3 LGSYHSA_t + \alpha_4 LKREDI_t + \alpha_5 LMI_t + \alpha_6 LREDK_t + \varepsilon_t$$

Zaman serileri ile yapılan analizlerde temel amaç, güvenilir değişken tahmininin yanı sıra, gelecek için öngörüler yapmak ve incelenen dönem dışında da değişkenin genel trendini belirleyebilmektir (Bozkurt, 2013: 29). Bu nedenle de zaman serilerinin birim kök içerip içermediği (yani durağan olup olmadığı) çok önemlidir. Ampirik çalışmalarda, serilerin durağanlığının test edilmesinde çok farklı yöntemler kullanılmaktadır. Bu yöntemler içerisinde en sık kullanılanı, ADF (Genişletilmiş Dickey-Fuller) ve PP (Phillips-Perron) (1981) testleridir. Birim kök testinden sonra, seriler arasındaki entegrasyon (eş bütünleşme) ilişkisi araştırılmıştır. Değişkenler arasındaki ilişkileri incelemek için, Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen ARDL (Auto Regressive Distributed Lag) modeli kapsamındaki sınır testi yaklaşımı ve kısıtlanmamış hata düzeltme modeli (UECM) kullanılmıştır.

### 4. BULGULAR

Bu bölümde çalışmaya ait ampirik bulgulara yer verilmiş olup, ele alınan değişkenler arasındaki ilişki ekonometrik olarak incelenmiştir.

#### 4.1. Birim Kök Test Bulguları

Çalışmada, değişkenlerin durağanlık mertebelerinin belirlenmesinde ADF ve PP birim kök testi kullanılmıştır. ADF birim kök test sonuçları Tablo 2'de verilmiştir.

Tablo 2. ADF Test Bulguları

Çalışmada Kullanılan Değişkenler	Düzy	1.Fark	Sonuç
<i>LDTA</i>	-3.572 (0.009) [c]	---	I(0)
<i>LG</i>	0.980 (0.995) [c]	-11.861(0.000) [c]	I(1)
<i>LGSYHSA</i>	-1.2891 (0.6288) [c]	-5.1575 (0.000) [c]	I(1)
<i>LKREDI</i>	-2.023 (0.574) [c+t]	-5.772 (0.000) [c]	I(1)

LM1	-3.229 (0.090) [c+t]	-10.471 (0.000) [c]	I(1)
LREDK	0.743 (0.992) [c]	-6.797 (0.000) [c+t]	I(1)

Tablo 2’de yer alan ADF test sonucuna göre; çalışmada LDTA hariç diğer değişkenlerin düzey değerlerinde birim kök taşıdığı, ancak birinci farkları alındığında durağanlaştığı I(1) görülmektedir.

Tablo 3. PP Test Bulguları

Çalışmada Kullanılan Değişkenler	Düzy	1.Fark	Sonuç
LDTA	-3.631 (0.008) [c]	---	I(0)
LG	-6.533 (0.000) [c+t]	---	I(0)
LGSYHSA	-1.2810 (0.632) [c]	-5.1570 (0.000) [c]	I(1)
LKREDI	-1.271 (0.635) [c]	-5.772 (0.000) [c]	I(1)
LM1	-2.970 (0.150) [c+t]	-11.235 (0.000) [c]	I(1)
LREDK	0.720 (0.991) [c]	-6.807 (0.000) [c+t]	I(1)

PP test sonucuna göre (Bkz. Tablo 3); LDTA ve LG değişkenlerin düzeyde durağan I(0) oldukları diğer değişkenlerin ise birinci farkları alındığında durağanlaştığı I(1) görülmektedir.

## 4.2. Eş Bütünleşme Testi

Çalışmada, değişkenlerin eş bütünleşik olup olmadığının tespiti için ARDL (Gecikmesi Dağıtılmış Otoresif Sınır Testi ) uygulanmıştır.

Tablo 4. ARDL Değerleri

Bağımsız Değişken Sayısı	F istatistik	%5 Düzeyinde Kritik Değerler	
		Alt Sınır Değeri	Üst Sınır Değeri
5	7.780	2.62	3.79

Tablo 4’deki ARDL sonuçlarına göre, F istatistik değeri, Peseran vd. (2001) tarafından geliştirilen üst kritik değerden daha yüksek olduğu için, değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğu şeklinde yorumlanmaktadır.

## 4.3. ARDL Modeli Tahmin Sonuçları

Çalışmada ele alınan değişkenlerin eş bütünleşik olduğunun belirlenmesinin ardından, model için en uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesinde Schwarz (SC) bilgi kriteri esas alınmıştır. Tablo 5’de, en küçük gecikme uzunluğuna sahip olan optimal modelin tahmin sonuçları ve diyagnostik test değerleri verilmiştir.

Tablo 5. ARDL (1,4,4,1,4,4) Modeline Ait Tahmin Değerleri

Çalışmada Kullanılan Değişkenler	Katsayı	t değeri	p değeri
LDTA(-1)	0.364	2.689	0.013
LG	0.558	0.809	0.426
LG(-1)	1.020	1.429	0.166
LG(-2)	-0.347	-0.542	0.593
LG(-3)	1.425	1.919	0.067
LG(-4)	1.014	1.515	0.143
LGSYH	6.787	4.492	0.000
LGSYH(-1)	-1.335	-1.636	0.115
LGSYH(-2)	1.965	2.527	0.018
LGSYH(-3)	1.687	2.116	0.045
LGSYH(-4)	-5.338	-4.053	0.000
LKREDI	4.110	1.731	0.096
LKREDI(-1)	-4.278	-1.902	0.069
LM1	-2.924	-1.976	0.060
LM1(-1)	1.236	0.884	0.385
LM1(-2)	-2.836	-2.110	0.045
LM1(-3)	-0.530	-0.458	0.650
LM1(-4)	2.353	2.211	0.037
LREDK	2.584	3.049	0.005
LREDK(-1)	-0.874	-0.855	0.400
LREDK(-2)	-1.102	-1.038	0.309
LREDK(-3)	1.116	1.240	0.227
LREDK(-4)	2.414	2.424	0.023
C	-99.683	-2.825	0.009

Diyagnostik Test Değerleri	
$R^2$	0.928
Düzeltilmiş $R^2$	0.857
$X^2 BG$	0.400 [0.421]
$X^2 NORM$	0.033 [0.846]
$X^2 BP$	1.033 [0.410]
$X^2 RAMSEY$	3.286 [0.083]

Not:  $X^2 BG$ ,  $X^2 NORM$ ,  $X^2 BP$  ve  $X^2 RAMSEY$ ; sırasıyla otokorelasyon, normallik, değişen varyans ve modelin uygunluğuna ilişkin testlerdir.

Tablo 5' deki diyagnostik değerler incelendiğinde, otokorelasyon sorununun olmadığı, değişkenlere ait serilerin normal bir dağılıma sahip olduğu anlaşılmaktadır. Aynı zamanda, hata terimlerinin varyansının sabit olduğu, diğer bir ifadeyle değişen varyans sorunun olmadığı belirlenmiştir. Son olarak, model tanımlama hatasının bulunmadığı; yani, modelin uygun olduğu görülmüştür.

#### 4.4. Uzun Dönemli İlişki

ARDL (1,4,4,1,4,4) modeline ait uzun dönem tahmin değerleri, Tablo 6' de verilmiştir.

Tablo 6. ARDL (1,4,4,1,4,4) Modeline Ait Uzun Dönem Tahmin Değerleri

Çalışmada Kullanılan Değişkenler	Katsayı	t değeri	p değeri
LG	5.775	2.235	0.035
LGSYH	5.924	2.492	0.020
LKREDI	-0.264	-0.272	0.787
LM1	-4.248	-2.143	0.042
LREDK	6.510	2.514	0.019

Tablo 6 incelendiğinde, *genel bütçe harcamaları*, *reel GSYH* ve *reel efektif döviz kurları* ile dış ticaret açığı arasında istatistiki olarak anlamlı bir ilişki olduğu görülmektedir. Yani, *genel bütçe harcamaları*, *reel GSYH* ve *reel efektif döviz kurları* arttığında, beraberinde dış ticaret açığının da artırdığı anlaşılmaktadır. Bu ilişkiler aynı zamanda ekonomi teorileri ile örtüşmektedir. *M1 para arzı* ile dış ticaret açığı arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki olmasına rağmen bu ilişki ekonomi teorileri ile örtüşmemektedir. Diğer taraftan uzun dönemde *bankacılık sektörü toplam kredi hacmi* ile dış ticaret açığı arasında herhangi bir ilişki olmadığı anlaşılmaktadır.

#### 4.5. Kısa Dönemli İlişki

Değişkenler arasındaki kısa dönemli ilişkiyi inceleyebilmek için kurulan ARDL (1,4,4,1,4,4) modeline ait tahmin değerleri Tablo 7' de verilmiştir.

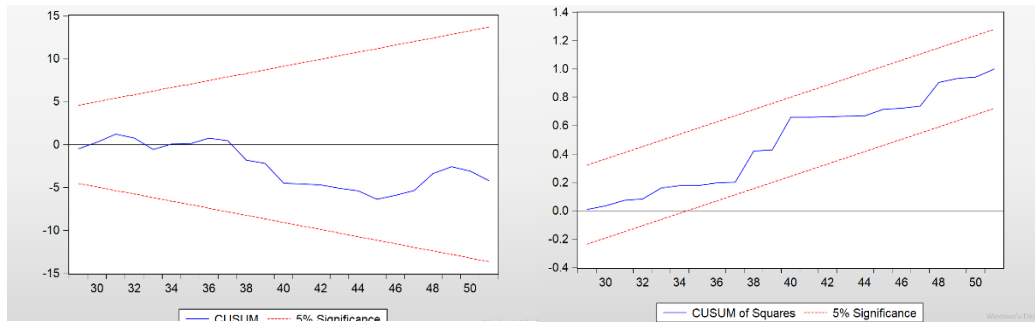
Tablo 7. ARDL (1,4,4,1,4,4) Modeline Ait Kısa Dönem Tahmin Değerleri

Çalışmada Kullanılan Değişkenler	Katsayı	t değeri	p değeri
D(LG)	0.558	0.809	0.426
D(LG(-1))	0.347	0.542	0.593
D(LG(-2))	-1.425	-1.919	0.067
D(LG(-3))	-1.014	-1.515	0.143
D(LGSYH)	6.787	4.492	0.000
D(LGSYH(-1))	-1.965	-2.527	0.018
D(LGSYH(-2))	-1.687	-2.116	0.045
D(LGSYH(-3))	5.338	4.053	0.000
D(LKREDI)	4.110	1.731	0.096
D(LM1)	-2.924	-1.976	0.060
D(LM1(-1))	2.836	2.110	0.045
D(LM1(-2))	0.530	0.458	0.650
D(LM1(-3))	-2.353	-2.211	0.037
D(LREDK)	2.584	3.049	0.005
D(LREDK(-1))	1.102	1.038	0.309
D(LREDK(-2))	-1.116	-1.240	0.227
D(LREDK(-3))	-2.414	-2.424	0.023
ECT(-1)	-0.635	-4.694	0.000

Tablo 7 incelendiğinde, kısa dönemde, *reel GSYH* ile dış ticaret açığı arasında tüm dönemlerde istatistiki olarak anlamlı bir ilişki olduğu görülmektedir. *M1 para arzı* ile dış ticaret açığı arasında ise sadece *M1(-1)* döneminde istatistiki olarak anlamlı bir ilişki olduğu anlaşılmaktadır. *Reel efektif döviz kurları (REDK)* ile dış ticaret açığı arasında ise sadece düzey değerinde istatistiki olarak anlamlı bir ilişki olduğu belirlenmiştir. *Genel bütçe harcamaları (G)* ve *bankacılık sektörü toplam kredi hacmi (KREDI)* ise dış ticaret açığı üzerinde istatistiki olarak herhangi bir etkisinin olmadığı görülmektedir. Ayrıca, *ECT(-1)* katsayısı  $-0.635$  olarak belirlenmiştir. Hata düzeltme terimi negatif işaretli ve istatistiki olarak anlamlı çıkmıştır. Dolayısıyla, kısa dönemde meydana gelen sapmaların % 63.5'inin bir sonraki dönemde düzeltilerek uzun dönemde dengeye ulaşacağı görülmektedir.

#### 4.6. CUSUM Testleri

Tahmin edilen ARDL modelinin kararlılığını araştırmak için CUSUM ve CUSUMSQ testleri yapılmıştır. CUSUM ve CUSUMSQ istatistikleri %5 anlamlılık düzeyinde kritik sınır olarak belirtilen çizgiler arasında ise, ARDL modelinde yer alan katsayıların kararlı olduğunu belirten sıfır hipotezi kabul edilir (Akel ve Gazel, 2014: 36).



Şekil 1. CUSUM ve CUSUMSQ grafikleri

Şekil 1'deki CUSUM grafikleri incelendiğinde, katsayılarının (%5 anlamlılık düzeyinde) kararlı olduğu, herhangi bir yapısal kırılmanın olmadığı anlaşılmaktadır.

#### 5. SONUÇ

Makroekonomik görünümün önemli göstergelerinden biri olan dış ticaret dengesi uluslararası piyasalarda önem verilen göstergeler arasında yer almaktadır. Türkiye açısından bakıldığında özellikle 1980'li yıllardan itibaren ekonominin dışa açılmasına bağlı olarak dış ticaretin önemi ve miktarının arttığı görülmektedir. 1980'li yılları başlarında ihracat odaklı büyüme hedef olarak belirlenmiş ancak bu durum dış ticaret açığını da beraberinde getirmiştir. Ekonomideki diğer göstergeleri olumsuz etkilemek suretiyle dış ticaret açıkları zaman içinde finansal açıklara yol açmış ve buna bağlı olarak Türkiye'de 1990'lı yıllardan itibaren finansal krizler yaşanmaya başlanmıştır (Dağ ve Kızılkaya, 2019: 149). Dış ticaret açığı kaynaklı finansal krizler dış ticaret dengelerine önem verilmesine neden olmuştur. Son yıllarda, özellikle Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerde dış ticaret açığını ve bu açığa neden olan faktörleri araştıran çalışmalar artmıştır.

Çalışmanın amacı, Türkiye'de *genel bütçe harcamaları*, *reel GSYH*, *bankacılık sektörü toplam kredi hacmi*, *M1 para arzı* ve *reel efektif döviz kuru* olmak üzere seçili bazı makroekonomik değişkenlerin dış ticaret açığı üzerindeki etkisini incelemektir.

Söz konusu seçili makroekonomik faktörlerin, dış ticaret açığı üzerine etkisi 2006:Q1- 2018:Q3 zaman aralığı için araştırılmıştır.

Analiz sonuçları değerlendirildiğinde uzun dönemde Türkiye'de *genel bütçe harcamaları*, *reel GSYH* ve *reel efektif döviz kurları* ile dış ticaret açığı arasında istatistiki olarak anlamlı bir ilişki olduğu görülmektedir. Yani, *genel bütçe harcamaları*, *reel GSYH* ve *reel efektif döviz kurları* arttığında, beraberinde dış ticaret açığının da artırdığı anlaşılmaktadır. Bu sonuç ekonomi teorisi ile tutarlılık göstermektedir. *M1 para arzı* ile dış ticaret açığı arasında istatistiki olarak anlamlı bir ilişki olmasına rağmen bu ilişki ekonomik olarak anlamlı değildir. Diğer taraftan uzun dönemde *bankacılık sektörü toplam kredi hacmi* ile dış ticaret açığı arasında herhangi bir ilişki olmadığı anlaşılmaktadır.

Kısa dönem analiz sonuçları birlikte değerlendirildiğinde ise, dış ticaret açığının, *reel GSYH* ile tüm dönemlerde, *M1 para arzı* ile sadece *M1(-1)* döneminde, *Reel efektif döviz kurları (REDK)* ile sadece düzey değerinde istatistiki olarak anlamlı bir ilişki içerisinde olduğu belirlenmiştir. *Genel bütçe harcamaları (G)* ve

*bankacılık sektörü toplam kredi hacmi (KREDİ)* ise dış ticaret açığı üzerinde kısa dönemde istatistiki olarak herhangi bir etkisinin olmadığı görülmektedir. Ayrıca, ECT(-1) katsayısı -0.635 olarak belirlenmiştir. Hata düzeltme terimi negatif işaretli ve istatistiki olarak anlamlı çıkmıştır. Dolayısıyla, kısa dönemde meydana gelen sapmaların % 63.5'inin bir sonraki dönemde düzeltilerek uzun dönemde dengeye ulaştığı görülmektedir.

Özellikle uzun dönem sonuçları dikkate alındığında Keynesyen görüşün ileri sürdüğü *genel bütçe harcamalarının* dış ticaret açıklarına yol açan önemli bir değişken olduğu görülmektedir. Diğer bir ifadeyle maliye politikasındaki değişmelerin dış ticaret dengesi üzerinde etkili olduğu anlaşılmaktadır. Bilindiği gibi çalışmada, *reel efektif döviz kuru* değişkeni, Esneklikler yaklaşımını temsil etmekteydi. Türkiye'de döviz kuru politikasının maliye politikası ile birlikte dış ticaret dengesini bozan önemli bir faktör olduğu belirlenmiştir. Diğer taraftan Monetarist görüşün ileri sürdüğü niceliksel parasal genişlemenin (*M1 para arzı artışı*) dış ticaret dengesi üzerinde anlamlı bir olumsuz etkisinin olmadığı anlaşılmaktadır.

## KAYNAKÇA

- Adıgüzel, U. (2014). "Türkiye'de kamu harcamaları dış ticaret açıkları üzerinde etkili mi?", *Akademik Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, 6(10), 39-55.
- Akbostancı, E., & Tunç, G. İ. (2001). "Turkish twin deficits: an error correction model of trade balance", ERC-Ekonomik Araştırma Merkezi, 01-06 Mayıs, Orta Doğu Teknik Üniversitesi, Ankara.
- Akçayır, Ö. & Albeni M. (2016). "Türkiye'de kredi genişlemesinin cari açığa etkisi: sınır testi yaklaşımı", *Çankırı Karatekin Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 6(1), 557-583.
- Akel, V. & Gazel, S. (2014). "Döviz kurları ile BIST sanayi endeksi arasındaki eş bütünleşme ilişkisi: Bir ARDL sınır testi yaklaşımı", *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 44, 23-41.
- Ata, A. Y. & Yücel, F. (2003). "Eş-Bütünleşme ve nedensellik testleri altında ikiz açıklar hipotezi: Türkiye uygulaması", *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 12(12), 97-110.
- Bozkurt, H.Y. (2013). Zaman Serileri Analizi, Genişletilmiş 2. Baskı, Bursa: Ekin Yayınevi.
- Dağ, M. & Kızılkaya, F. (2019). "Türkiye'de dış ticaret açığı sürdürülebilir mi? Ekonometrik bir analiz", *Journal of Yasar University*, 14 (Special Issue), 148-153
- Dickey, D.A. & Fuller, W.A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica Journal of the Econometric Society*, 49 (4): 1057-1072.
- 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.
- Seyidoğlu, H. (2009). Uluslararası İktisat Teori Politika ve Uygulama (Geliştirilmiş 17. Baskı). İstanbul: Güzem Can Yayınları No:24. 866s.
- Utkulu, U. (2001). "Türkiye'de dış açıkların belirleyicileri: ekonometrik bir inceleme", *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 16(2): 113-132.
- Yapraklı, S. (2010). "Türkiye'de esnek döviz kuru rejimi altında dış açıkların belirleyicileri: sınır testi yaklaşımı", *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, 65 (4). 141-164.
- Yılmaz, Ö. & Akıncı, M. (2011). "İktisadi büyüme ile cari işlemler bilançosu arasındaki ilişki: Türkiye örneği", *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 15(2), 363-377.