

# ***Türkiye'de Bütçe Açıklarının Reel Döviz Kuru Üzerindeki Etkileri: Ampirik Bir Analiz***

*Effects of Budget Deficit on Real Exchange Rate in Turkey: An Empirical Analysis*

Hüseyin USLU\*

## **ÖZ**

*Bu çalışmada Türkiye'de bütçe açıklarının reel döviz kuru üzerindeki etkileri, 2006:Q1-2018:Q4 dönemi verileri kullanılarak analiz edilmiştir. Serilerin durağanlığı ADF ve PP birim kök testleriyle sınanmış, bütçe dengesi serisinin düzey değerinde, reel kur serisinin birinci farkta durağan olduğu tespit edilmiştir. Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı Sınır Testi yöntemiyle incelenmiş ve serilerin eşbütünleşik olmadıkları belirlenmiştir. Bu nedenle uzun ve kısa dönem analizlerine geçilememiştir. Düzey değerinde durağan olmayan reel kur serisinin birinci dereceden farkı alınarak durağan hale getirilmiş ve serilerin durağan halleri kullanılarak Granger nedensellik testi gerçekleştirilmiştir.*

## **ANAHTAR KELİMELER**

*Bütçe Açıkları, Reel Döviz Kuru, Sınır Testi, VAR Analizi, Granger Nedensellik Testi*

## **ABSTRACT**

*In this study, the effects of the budget deficit on the real exchange rate in Turkey are analyzed by using 2006:Q1-2018:Q4 period data. The stationarity of the series is tested by ADF and PP unit root tests and it is determined that budget balance is stationary at level while the real exchange rate is at first difference. The existence of cointegration relationship between the series is examined by Bounds Testing method and it is determined that the series are not cointegrated. Therefore, long and short term analyzes could not be performed. First difference of the non-stationary real exchange rate series is taken and the stationary states of the series are used to perform Granger causality test.*

## **KEYWORDS**

*Budget Deficit, Real Exchange Rate, Bounds Testing, VAR Analysis, Granger Causality Analysis*

<i>Makale Geliş Tarihi / Submission Date</i>	<i>Makale Kabul Tarihi / Date of Acceptance</i>
02.08.2019	18.06.2020
<i>Atf</i>	Uslu, H. (2020). Türkiye'de Bütçe Açıklarının Reel Döviz Kuru Üzerindeki Etkileri: Ampirik Bir Analiz. <i>Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Meslek Yüksekokulu Dergisi</i> , 23 (2), 460-478.

## GİRİŞ

Bütçe açığının yol açtığı finansman ihtiyacı ülkeleri yurt içinde ve dışında borçlanmaya sevk etmektedir. Bu durum çeşitli riskleri beraberinde getirirken ülkeleri iç ve dış finansal şoklara karşı daha kırılgan hale getirmektedir. Finansal risk seviyesi artan ülkelerin dış borçlanma maliyetleri daha da artmakta, bu da ülkelerdeki nominal ve reel döviz kurunu yükseltebilmektedir. Reel döviz kurundaki artışlar, kontrol altında tutulabildiği ve ülkedeki üretim seviyesi yüksek olduğu sürece, ülkelerin dış ticaretteki rekabet güçlerini artırarak, ülkelere yarar sağlayabilmektedir (Yıldırım, Karaman ve Taşdemir, 2009: 75). Ancak ülkedeki üretim düzeyi yetersiz olduğunda; yaşanacak reel kur artışları, ülkelerin ithalat maliyetlerini artırarak, dış ticaret açıklarının da artmasına yol açacaktır. İktisat literatüründe İkiz Açıklar Hipotezi<sup>1</sup> olarak adlandırılan bu durum (Şimşek, 2014: 2-3), ülkelerdeki iç ve dış dengeyi aynı anda bozacağı için, ülkelerin ekonomik krize girme riskini önemli ölçüde artırmaktadır. Bu nedenle, özellikle gelişmekte olan ülkelerdeki bütçe açıklarının ve bu açıkların reel döviz kuru ve dış ticaret açığı üzerindeki etkilerinin yakından izlenmesinde, gerekli ampirik analizlerin sıklıkla yapılmasında ve ihtiyaç duyulan politika önlemlerinin zamanında alınmasında büyük yarar vardır.

1980 yılına kadar görece dışa kapalı, ithal ikamesine dayalı bir büyüme modeli izleyen Türkiye'de o dönemlerde döviz bulundurmamak, kullanılmak ve yurtdışına çıkarmak önemli ölçüde kısıtlanmış ve devlet iznine tabi hale getirilmiştir. 1979 yılında ülkede önemli ölçüde döviz darboğazı yaşanmıştır. Yine 1980 yılı başlarında Türkiye'nin iç ve dış borçları önemli ölçüde artmış olup, ülke bu borçlar nedeniyle ekonomik krizin eşiğine gelmiştir (Yavuz, 2009: 210). 24 Ocak 1980 Ekonomik İstikrar Kararları ile ticari liberalizasyonunu gerçekleştirip, dünyaya açılan ve ihracata dayalı ekonomik büyüme politikası uygulamaya başlayan Türkiye, 11 Ağustos 1989'da kabul ettiği Türk Parası Kıymetini Koruma Hakkında 32 Sayılı Karar ile de finansal liberalizasyonunu gerçekleştirmiş, ülkede döviz kullanımı ve Türk Lirası ile yabancı ülke paralarının değiştirilebilmesi serbest hale getirilmiştir (Darphane, 2008). Ancak sonraki yıllarda sürekli dış ticaret açığı veren Türkiye, bu açığın neden olduğu cari işlemler açığı nedeniyle 1994 ve 2001 ekonomik krizlerini yaşamış, 2011 yılında yeni ve büyük bir ekonomik krizin eşiğinden dönmüştür (Polat, 2018: 159).

Bu çerçevede çalışmanın hedefi; Türkiye ekonomisinde, 2006:Q1-2018:Q4 döneminde yaşanan bütçe açıkları ile reel döviz kuru arasındaki etkileşimi, teorik ve ampirik olarak analiz etmektir. Çalışma esas olarak beş bölümden oluşmaktadır. Girişi takibeden birinci bölümünde; bütçe açıkları ve reel döviz kuru ile ilgili teorik bilgilere, ikinci bölümünde; Türkiye'de bütçe açığı ile reel döviz kuru arasındaki etkileşime, üçüncü bölümde; konuyla ilgili teorik ve ampirik literatüre, dördüncü bölümde; veri seti ve ekonometrik yöntemlere, beşinci bölümde; ampirik analiz sonucunda elde edilen bulgulara yer verilmiştir. Sonuç ve değerlendirme bölümüyle çalışma tamamlanmıştır.

## 1. BÜTÇE AÇIKLARI VE REEL DÖVİZ KURU İLE İLGİLİ TEORİK ÇERÇEVE

Bütçe genel anlamıyla; gelir ve gideri gösteren bir belgedir. Diğer bir deyişle bütçe, bir ülkenin, belirli bir döneme ait gelir ve giderlerini gösteren tahmini bir belgedir (Yenice, 2006: 62). Bu bağlamda hükümetler tarafından hazırlanan bütçeler; 1 yıllık süre içinde kamunun elde edeceği gelirler (bütçe gelirleri) ve bu gelirlerin nerelerde kullanılacağını (bütçe giderlerini) gösteren hesap cetvelleri olup, Türkiye Büyük Millet Meclisinde (TBMM) onaylandıktan sonra yürürlüğe girmektedir. Bu yönüyle kanun gibi amir hükümler<sup>2</sup> içerebilmektedir. Bütçe giderleri ile bütçe gelirleri arasındaki fark negatif olduğunda bütçe açığı, pozitif olduğunda bütçe fazlası yaşanmakta ve bunlar genel olarak bütçe dengesini oluşturmaktadır. Bütçe tasarıları hazırlanırken önce bütçe giderleri belirlenmekte, sonra bu giderlerin ne kadarının ülkede toplanan vergi gelirleriyle, ne kadarının borçlanmayla (kamu borçlanma gereği) karşılanacağına karar verilmektedir. Bu şekilde hazırlanan bütçeye, literatürde Fonksiyonel Bütçe adı verilmektedir (Kaplan, 2003). Klasik İktisatçılar bütçe giderlerinin, bütçe gelirlerine eşit olması gerektiğini (denk bütçe varsayımı) ifade etmişlerdir. Çünkü bütçe açık verdiğinde; bu açıkların borçlanmayla ya da devletin sahip olduğu varlıkların bir kısmının satılmasıyla<sup>3</sup> kapatılacağını, bunun da gelecek nesillerin refahını azaltacağını öne sürmüşlerdir. Öte yandan bütçe fazla verdiğinde, bu fazla paranın kamu personeline ek gelir olarak dağıtılacağını<sup>4</sup>, ancak bütçenin her zaman fazla vereceğinin garanti olmadığını, yüksek maaş almaya alışan kamu personelinin bu ücret düzeyini sürekli bekleyeceğini, bunun da bütçenin fazla vermediği dönemlerde bütçe üzerine ek bir yük getirerek, bütçe açıklarına ve ülkenin borç yükünün daha da artmasına neden olacağını ifade etmişlerdir (Stelian, 2015: 7; Gedik, 2008: 246). Keynes ise ekonomik kriz dönemlerinde denk bütçe yaklaşımının terk edilebileceğini,

<sup>1</sup> İkiz Açıklar Hipotezi: Bütçe açığı ile dış ticaret açığı (ya da cari işlemler açığının) birlikte yaşandığı durumu ifade eder (Dineri ve Taş, 2016: 373).

<sup>2</sup> Vergi oranları vb. bu nedenle bütün vatandaşlar için bağlayıcı hükümlerdir.

<sup>3</sup> Özelleştirme gibi.

<sup>4</sup> Maaşlara daha yüksek zam yapılması yoluyla.

çünkü krizle birlikte bozulan ekonomik dengenin kendiliğinden sağlanmasının mümkün olmadığını veya uzun zaman alabileceğini, bu nedenle ekonomik dengenin hızlıca sağlanabilmesi için hükümetlerin, bütçe açığı verme pahasına, genişletici maliye politikaları izlemelerinin gerektiğini ifade etmiştir (Gediz ve Yalçınkaya, 2001: 54-55; Arestis, Filho ve Terra, 2018: 1-2). Ancak Keynes'in bu görüşü hükümetler tarafından yanlış anlaşılmalı/uygulanmış ve çoğu ülkede bütçe açığı, olağan bir kamu politikası haline getirilmiştir. Bu durum, 1980'li yılların başlarında Türkiye ve Latin Amerika ülkeleri gibi gelişmekte olan ülkeleri, önemli miktarlarda borç yükü ile karşı karşıya getirmiştir (Kamacı, 2016: 167).

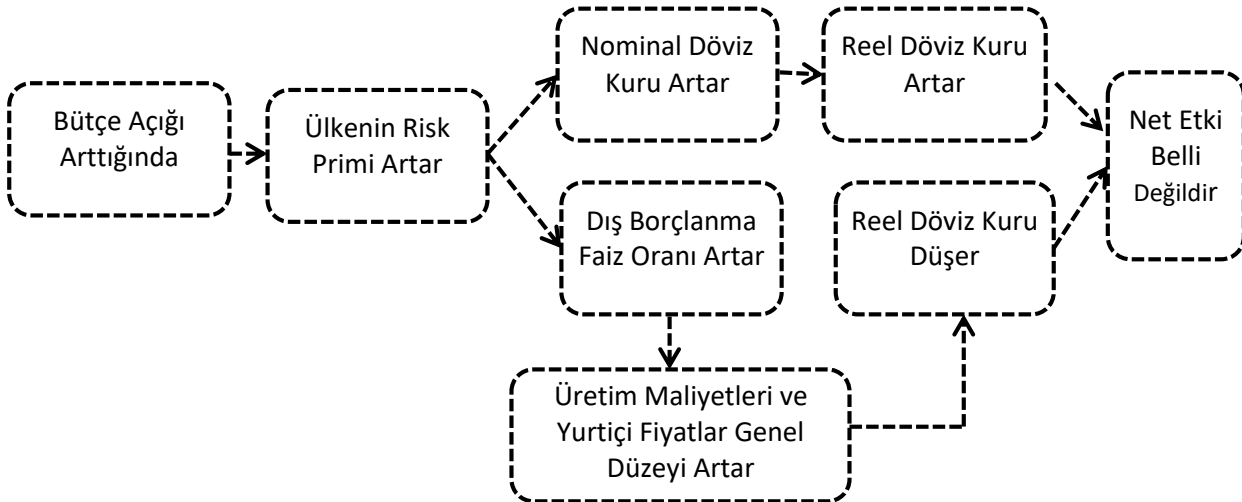
Günümüzde ekonomistler tarafından benimsenen ortak görüş; ekonominin normal seyrinde devam ettiği dönemlerde Klasik iktisatçılar izlenerek denk bütçe sisteminin uygulanması, ekonomik kriz dönemlerinde ise Keynesyen teorinin benimsenerek, bütçenin açık vermesi göze alınması ve genişletici maliye politikalarının devreye sokulmasıdır (Jahan vd. 2014: 53-54; Eğilmez, 2015).

Ülkelerin karşılaştıkları dış ticaret açığı ve cari açık krizlerinde, ilk akla gelen politika; döviz kurlarının yeniden şekillendirilmesidir. Bir birim yabancı para karşılığında alınan ulusal para miktarına nominal döviz kuru (Exchange Rate: ER) adı verilmektedir (Yalta, 2011: 188). Nominal döviz kurunu, ülkelerdeki fiyatlar genel düzeyi etkilerinden arındırarak, reel döviz kuruna (Real Exchange Rate: RER) ulaşılabilmektedir. Bunun için kullanılması gereken formül (Yıldırım, Karaman ve Taşdemir: 2009: 75):

$$RER = ER * \frac{P^f}{P^d} \quad (1)$$

Burada  $P^f$ ; karşı (ticari partner, foreign) ülkedeki fiyatlar genel düzeyini,  $P^d$ ; ev sahibi ülkedeki fiyatlar genel düzeyini ifade etmektedir. (1) Nolu eşitliğe göre; RER'in artması; ya nominal döviz kurundaki artıştan, ya yurtdışı fiyatların artmasından ya da yurtiçi fiyatların azalmasından kaynaklanmıştır ki bunların hepsi ev sahibi ülkenin dış ticaret rekabet gücünü artıran unsurlardır (Bostan, Sandu ve Firtescu, 2018: 1-2). İktisat teorisine göre; nominal döviz kuru arttığında, ulusal malların yurtdışı satış fiyatı görece düşecek, bu da ülkenin rekabet gücünü ve ihracatını artıracaktır. Öte yandan artan nominal döviz kuru ile birlikte ithal malların yurtiçi satış fiyatları görece artacak, bu da ithalatın azalmasına neden olacaktır (Mohammad, Nair ve Jusoff, 2009: 156). Görüldüğü gibi teorik açıdan nominal döviz kurundaki artışlar, ülkenin dış ticaret dengesini olumlu yönde etkilemektedir. Bütçe açıkları ile reel döviz kuru arasındaki muhtemel etkileşim kanalları Şekil 1'de görülmektedir.

**Şekil 1: Bütçe Açığı ile Reel Kur Arasındaki Muhtemel Etkileşim Kanalları**



**Kaynak:** Bostan vd. (2018: 2); Mohammad vd. (2009: 156)'dan yararlanılarak, tarafımızdan oluşturulmuştur.

Şekil 1'de de görüldüğü üzere; ülkelerin bütçe açıkları arttığında; iç ve/veya dış borç stokları artarak, finansal riskleri ve ülkenin risk primini (CDS) artırmaktadır (Corsetti vd. 2012: 2). Böyle durumlarda ülkede faaliyet gösteren yabancı yatırımcılar, sahip oldukları varlıkları dövizde çevirerek yurtdışına çıkarma eğilimine girmektedirler. Bu durum ülkede döviz talebi artırmaktadır. Yabancı yatırımcıların bu davranışları yurtiçindeki yerleşikler tarafından fark edildiğinde dolarizasyon eğilimi artmakta, bu da döviz talebini ve döviz kurlarını yükseltmektedir. Bütün bu yaşananlar ülkelerin ulusal paralarının değer kaybetmesine (nominal döviz kurunun artmasına) ve reel döviz kurunun yükselmesine neden olmaktadır. Diğer yandan ülkelerin artan bütçe

açıklarına ve borç yüklerine bağlı olarak yükselen risk primi, ülkelerin dış borçlanma maliyetlerini artırarak<sup>5</sup>, üretim maliyetlerinin ve fiyatlar genel düzeyinin yükselmesine neden olacaktır. Bu durum, ülkede maliyet enflasyonuna ve yurtiçi fiyatlar genel düzeyinin ( $P^d$ ) artmasına yol açacaktır (Catao ve Terrones, 2003, 1). Dış piyasalardan sadece hükümetler bütçe açıklarını sürdürebilmek için tahvil satarak değil, özel sektör de tahvil ihracı ya da Sendikasyon kredileri (özellikle iç piyasadaki yeterince mevduat toplayamayan bankaların yurtdışındaki bankalar veya banka konsorsiyumlarından (birliklerinden) temin ettikleri krediler) ile borçlanmakta ve bu paraları kullanarak iç piyasada üretim ve yatırım yapmaktadırlar. Dış borçlanma faizleri arttığında, otomatik olarak iç piyasadaki kredi faizleri ve üretim maliyetleri de artacaktır. Yurtiçi fiyatlardaki artış ise reel döviz kurunun düşmesine neden olacaktır. Devereux (1995), bütçe açıkları ile reel döviz kuru arasındaki beklenen ilişkileri, teorik bazda incelediği çalışmasında; açıklanmış bütçe açıklarının reel döviz kurunu hızla düşüreceğini, bunun da dış ticaret dengesi ve şu anki nesillerin refahını azaltacağını tespit etmiştir.

## 2. TÜRKİYE EKONOMİSİNDE BÜTÇE AÇIKLARI VE REEL DÖVİZ KURU ETKİLEŞİMİ

Türkiye ekonomisi genel olarak bütçe açığı veren, bu açıkları iç ve dış borçlanma yoluyla kapatmaya çalışan bir ekonomidir. Bütçe açıklarının önemli bir nedeni; ülkede özel sektörün yeterince gelişmiş olmaması, serbest piyasa koşullarının (özellikle tam rekabet koşullarının) kamu müdahaleleri olmadan işleyememesidir. Bu konuda 2008 küresel ekonomik krizi güzel bir deney sunmaktadır: 15 Eylül 2008'de ABD'de kriz başladığında Türkiye genel olarak Klasik İktisat politikaları (yani denk bütçe yaklaşımı ve sıkı mali disiplin) uygulamakta iken, ekonominin 2008 yılı son çeyreğinde küçülmesi, ihracat pazarlarının daralması ve Şubat 2009'da işsizliğin %16.2'ye kadar yükselmesi neticesinde, özel sektör eliyle bu krizin aşılamayacağı görülmüş, hükümet tarafından Mart 2009'da genişletici para ve maliye politikaları uygulama kararı alınmıştır (Peker, Sümer ve Aydın, 2018: 3). Bu kapsamda bir taraftan Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) para arzını artırıp, faizleri düşürerek, genişletici para politikaları uygulamaya başlarken, diğer yandan hükümet de KDV ve ÖTV'yi düşürerek<sup>6</sup>, genişletici maliye politikalarını devreye sokmuş ve bu yolla piyasaları canlandırmaya çalışmıştır<sup>7</sup>. Bu uygulamalar sonucunda 2009 yılında bütçe açığı 25.4 Milyar TL olmuştur (EVDS, 2019d). Bu genişletici politikalar yardımıyla Türkiye ekonomisi 2009 yılı son çeyreğinde krizden çıkmayı başarmış ve pozitif büyümüştür. Burada TCMB ve hükümet tarafından atılan en doğru adım; bu genişletici para ve maliye politikalarının sınırlarının, net biçimde çizilmiş, ne zaman sona erdirileceğinin açıklanmış ve önceden kamuoyu ile paylaşılmış olmasıdır. Böylece piyasadaki ekonomik aktörlerin kendilerini buna göre hazırlamaları ve kamu desteğinin sağladığı rehavete kapılmamaları sağlanmıştır. Örneğin; TCMB, krizden çıkış sürecinde tekrar sıkılaştırıcı para politikaları izlemeye başlayacağını ifade etmiştir (Serel ve Bayır, 2013: 62). Türkiye Ekonomisinde yaşanan bütçe dengesi verileri Tablo 1'de yer almaktadır.

**Tablo 1: Türkiye Ekonomisinde Bütçe Açığı**

Yıl	Bütçe Dengesi (Milyar TL)	Bütçe Dengesi /GSYİH (%)
2006	-5,78	-0,73
2007	-5,51	-0,63
2008	-19,17	-1,93
2009	-25,50	-2,55
2010	-32,33	-2,79
2011	-18,96	-1,36
2012	-31,89	-2,03

<sup>5</sup> Dış borçlanma faiz oranları genel olarak = LIBOR+Risk Primi şeklinde hesaplanmaktadır. Burada LIBOR; London Interbank Overnight Rate: Londra Bankalararası Gecelik Borçlanma Faiz Oranını ifade etmektedir.

<sup>6</sup> Bu dönemde hükümet tarafından uygulanan genişletici maliye politikaları sadece ÖTV ve KDV indirimleriyle sınırlı kalmamış, işsizliği azaltabilmek için 500 bin kişiye 6 aylık süreyle, tolum yararına faaliyetlerde çalıştırılmak üzere, geçici istihdam olanağı sağlanmış, işçi çıkarmaksızın yeni işçi alan firmalara, yeni alınan işçinin 6 süreye SGK priminin devlet tarafından karşılanması desteği sunulmuştur (Karaca, 2014: 272). Elbette ki bütün bu faaliyetler de kamu harcamalarını artırarak, bütçe açığının yükselmesine neden olmuştur.

<sup>7</sup> 1 Nisan 2009'da uygulanmaya başlanan ÖTV ve KDV indirimlerinin normalinde 30 Haziran 2009'da sona erdirilmesi planlanmıştır. Ancak piyasada beklenen düzelmeye hızla gerçekleşmediği için özel sektörden gelen talepler de dikkate alınarak, indirimler Ekim 2009'a kadar uzatılmıştır (Vergi Konseyi, 2015: 34).

2013	-22,98	-1,27
2014	-25,26	-1,24
2015	-33,40	-1,43
2016	-57,61	-2,21
2017	-64,23	-2,07
2018	-72,87	-1,97

**Kaynak:** EVDS (2019c ve 2019d)'den alınan veriler kullanılarak, tarafımızdan hazırlanmıştır.

Tablo 1'den de görüldüğü gibi 2006 yılında 5,78 Milyar TL olan Türkiye'nin bütçe açığı 2008 krizine bağlı olarak 2009 ve 2010 yıllarında önemli ölçüde artmıştır. 2011 yılında kısmen düşen bütçe açığı, tekrar artmaya başlamış, özellikle 2016 yılında çok hızlı bir şekilde artarak 57.61 Milyar TL'ye, 2018 yılında 72,87 Milyar TL'ye ulaşmıştır. Bütçe açıklarının GSYİH'ye oranına bakıldığında; küresel ekonomi krizi öncesinde %1'in altında olan bütçe açıklarının, krizle birlikte yapısal bir hal aldığı ve %2 civarında dalgalandığı görülmektedir. 1993 yılında kabul edilen ve Avrupa Birliği üyesi ülkelerin, ortak para birliğine kabul edilebilmesi için gerekli asgari şartları barındıran Maastricht Kriterlerine göre ülkelerin bütçe açıklarının milli gelire oranı %3'ü aşmamalıdır (Dilekli ve Yeşilkaya, 2002: 13). Bu noktada Türkiye'nin iyi bir konumda olduğu söylenebilir. Türkiye Ekonomisinde yaşanan reel döviz kuru (RER) verileri Tablo 2'de yer almaktadır.

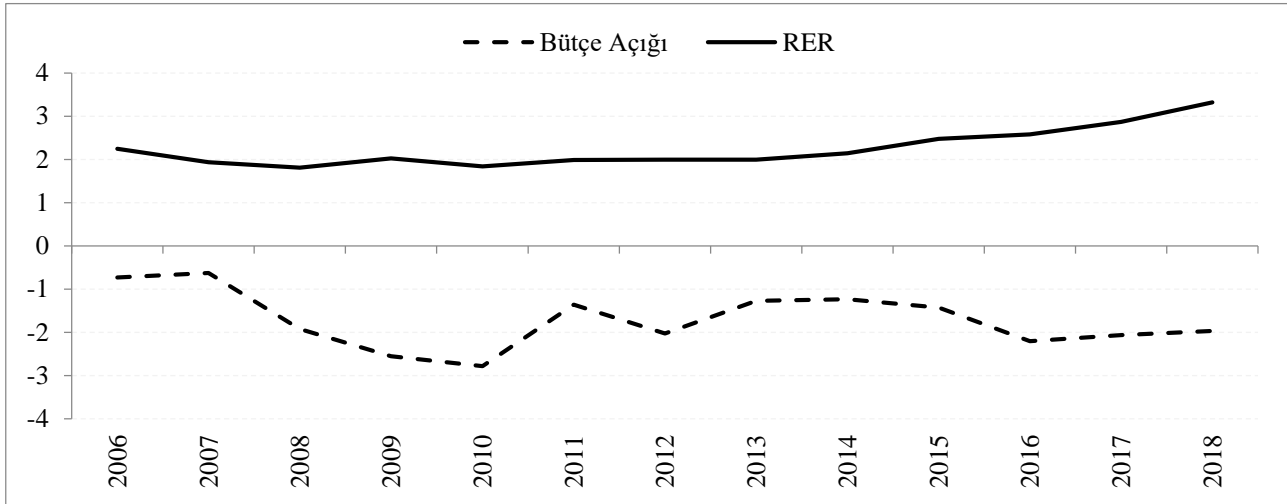
**Tablo 2: Türkiye Ekonomisinde Yaşanan Reel Döviz Kuru Verileri**

Yıl	RER
2006	2,24
2007	1,93
2008	1,81
2009	2,03
2010	1,84
2011	1,98
2012	2,00
2013	1,99
2014	2,14
2015	2,47
2016	2,58
2017	2,87
2018	3,32

**Kaynak:** EVDS (2019a, 2019b) ve BLS (2019)'den alınan veriler kullanılarak tarafımızdan hesaplanmıştır.

Tablo 2'deki verilere bakıldığında; 2006 yılında 2,24 olan RER, 2008 yılına kadar azalmış, 2009 yılında artmış, 2010 yılında önemli ölçüde azalmış ve sonrasında tekrar artmıştır. Özellikle 2018 yılında RER'in 3,32 gibi son yılların en yüksek seviyesine ulaştığı görülmektedir<sup>8</sup>. Bu aynı zamanda ülkenin dış ticaretteki rekabet gücünün arttığına da bir göstergesidir. Türkiye Ekonomisinde bütçe açıklarının GSYİH'ye oranı ile reel döviz kuru arasındaki etkileşim Grafik 1 yardımıyla incelenebilir.

<sup>8</sup> 2018 yılındaki bu artışın en önemli nedeni, Türkiye'de nominal döviz kurunun Ağustos 2018'de önemli ölçüde (7.50'ye kadar) artmış olmasıdır.

**Grafik 1: Bütçe Açığı ile Reel Döviz Kuru Arasındaki Etkileşim**

**Kaynak:** EVDS (2019a, 2019b, 2019c, 2019d) ve BLS (2019)'dan alınan veriler kullanılarak tarafımızdan çizilmiştir.

Grafik 1'de bütçe açığı ile reel döviz kuru arasında kısmi bir eşanlı hareket gözlenmektedir. Özellikle eğrilerin trendlerine bakıldığında bir paralellik görülmektedir. Dönemsel olarak değerlendirildiğinde, 2007-2008 döneminde ve 2014-2017 döneminde RER artarken, bütçe açığı azalmıştır.

### 3. LİTERATÜR TARAMASI

Genel olarak bütçe açıklarındaki artışların, reel döviz kuru üzerindeki kesin etkisi belli olmayıp, bu iki değişken arasındaki ilişkinin yönü ve büyüklüğüne yönelik teorik ve ampirik literatürde tartışmalar devam etmektedir. Ampirik literatürde elde edilen sonuçlar; incelenen ülkeye, ele alınan döneme, kullanılan değişkenlere ve uygulanan analiz yöntemlerine göre farklılıklar gösterebilmektedir.

Egwaikhide, Chete ve Falokun (1994), döviz kuru, bütçe açığı ve enflasyon arasındaki ilişkileri Nijerya'nın 1970-1989 dönemi verilerini kullanarak, EKK (En Küçük Kareler) yöntemiyle incelemiş ve bütçe açıkları, M1 para arzı, ekonomik büyüme ve faiz oranları artarken, enflasyonun da arttığını tespit etmiştir. Ancak bütçe açığı ile döviz kuru arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişkiye rastlanmamıştır.

Hakkio (1996), bütçe açıklarındaki azalmanın, reel döviz kuru üzerindeki etkilerini ABD, Almanya, Finlandiya ve İsveç için EKK yöntemiyle araştırmış ve azalan bütçe açıklarının reel döviz kurunu ABD ve Almanya'da artırdığını, Finlandiya ve İsveç'te azalttığını belirlemiştir. Özellikle ABD'de bütçe açığı ile reel döviz kuru arasında yakın bir etkileşim olduğunu tespit eden yazar, konuyu ayrıca 18 OECD ülkesinin 1979-1994 dönemi verilerini kullanarak, panel veri analizi yöntemiyle incelemiş ve bütçe açıklarının reel döviz kuru üzerindeki doğrudan etkilerinin Japonya, İtalya, Avustralya ve Portekiz'de pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı, Almanya, İspanya, Hollanda, Belçika, İsveç, Finlandiya ve Norveç'te ise negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğunu tespit etmiştir.

Agenor, McDermott ve Ucer (1997), Türkiye'de bütçe açıkları ile reel döviz kuru arasındaki ilişkileri, 1980-1997 dönemi verilerini kullanarak, VAR yöntemiyle analiz etmiştir. Yapılan analizler sonucunda; bütçe açığındaki artışların, reel döviz kurunun azalmasına neden olduğu tespit edilmiştir.

Apergis (1998), bütçe açığı ile döviz kuru arasındaki ilişkileri 8 OECD ülkesi (Almanya, İngiltere, İsviçre, Belçika, Hollanda, İtalya, Fransa ve Kanada) için 1980-1995 dönemi verilerini kullanarak, Johansen (1988) eşbütünleşme testi ve Granger (1969) nedensellik testi ile incelemiştir. İsviçre, Kanada ve Fransa'da seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit ettiği için uzun dönem nedensellik ilişkisini ECVAR (Error Correction Vector Autoregressive) yöntemiyle, kısa dönem nedensellik ilişkisini Granger (1969) yöntemiyle inceleyen yazar, bu ülkelerde bütçe açıklarından döviz kuruna doğru uzun dönemli bir nedensellik ilişkisi tespit etmiştir. Yazar İtalya, Belçika ve Fransa'da yüksek bütçe açıklarının döviz kurunda düşmeye neden olduğunu belirlemiştir.

Khan, Akhtar ve Rana (2002), döviz kuru ile bütçe açığı arasındaki ilişkileri, Pakistan'ın 1982-1998 dönemi verilerini kullanarak, EKK yöntemiyle yaptıkları analizde; bütçe açığının milli gelire oranındaki 1 puanlık artışın, reel döviz kurunu 1.01 puan azalttığını tespit etmiştir.

Srivyal ve Venkata (2004), Hindistan ekonomisinde bütçe açıklarının diğer makroekonomik değişkenler üzerindeki etkilerini, 1970-2002 dönemi verilerini kullanarak, VECM yöntemiyle analiz etmiş ve bütçe

açığından nominal döviz kuruna doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit etmiştir. Çalışmada; bütçe açığı ile reel GSYİH, para arzı ve enflasyon arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki tespit edilememiştir.

Gülcan ve Bilmen (2005), bütçe açıklarındaki azalmanın döviz kuru üzerindeki etkilerini, Türkiye'nin 1960-2003 dönemi verilerini kullanarak, ADF, PP, KPSS birim kök testleri, Engle ve Granger iki aşamalı eşbütünleşme testi ve EKK yöntemiyle araştırmış, serilerin tamamının I(1) olduklarını ve seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olduğunu bulmuştur. Bütçe açığındaki artışların, reel döviz kurunu uzun dönemde de kısa dönemde de artırdığını ve modelin hata düzeltme mekanizmasının çalıştığını tespit etmişlerdir.

Kim ve Roubini (2008), ABD ekonomisine ait 1973-2004 dönemi verilerini kullanarak VAR yöntemiyle yaptıkları analizde; bütçe açıklarındaki artışların, reel döviz kurunu düşürdüğünü tespit etmişlerdir.

Monacelli ve Perotti (2010), Avusturalya, Kanada, İngiltere ve ABD'nin 1971:Q1-2006:Q4 dönemi verilerini kullanarak, VAR yöntemiyle gerçekleştirdikleri analizde, bütçe açığındaki artışların, TÜFE bazlı reel döviz kurunu azaltıcı yönde etkilerinin olduğunu tespit etmiştir. Enders, Müller ve Scholl (2011), ABD ekonomisine ait 1975-2005 dönemi verilerini kullanarak VAR yöntemiyle yaptığı analizler sonucunda; bütçe açığındaki artışların, reel döviz kurunun azalmasına neden olduğunu tespit etmiştir.

Annicchiarico, Marini ve Piersanti (2011), ardışık nesillere göre optimize edilmiş genel denge modeli kullanarak teorik olarak yaptıkları incelemede; cari dönemdeki ve gelecek dönemlerde beklenen bütçe açıklarındaki artışların, ülkelerde nominal ve reel döviz kurlarının artmasına neden olacağını, merkez bankalarının kuru dengelemek için döviz arz etmeye başlaması durumunda, ülkelerin döviz rezervlerinin azalacağını ve bunun da ülkeleri ekonomik krizlere sürükleyebileceğini tespit etmiştir.

Milo (2012), geçiş ekonomilerinden Arnavutluk, Bulgaristan ve Romanya'da bütçe açıklarının döviz kuru ve enflasyon üzerindeki etkilerini, 1991:Q4-1997:Q4 dönemi için ADF birim kök testi ve EKK yöntemleriyle incelemiş ve bu ülkelerde enflasyon ile döviz kuru arasında eşanlı bir hareketin söz konusu olduğunu, enflasyonun bütçe açıklarını artırdığını ve bütçe açıklarındaki artışların para arzını yükselttiğini tespit etmiştir.

Chatterjee ve Mursagulov (2012), maliye politikaları ile reel döviz kuru arasındaki ilişkileri teorik olarak incelediği çalışmasında; kamu harcamalarının reel döviz kurunu etkileme biçimlerinin, kamu harcamalarının sektörel dağılımına, finansman politikalarına, özel yatırım harcamalarının sektörel yoğunluklarına ve kamu altyapı yatırımlarının verimliliğine bağlı olarak değiştiği tespit edilmiştir.

Saysombath ve Kyophilavong (2013), bütçe açıkları ile reel döviz kuru arasındaki ilişkileri, Hollanda Hastalığı Teorisi çerçevesinde, Laos için 1980-2010 dönemi verilerini kullanarak, ARDL, VAR ve yapısal VAR (SVAR) yöntemleriyle analiz etmiştir. Yapılan incelemeler sonucunda; Laos'ta bütçe açıkları ile reel döviz kuru arasında uzun dönemli bir ilişkinin (eşbütünleşmenin) ve nedensellik ilişkisinin olmadığı tespit edilmiştir.

Hussain ve Saeed (2014), bütçe açığının makroekonomik değişkenler üzerindeki etkilerini, Birleşik Arap Emirlikleri'ne ait 1985-2011 dönemi verilerini kullanarak VECM ve Granger nedensellik testi yöntemleriyle analiz etmiş ve bütçe açığından reel döviz kuruna doğru herhangi bir nedensellik ilişkisi tespit edememiştir. Çalışma kapsamında gerçekleştirilen VAR analizine dayalı varyans ayrıştırma analizinde ise bütçe açığındaki değişimlerin %19.24 ve %68.23'ünün sırasıyla GSYİH ve döviz kuru tarafından açıklanabildiği de tespit edilmiştir.

İlgün, Dumrul ve Aysu (2015), bütçe açıklarının reel döviz kuru üzerindeki etkilerini, Türkiye'nin 1994:M01-2012:M12 dönemi için ARDL yöntemiyle analiz etmiş ve bütçe açığındaki artışların reel döviz kurunu kısa dönemde artırdığını, uzun dönemde azalttığını, enflasyondaki artışların ise reel döviz kurunu kısa dönemde azalttığını, uzun dönemde artırdığını tespit etmiştir.

Hsing (2016), hükümet borçlarının, reel efektif döviz kuru ve diğer makroekonomik değişkenler üzerindeki etkilerini, Hırvatistan'ın 2000:Q4-2015:Q4 dönemi verilerini kullanarak, GARCH yöntemiyle analiz etmiştir. Çalışma sonucunda; reel GSYİH'nin döviz kuru ve hükümet borçları ile pozitif ilişkili olduğu, reel borsa endeksi, petrol fiyatları ve reel ücretlerin ise hükümet borçları ile negatif ilişki içinde olduğu tespit edilmiştir.

Baygonuşova ve Pirimbayev (2016), Kırgızistan'da bütçe açıkları ile diğer makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkileri, 2005-2013 dönemi için ADF, PP birim kök testleri, Granger nedensellik testi ve VAR yöntemiyle analiz etmiştir. Granger nedensellik analizi sonucunda; kamu harcamalarından ithalata, ithalattan döviz kuruna doğru nedensellik ilişkileri tespit edilmiştir.

Dissanayake (2016), bütçe açığı ile seçilmiş makroekonomik büyüklükler arasındaki etkileşimleri, Sri Lanka'nın 1980-2014 dönemi verilerini kullanarak, Kernel yoğunluk yaklaşımıyla analiz etmiş ve reel döviz kurunun, bütçe açıklarından etkilendiğini tespit etmiştir. Regresyon analizinde ise bütçe açığının, enflasyon, faiz oranı, döviz kuru ve milli gelirden etkilendiği belirlenmiştir.

Ceyhan ve Koç Yıldız (2017), Türkiye'de bütçe açıkları ile reel döviz kuru arasındaki ilişkileri, 2006-2015 dönemi için ADF ve VECM (Vector Error Correction Model: Vektör Hata Düzeltme Modeli) yöntemleri

yardımıyla bütçe açığı yönünden incelemiş ve döviz kuru serisinin durağan olmadığını gördüğü için analiz dışı bırakmıştır. Yapılan analizler sonucunda; enflasyon ile bütçe açığı arasında çift yönlü, ekonomik büyümeden bütçe açığına doğru tek yönlü nedensellik ilişkileri tespit edilmiştir.

Literatür özeti incelendiğinde bütçe açıklarının reel döviz kuru üzerindeki etkilerini araştırmak üzere Türkiye'yi konu alan yalnızca iki çalışmaya ulaşılabilmektedir. Bu konuda Türkiye'yi konu alan çalışma sayısının yetersiz oluşu, bütçe açığı ile reel döviz kuru arasındaki ilişkinin yönü ve büyüklüğünün belirlenmesine yönelik ilave çalışmalara olan ihtiyacı göstermektedir. Bu noktada bu çalışmanın literatüre önemli bir katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

#### 4. VERİ SETİ ve EKONOMETRİK YÖNTEM

##### 4.1. Veri Seti

Bu çalışmada bütçe açıklarının reel döviz kuru üzerindeki etkilerini analiz edebilmek için; 2006:Q1-2018:Q4 dönemi<sup>9</sup> reel döviz kuru (RER) ve reel bütçe dengesi (BD) verileri kullanılmıştır. RER verileri; TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden (EVDS, 2019a) alınan ABD Doları alış ve satış fiyatları ortalaması ile elde edilen nominal döviz kuru (ER), BLS (2019)'dan alınan ABD'deki tüketici fiyatları endeksi ( $P^f$ ) ve EVDS (2019b)'den alınan Türkiye'deki tüketici fiyatları endeksi (TÜFE, 2003=100) ( $P^d$ ) serileri kullanılarak, (1) nolu eşitlik yardımıyla tarafımızdan hesaplanmıştır. BD serisini elde edebilmek için; EVDS (2019d)'den alınan bütçe dengesi verileri ve EVDS (2019c)'den alınan GSYİH verileri, EVDS (2019b)'den alınan Türkiye'deki tüketici fiyatları endeksi (TÜFE, 2003=100) kullanılarak reel hale getirilmiş ve reel bütçe dengesi verileri, reel GSYİH verilerine bölünmüştür. Verilerin grafikleri Ek 1'de, değişkenler arasındaki korelasyon matrisi Ek 2'de sunulmuştur. Ekonometrik analizde yapılan tahminler, testler ve grafikler E-Views 9.0 paket programı kullanılarak üretilmiştir. Türkiye ekonomisine ait bütçe dengesi ve reel döviz kuru verilerinin tanımlayıcı istatistikleri Tablo 3'de yer almaktadır.

**Tablo 3: Türkiye Ekonomisine Ait Bütçe Dengesi ve Reel Döviz Kuru Verilerinin Tanımlayıcı İstatistikleri**

Değişkenlere Ait Özellikler	<i>BD</i>	<i>RER</i>
Ortalama	-1,661613	2,246278
Ortanca	-1,634079	2,084615
En Büyük	2,407434	3,781441
En Küçük	-4,765873	1,703604
Standart Sapma	1,515782	0,45542
Çarpıklık	0,256338	1,379936
Basıklık	3,112692	4,711741
Jarque-Bera	0,596994	22,85172
Olasılık	0,741932	0,000011
Toplam	-86,40389	116,8064
Sapmaların Kareleri Toplamı	117,1773	10,57778
Gözlem	52	52

Not: BD: Bütçe Dengesini, RER: Reel Döviz Kurunu ifade etmektedir.

Tablo 3'de serilerin ortalama değerlerinin birbirine yakın olduğu, en büyük ve en küçük değerler arasında çok büyük farklar olmadığı, standart sapmaların düşük olduğu görülmektedir.

<sup>9</sup> Analizin başlangıç dönemi; BD verilerine ulaşılabilen ilk dönem, bitiş dönemi; GSYİH verilerine ulaşılabilen son dönemdir.



## 4.2. Ekonometrik Yöntem

Bu bölümde önce serilerin durağanlığı ADF ve PP birim kök testleriyle sınanacak, sonra seriler arasında eşbütünlük ilişkisinin varlığı Sınır Testi yöntemiyle araştırılacaktır. Son olarak seriler arasındaki nedensellik analizleri, Granger (1969) yöntemiyle incelenecektir. Çalışmada bütçe açıklarının reel döviz kuru üzerindeki etkilerini analiz edebilmek üzere;

$$RER = f(BD) \quad (2)$$

$$RER_t = \beta_0 + \beta_1 BD_t + e_t \quad (3)$$

Modeli kullanılacaktır. Burada  $RER$ ; reel döviz kuru olup, ortalama ABD Doları kuru, ABD'deki ve Türkiye'deki tüketici fiyatları endeksleri kullanılarak, (1) nolu eşitlik yardımıyla, tarafımızdan hesaplanmıştır.  $BD$ ; Bütçe açığının, GSYİH'ye oranı olup, bütçe açığı ve harcama yöntemiyle hesaplanmış GSYİH verileri kullanılarak tarafımızdan oluşturulmuştur.

## 4.3. Birim Kök Testleri

Ekonometrik analizlerde öncelikle serilerin durağanlık derecelerinin belirlenmesi ve kullanılacak analiz yöntemlerinin buna göre belirlenmesi gerekmektedir. Serilerin durağanlıkları, birim kök testleriyle incelenebilmektedir. Birim kök testlerine yönelik ilk çalışmalar Dickey ve Fuller (1979) tarafından gerçekleştirilmiştir. Dickey ve Fuller (1979), bir  $Y$  serisinin durağanlığını sınavabilmek için serinin cari dönemdeki ( $Y_t$ ) değerinin, bir önceki dönemdeki değerinden ( $Y_{t-1}$ ) etkilenme derecesine bakılması gerektiğini belirtmiş ve bu amaçla 4 numaralı modeli oluşturmuştur:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + e_t \quad (4)$$

Denklem (4) tahmin edildiğinde  $|\rho| = 1$  olduğunda serinin durağan olmadığına,  $|\rho| < 1$  olduğunda ise serinin durağan olduğuna karar verilmiştir. Denklem (4) sabitsiz ve trendsiz model olup, Dickey ve Fuller (1979), bu modele sabit terim ve trend değişkenlerini de ekleyerek, (5) nolu eşitliğe ulaşmışlardır:

$$Y_t = \varphi_0 + \varphi_1 t + \rho Y_{t-1} + e_t \quad (5)$$

Dickey ve Fuller (1979) bu modeli tekrar düzenleyerek, Denklem (6) haline getirmişlerdir:

$$\Delta Y_t = \varphi_0 + \varphi_1 t + \delta \Delta Y_{t-1} + e_t \quad (6)$$

Bu kez sınanan hipotezler de değişmiş ve  $\delta = 0$  olduğunda serinin durağan olmadığına,  $\delta < 0$  olduğunda ise serinin durağan olduğuna karar verilmiştir. İlerleyen çalışmalarda (6) nolu eşitlikte otokorelasyon sorunu olduğu anlaşılmış ve model genişletilerek Genişletilmiş Dickey Fuller (Augmented Dickey Fuller, 1981) birim kök testi meydana getirilmiştir. Bu testte 3 farklı model kullanılabilir: olup:

$$\text{Sabitsiz ve Trendsiz Model: } \Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (7)$$

$$\text{Sabitli ve Trendsiz Model: } \Delta Y_t = \beta_0 + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (8)$$

$$\text{Sabitli ve Trendli Model: } \Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (9)$$

Burada  $m$ ; optimal gecikme uzunluğunu göstermektedir. Dickey ve Fuller (1981) ADF testinin hipotezleri: " $H_0: \delta = 0$  Seri Durağan Değildir" ve " $H_1: \delta < 0$  Seri Durağandır" şeklindedir. Bu hipotezleri test etmek için MacKinnon (1996) kritik değerleri kullanılabilir. ADF birim kök testinin, trend içeren serilerin durağanlığını test etmede yetersiz kaldığı görülmüş, bunun üzerine Phillips ve Perron (1988) tarafından  $PP$  birim kök testi geliştirilmiştir.  $PP$ ; serilerin durağanlığını hareketli ortalama (Moving Average) süreci kullanılarak araştırmaya imkân sağlayan, parametrik olmayan bir yöntemdir.  $PP$  testinde seride birim kökün varlığı aşağıdaki denklem kullanarak incelenmektedir:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \delta Y_{t-1} + \beta_1 \left( t - \frac{T}{2} \right) + u_t \quad (10)$$

Burada  $T$ ; gözlem sayısıdır. Bu testin hipotezleri de  $ADF$  testinin hipotezleriyle aynıdır. Yani;  $H_0: \delta = 0$  Seri Durağan Değildir.  $H_1: \delta < 0$  Seri Durağandır. Bu hipotezleri test etmek için yine MacKinnon (1996) kritik değerleri kullanılabilir.

#### 4.4. Pesaran vd. (2001) ARDL Sınır Testi

Bütçe açıklarının reel döviz kuru üzerindeki etkilerini araştırdığımız bu çalışmada eşbütünleşme analizi için Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından ortaya koyulan sınır testi yaklaşımı kullanılmıştır. Bu yöntemin tercih edilme nedeni; düzey değerlerinde durağan olmayan serilerle yapılacak regresyon analizlerinde sahte regresyon sorunu ile karşılaşılabilir (Granger ve Newbold, 1974). Engle ve Granger (1987), böyle durumlarda öncelikle seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığının sınanmasının gerektiğini, seriler eşbütünleşik bulunduğu, bu serilerin düzey değerleriyle yapılacak analizlerde sahte regresyon sorunu ile karşılaşmayacağı ifade etmiştir (Gujarati, ve Porter, 2012: 746-747). Ancak Engle ve Granger (1987) ve Johansen (1988) eşbütünleşme testlerinin kullanılabilmesi için serilerin aynı seviyede entegre olmuş olmaları gerekmektedir. Pesaran vd. (2001), farklı seviyelerde entegre olan seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığını sınavabilmek için Sınır Testi (Bounds Testing) yöntemini geliştirmiştir. ARDL sınır testi yaklaşımı, temel olarak üç aşamadan oluşmaktadır. Birinci aşamada, analize dahil edilen değişkenler arasında uzun dönem ilişkisinin olup olmadığı test edilmektedir. Söz konusu değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı halinde, takip eden aşamalarda ise sırasıyla uzun ve kısa dönem elastikyetleri elde edilmektedir (Uçan ve Atay, 2016: 218). Bu testin bir diğer avantajı da kısıtsız hata düzeltme modeli (UECM) kullanıyor olması ve bu modelin, Engle ve Granger (1987) yöntemine göre daha iyi istatistiksel sonuçlar üretebilmesidir (Narayan ve Narayan, 2005: 429). ARDL yöntemine dayanan bu testte ilk aşamada oluşturulan kısıtsız hata düzeltme modeli (UECM), Eşitlik (10)'da yer verilmiştir. Modelin, bu çalışmaya uyarlanmış hali:

$$\Delta RER_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta RER_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} \Delta BD_{t-i} + \alpha_3 RER_{t-1} + \alpha_4 BD_{t-1} + e_t \quad (11)$$

Burada  $m$ ; optimum gecikme uzunluğu olup, AIC, SBC veya HQC gibi ölçütler kullanılarak tespit edilebilmektedir. Yapılacak sınır testi sonuçlarının güvenilir olabilmesi için belirlenen optimum gecikme uzunluğuna sahip modelde ardışık içsel bağımlılık (otokorelasyon) ve değişen varyans sorunları olmamalıdır. Eğer temel alınan kriterin/ölçütün (örneğin AIC değeri) en küçük değerini aldığı modelde ardışık bağımlılık ve/veya değişen varyans sorunları ortaya çıkarsa, belirtilen ölçütün bir büyük AIC değerinin olduğu gecikme uzunluğuna geçilir ve aynı sınamalar orada tekrarlanır (Altıntaş, 2013, 12). Sınır Testini yaparken  $\alpha_3$  ve  $\alpha_4$  'e kısıt konulmakta ve bir  $F$  istatistiği hesaplanmaktadır. Bu testin hipotezleri: :

$$H_0: \alpha_3 = \alpha_4 = 0 \quad (12)$$

$$H_1: \alpha_3 \neq \alpha_4 \neq 0$$

$$H_0: \alpha_3 = 0 \quad (13)$$

$$H_1: \alpha_3 \neq 0$$

(12) numaralı hipoteze ait hesaplanan  $F$  istatistiği, Pesaran vd. (2001) çalışmasındaki tablolarda yer alan kritik değerlerle karşılaştırılır. Denklem (11)'de yer alan serilerden biri  $I(1)$ , diğeri  $I(0)$  olduğunda;  $F$  istatistiği alt ve üst sınır değeri ile karşılaştırılır. Bu değer, üst kritik değerinden büyük olduğunda  $H_0$  hipotezi reddedilir ve serilerin eşbütünleşik olduğuna karar verilir. Hesaplanan  $F$  istatistiği alt kritik değerden küçük olduğunda seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığına karar verilirken, hesaplanan  $F$  istatistiği, alt ve üst kritik değerler arasında kaldığında, seriler arasında eşbütünleşmenin varlığı konusunda kararsız kalınmaktadır (Pesaran vd. 2001: 289) Serilerin her ikisi de  $I(0)$  olduğunda, hesaplanan  $F$  istatistiği sadece alt kritik değerle karşılaştırılır ve bu değerden büyük olduğunda, seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olduğuna karar verilir. Serilerin her ikisi de  $I(1)$  olduğunda, hesaplanan  $F$  istatistiği sadece üst kritik değerle karşılaştırılır ve bu değerden büyük olduğunda, seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olduğuna karar verilir. Diğer bir önemli kriter ise seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olabilmesi için  $\alpha_3$  katsayısına ait  $t$  istatistiğinin de anlamlı olması gerekmektedir. Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit edildiğinde, uzun ve kısa dönem analizleri ARDL (Autoregressive Distributed Lag: Gecikmesi Dağıtılmış Otoresif) yöntemiyle yapılabilmektedir (Narayan ve Smyth, 2006: 337). ARDL yönteminin ikinci aşamasında ise uzun dönem tahmini yapılmaktadır. Pesaran (1997) izlenerek uzun dönem analizi serilerin düzey değerleri kullanılarak, Eşitlik (14)'te yer alan ARDL( $p, q$ ) modeli yardımıyla tahmin edilmektedir.

$$RER_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^p \delta_{1i} RER_{t-i} + \sum_{i=0}^q \delta_{2i} BD_{t-i} + u_t \quad (14)$$

(14) numaralı eşitliğin tahmini sonucunda RER ve BD'nin birden fazla gecikmeli değeri hesaplanmakta olup, buradan BD'ye ait gerçek uzun dönem katsayısı:

$$\varphi = \frac{\sum_{i=0}^q \delta_{2i}}{1 - \sum_{i=1}^p \delta_{1i}} \quad (15)$$

Eşitliği yardımıyla tahmin edilmektedir. ARDL sınır testi yaklaşımının üçüncü ve son aşamasında ise kısa dönem analizi için serilerin birinci dereceden farkları ve uzun dönem analizinden elde edilen hata düzeltme terimi (Error Correction Term: ECT) kullanılarak, aşağıda yer alan ARDL( $r,s$ ) modeli yardımıyla tahmin edilmektedir.

$$\Delta RER_t = \theta_0 + \sum_{i=1}^r \theta_{1i} \Delta RER_{t-i} + \sum_{i=0}^s \theta_{2i} \Delta BD_{t-i} + \theta_3 ECT_{t-i} + u_t \quad (16)$$

(14) ve (16) nolu eşitliklerde yer alan  $p$ ,  $q$ ,  $r$  ve  $s$  optimum gecikme uzunlukları olup, yine AIC, SBC veya HQC gibi ölçütler kullanılarak tahmin edilmektedir (Narayan ve Smyth, 2005: 102-104). Eşitlik 15'te yer alan hata düzeltme terimi olarak ifade edilen  $ECT_{t-i}$  değişkeni uzun dönem ARDL modelinden elde edilen kalıntı serisinin bir dönem önceki değeridir. Burada, (16) numaralı eşitlikte yer alan  $ECT_{t-i}$  değişkene ait olan  $\theta$  katsayısı, kısa dönemdeki dengesizliğin ne kadarının uzun dönemde düzeltilebileceğini göstermektedir (Atgür ve Altay, 2015: 89).

#### 4.5. Granger Nedensellik Testi

Değişkenler arasında herhangi bir etkileşimin varlığını ve yönünü belirleyebilmek için literatürde en yaygın kullanılan yöntem; Granger (1969) nedensellik testidir. Yine bu testte de serilerin durağan formlarının kullanılması gerekmektedir (Özgen ve Güloğlu, 2004: 96). Granger nedensellik testinin yapılabilmesi için bu çalışmadaki değişkenlerle oluşturulan eşanlı denklem sistemi:

$$RER_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} RER_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{2i} BD_{t-i} + e_t \quad (17)$$

$$BD_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} BD_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{2i} RER_{t-i} + \varepsilon_t \quad (18)$$

Burada da ( $m,n$ ); optimal gecikme uzunluğunu ifade etmektedir. Bu modellerden Denklem (17)'de BD'den RER'e doğru olan nedensellik ilişkisi incelenmektedir. Bu amaçla BD'den gelen katsayılar kısıt uygulanarak bir  $F$  test istatistiği hesaplanmaktadır. Granger (1969) nedensellik testinin hipotezleri:  $H_0$ : BD'den RER'e doğru bir nedensellik ilişkisi yoktur.  $H_1$ : BD'den RER'e doğru bir nedensellik ilişkisi vardır. biçimindedir. Elde edilen olasılık değeri 0.10'dan küçük olduğunda,  $H_0$  hipotezi reddedilir ve BD'den RER'e doğru bir nedensellik ilişkisinin var olduğuna karar verilir. Aynı işlem (18) nolu eşitlik kullanılarak RER'den BD'ye olan nedensellik sınaması için de tekrarlanır.

### 5. AMPİRİK BULGULAR

#### 5.1. Birim Kök Testi Bulguları

Çalışmada ADF ve PP birim kök testleri yapılmış ve Tablo 4'deki sonuçlara ulaşılmıştır.

**Tablo 4: Birim Kök Test Sonuçları**

Seri	ADF			PP		
	Sabitsiz Trendsiz Model	Sabitli Model	Sabitli Trendli Model	Sabitsiz Trendsiz Model	Sabitli Model	Sabitli Trendli Model
<b>RER</b>	1,31 [0]	1,63 [4]	-0,66 [5]	1,40 [3]	0,66 [3]	-0,73 [5]

<b>ΔRER</b>	-1,67* [5]			-2,06 [5]			-3,48* [5]			-6,29*** [0]			-6,36*** [1]			-7,97*** [8]		
<b>BD</b>	-0,50 [3]			-2,42 [3]			-2,38 [3]			-3,72*** [0]			-6,93*** [5]			-7,01*** [6]		
<b>Kritik Değerler</b>	<b>%1</b>	<b>%5</b>	<b>%10</b>	<b>%1</b>	<b>%5</b>	<b>%10</b>	<b>%1</b>	<b>%5</b>	<b>%10</b>	<b>%1</b>	<b>%5</b>	<b>%10</b>	<b>%1</b>	<b>%5</b>	<b>%10</b>	<b>%1</b>	<b>%5</b>	<b>%10</b>
	-2,61	-1,94	-1,61	-3,57	-2,92	-2,60	-4,17	-3,51	-3,18	-2,61	-1,94	-1,61	-3,56	-2,91	-2,59	-4,14	-3,50	-3,17

**Not:** Köşeli parantez içindekiler, Akaike Bilgi Kriterine göre belirlenmiş optimum gecikme uzunluklarını, PP testinde Newey-West yöntemiyle belirlenmiş optimum band genişliğini göstermektedir. Δ; serinin 1. farkının alındığını, \*\*\* ve \*; serilerin %1 ve %10 anlamlılık düzeyinde durağan olduğunu ifade etmektedir.

Tablo 4'deki sonuçlara bakıldığında; RER serisinin, her iki yöntemle göre de düzey değerinde değil, ama en az %10 anlamlılık düzeyinde birinci farkta durağan yani I(1) olduğu görülmektedir. BD serisinin ise ADF testine göre düzey değerinde durağan olmayıp, PP testinde %1 anlamlılık düzeyinde düzey değerinde olduğu görülmektedir. PP testi, ADF testinden daha güçlü olduğu için çalışmanın bu noktasında PP testinin bulguları temel alınmıştır. Bu durumda BD serisi I(0)'dır. Serilerin ikisi de düzey değerinde durağan olmadığı için doğrudan regresyon analizine geçilmez, önce eşbütünlük testi yapılması gerekmektedir.

## 5.2. Pesaran vd. (2001) ARDL Sınır Testi Bulguları

Çalışmada seriler arasında eşbütünlük ilişkisinin varlığı Pesaran vd. (2001) sınır testi yöntemiyle incelenmiştir. Bunun için öncelikle (10) nolu eşitlikte kullanılması gereken optimum gecikme uzunluğu ( $m$ ) belirlenmiş ve sonuçlar Tablo 5'te sunulmuştur.

**Tablo 5: Sınır Testi İçin Optimum Gecikme Uzunluğu Belirleme İşlemi Sonuçları**

$m$	AIC	$\chi^2_{BG}$	$\chi^2_{BPG}$
1	-1,20	3,71 (0.05)	13,54 (0.00)
2	-1,14	29,57 (0.00)	14,28 (0.02)
3	-1,14	22,74 (0.00)	12,13 (0.14)
4	-1,09	20,08 (0.00)	12,07 (0.28)
<b>5*</b>	<b>-1,27</b>	<b>11,48 (0.04)</b>	<b>7,95 (0.78)</b>
6	-1,27	32,06 (0.00)	8,39 (0.86)

**Not:** AIC: Acaice Information Criteria (Akaike Bilgi kriteri),  $\chi^2_{BG}$ ; Breusch-Godfrey otokorelasyon testi,  $\chi^2_{BPG}$ ; Breusch-Pagan-Godfrey değişen varyans testini ifade etmektedir. Parantez içindekiler olasılık değerleridir.  $\chi^2_{BG}$  ve  $\chi^2_{BPG}$  testlerine ait olasılık değeri 0.05'ten büyük olduğunda, sözkonusu gecikme uzunluğuna sahip modelde, ilgili ekonometrik sorunun olmadığına karar verilmektedir.

Tablo 5'teki sonuçlara göre AIC değerinin en küçük olduğu, otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarını barındırmayan model, 5 gecikmeli modeldir. Bu nedenle  $m=5$  alınarak (10) nolu denklem yardımıyla sınır testi gerçekleştirilmiş ve Tablo 6'da yer alan sınır testi sonuçlarına ulaşılmıştır. (ekran görüntüsü sanırım hakem için verildi, yayınlandığında kaldırılmalı) ayrıca çalışmanın otokorelasyon ve değişen varyans sonuçları burada verilmeli.

**Tablo 6: Sınır Testi Sonuçları**

$k$	$F$ ist.	$t$ ist.	Alt Sınır Değerleri			Üst Sınır Değerleri		
			%10	%5	%1	%10	%5	%1
1	1,92	1,62	3,17	3,86	5,50	3,65	4,44	6,24

**Not:**  $k$ ; denklemdeki bağımsız değişken sayısını,  $F$ ; (10) numaralı denklemle ilişkin hesaplanan kısıtlı  $F$  istatistiğini,  $t$ ; (10) numaralı denklemde yer alan  $RER_{t-1}$  değişkeninin parametreye yani  $\alpha_3$ 'e ait  $t$  istatistiğini düzeyini, \*\*\* %1 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Bütçe açığı ve reel döviz kuru serileri farklı seviyelerde durağan olduğu için Tablo 6'da elde edilen  $F$  istatistiğinin, Pesaran vd. (2001) alt ve üst kritik değerleriyle karşılaştırılması gerekmektedir. Bu karşılaştırmada; elde edilen  $F$  istatistiği (1.92), alt sınır değerinden (3.17) daha küçük olduğu için seriler arasında eşbütünlük ilişkisi yoktur.  $\alpha_3$  parametresine ait  $t$  istatistiği de anlamlı değildir. Bu durumda RER serisi ile BD serisi arasında eşbütünlük ilişkisinin (uzun dönemli bir ilişkinin) olmadığına karar verilmiştir. Bu nedenle; seriler arasındaki uzun ve kısa dönem analizlerine geçilememiştir. Çalışmanın bu aşamasında elde edilen sonuç, literatürde yer alan Apergis (1998); SAYSOMBATH ve KYOPHILAVONG (2013) çalışmalarının bulgularıyla uyumludur.

### 5.3. Granger Nedensellik Testi Bulguları

Çalışmada Granger (1969) nedensellik testi yapılabilmesi için gerçekleştirilen optimum gecikme uzunluğu belirleme işlemlerine ait sonuçlar Ek 4’te sunulmuştur. Buna göre belirlenen 4 optimum gecikme uzunluğu ile Granger (1969) nedensellik testi yapılmış ve elde edilen sonuçlar Tablo 7’de sunulmuştur.

**Tablo 7: Nedensellik Testi Sonuçları**

<i>H<sub>0</sub> hipotezi:</i>	<i>Gözlem Sayısı</i>	<i>F-İstatistiği</i>	<i>Olasılık Değeri</i>
$BD \nRightarrow \Delta RER$	47	1,52314	0,2149
$\Delta RER \nRightarrow BD$		0,22518	0,9226

Not:  $\Delta$ ; ilgili serinin birinci dereceden farkının alındığını göstermektedir.

Tablo 7’deki sonuçlara göre; reel döviz kuru ile bütçe dengesi arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir. Çalışmanın bu aşamasında elde edilen sonuç; literatürde yer alan Hussain ve Saeed (2014) çalışmasıyla uyumludur. Bu teste ait otokorelasyon ve değişen varyans sınaması sonuçları aşağıda yer almaktadır.

**Tablo 8: Otokorelasyon (LM) Testi Sonuçları**

<i>Lag</i>	<i>LRE* stat</i>	<i>df</i>	<i>Olasılık</i>	<i>Rao F-stat</i>	<i>df</i>	<i>Olasılık</i>
1	1,258931	4	0,8683	0,313067	(4, 70)	0,8683
2	3,751826	4	0,4406	0,949615	(4, 70)	0,4407
3	2,952087	4	0,5659	0,742966	(4, 70)	0,5659
4	2,469091	4	0,6502	0,619285	(4, 70)	0,6502

Not: \*; Edgeworth expansion corrected likelihood ratio istatistiğidir. df: degree of freedom (serbestlik derecesidir).

Tablo 8’deki sonuçlara göre olasılık değerleri 0.05’ten büyük olduğu için (4) gecikmeli VAR modelinde otokorelasyon sorunu yoktur. (4) gecikmeli VAR modelinde değişen varyans sorunun varlığı da test edilmiş ve elde edilen bulgular Tablo 9’da sunulmuştur.

**Tablo 9: Değişen Varyans Testi Sonuçları**

<i>Joint test:</i>		
<i>Ki-Kare Test İstatistiği</i>	<i>Serbestlik Derecesi</i>	<i>Olasılık Değeri</i>
49.98913	48	0,3943

Tablo 9’daki sonuçlara göre olasılık değerleri 0.05’ten büyük olduğu için 4 gecikmeli VAR modelinde değişen varyans sorunu da yoktur. Buna göre 4 gecikme uzunluğu kullanılarak gerçekleştirilen nedensellik testi sonuçları güvenilirdir.

### SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Bu çalışmada; bütçe açıklarının reel döviz kuru üzerindeki etkilerini analiz edebilmek için Türkiye’nin 2006:Q1-2018:Q4 dönemi reel döviz kuru ve bütçe dengesi verileri kullanılmıştır. Reel döviz kuru verileri; ortalama nominal ABD Doları kuru, ABD’deki fiyatlar genel düzeyi ve Türkiye’deki tüketici fiyatları endeksi verileri kullanılarak, tarafımızdan hesaplanmıştır. Bütçe dengesi verileri de tarafımızdan milli gelire oranlanarak analizlerde kullanılmıştır. Serilerin durağanlığı ADF ve PP birim kök testleriyle sınanmış, bütçe dengesi serisinin düzey değerinde, reel kur serisinin birinci farkta durağan olduğu tespit edilmiştir. Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı Sınır Testi yöntemiyle incelenmiş ve serilerin eşbütünleşik olmadıkları, yani reel döviz kuru ile bütçe dengesi arasında uzun dönemli bir ilişkinin olmadığı belirlenmiştir. Bu nedenle uzun ve kısa dönem analizlerine geçilememiştir.

Bu durumda düzey değerinde durağan olmayan reel kur serisinin birinci dereceden farkı alınarak durağan hale getirilmiş ve serilerin durağan halleri kullanılarak Granger nedensellik testi gerçekleştirilmiştir. Granger

(1969) nedensellik testi sonucunda; bütçe açığı ile reel döviz kuru arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir.

Bu çalışmadan elde edilen bulgulara göre; Türkiye ekonomisinde reel döviz kuru ile bütçe açıkları arasında güçlü ve istatistiksel olarak anlamlı bir etkileşim söz konusu değildir. Ancak bütçe açıklarının, dış borçlanmayla kapatılması durumunda, ülkede artan döviz miktarına ya da artan ülke risk primine bağlı olarak, döviz kurları da bundan etkilenebilecektir. Bütçe açıkları nedeniyle döviz kurlarında ve ülke risk priminde yaşanabilecek değişimler, ülkenin reel döviz kurunu etkileyerek, dış ticaret rekabet gücü üzerinde etkili olabilecektir. Bu noktada politika yapıcılarının dikkatli davranmalarında yarar vardır.

Bu noktada en iyi çözüm; Klasik iktisatçıların savunduğu denk bütçe yaklaşımı çerçevesinde, Türkiye'de 2002 yılından itibaren uygulanmaya başlanan mali disiplinden ödün verilmemesidir. Eğer Keynesyen iktisat teorisi izlenerek, ekonomik büyümeyi destekleyici yönde genişletici maliye politikaları uygulanacak ve bu kapsamda bütçe açığına izin verilecekse, alınan borçların lüks tüketim mallarına ve kamu nihai tüketim harcamalarına değil, yatırım, eğitim, sağlık, Ar&Ge ve inovasyon gibi ülkenin uzun dönemli istikrarlı ekonomik büyümesini sağlayıcı alanlarda kullanılması daha doğru olacaktır.

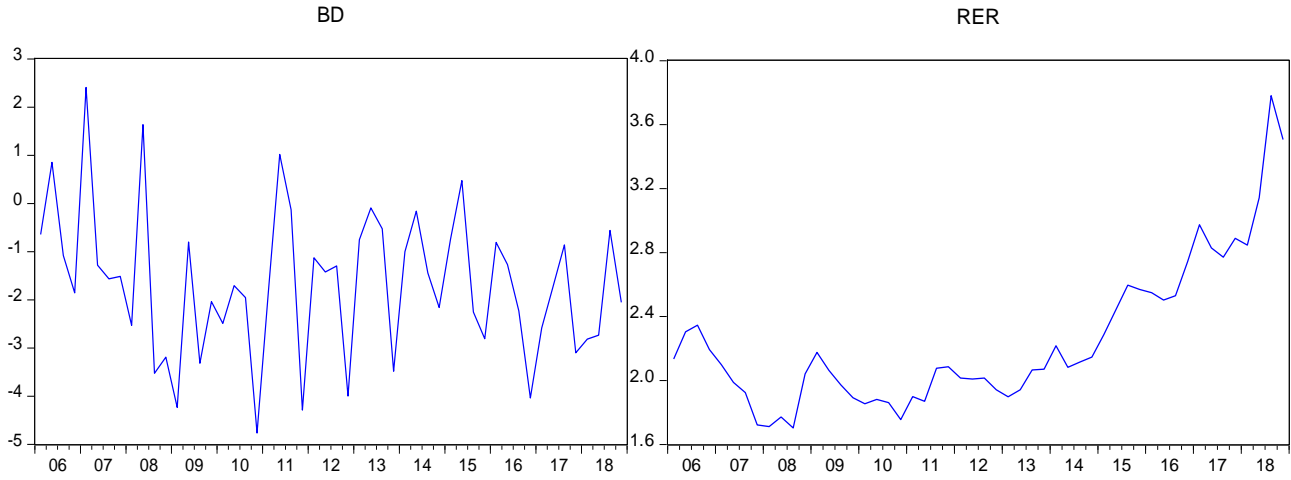
## KAYNAKÇA

- Altıntaş, H. (2013). Türkiye’de Petrol Fiyatları, İhracat Ve Reel Döviz Kuru İlişkisi: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı ve Dinamik Nedensellik Analizi. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 9(19), 1-30.
- Agenor, P., McDermott, C. J. and Ucer, M. (1997). Fiscal Imbalances, Capital Inflows, and The Real Exchange Rate: The Case of Turkey. *European Economic Review*, 41(3), 819-825.
- Annicchiarico, B., Marini, G. and Piersanti, G. (2011). Budget Deficits and Exchange-Rate Crises. *International Economic Journal*, 25(2), 285-303.
- Aperrgis, N. (1998). Budget Deficits and Exchange Rates: Further Evidence from Cointegration and Causality Tests. *Journal of Economic Studies*, 25(3), 161-178.
- Arestis, P., Filho, F. F. and Terra, F. H. B. (2018). Keynesian Macroeconomic Policy: Theoretical Analysis and Empirical Evidence. *Panoeconomicus*, 65(1), 1-20.
- Atgür, M. ve Altay, N.O. (2015). Enflasyon Hedeflemesi Sürecinde Para Talebi İstikrarının ARDL Modeli Yaklaşımı İle Analizi: Türkiye ve Endonezya Örneği. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi, İİBF Dergisi*, 10(1), 79- 97
- Baygonuşova, D. and Pirimbayev, C. (2016). Kırgızistan’da Bütçe Açığı ile Dış Ticaret Açığı İlişkisi. *Manas Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 5(1), 64-85.
- BLS (2019). Consumer Price Index US City Average (1982-84 = 100). U.S. Bureau of Labor Statistics. [https://www.bls.gov/regions/new-england/data/consumerpriceindex\\_us\\_table.htm](https://www.bls.gov/regions/new-england/data/consumerpriceindex_us_table.htm), (Erişim Tarihi: 30.03.2019).
- Bostan, I., Sandu, C. T. and Firtescu, B.-N. (2018). Exchange Rate Effects on International Commercial Trade Competitiveness. *Journal of Risk Financial Management*, 11(19), 1 – 11.
- Catao, L. and Terrones, M. E. (2003). Fiscal Deficits and Inflation. IMF Working Paper, No. WP/03/65.
- Ceyhan, M. S. ve Koç Yıldız, S. (2017). Bütçe Açıkları Belirleyicilerinin Ekonometrik Analizi: Türkiye Uygulaması (2006-2015). *USOBED Uluslararası Batı Karadeniz Sosyal ve Beşeri Bilimler Dergisi*, 1(1), 21-35.
- Chatterjee, S. and Mursagulav, A. (2012). Fiscal Policy and the Real Exchange Rate. [https://www.isid.ac.in/~pu/conference/dec\\_12\\_conf/Papers/SantanuChatterjee.pdf](https://www.isid.ac.in/~pu/conference/dec_12_conf/Papers/SantanuChatterjee.pdf), (Erişim Tarihi: 12.04.2019).
- Corsetti, G., Kuester, K., Meier, A. and Mueller, G. J. (2012). Sovereign Risk, Fiscal Policy, and Macroeconomic Stability. IMF Working Paper, No. WP/12/33.
- Darphane, (2008). Türk Parası Kıymetini Koruma Hakkında 32 Sayılı Karar. <https://www.darphane.gov.tr/upload/files/mevzuat/kambiyo/2008Tebliğ32karar%5B1%5D.pdf>, (Erişim Tarihi: 28.03.2019).
- Devereux, M. B. (1995). Anticipated budget Deficits and The Real Exchangerate. *The Canadian Journal of Economics*, 28, Special Issue: Essays in International Economics in Honour of Douglas Purvis, 207-220.
- Dickey ,D. A. and Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators of Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Dickey, D. A. and Fuller, W. A. (1981). Distribution of The Estimators for Autoregressive Time Series with A Unit Root. *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- Dilekli, S. ve Yeşilkaya, K. (2002). Maastricht Kriterleri. <http://www3.kalkinma.gov.tr/DocObjects/Download/2976/kriter.pdf>, (Erişim Tarihi: 11.04.2019).
- Dineri, E. ve Taş, İ. (2016). İkiz Açık Hipotezi: Türkiye’de Teorik ve Ampirik İnceleme. *Akademik Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 4(32), 372-390.
- Dissanayake, D. M. S. B. (2016). Identifying the Relationships between Budget Deficit and Selected Macroeconomic Variables: A Study of Sri Lanka during the Postliberalization Era. 13th International Conference on Business Management, <https://pdfs.semanticscholar.org/b228/8f34f0062b6ca498673aa691364707f378e9.pdf>, (Erişim Tarihi: 12.04.2019).
- Egwaikhide, F. O., Chete, L. N. and Falokun, G. O. (1994). Exchange Rate Depreciation, Budget Deficit and Inflation-The Nigerian Experience. *Nigerian Institute of Social and Economic Research, Research Paper*, N. 26.
- Eğilmez, M. (2015). Beş Derste Ekonomi. *Kendime Yazılar* (15.07.2015). <http://www.mahfielgilmez.com/2015/07/bes-derste-ekonomi.html>, (Erişim Tarihi: 01.04.2019).
- Enders, Z., Müller, G. J. and Scholl, A. (2011). How Do Fiscal and Technology Shocks Affect Real Exchange Rates? New Evidence for The United States. *Journal of International Economics*, 83(1), 53-69.
- Engle, R.F. and Granger, C.W.J. (1987). Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55, 251-276
- EVDS (2019a). Kurlar-Döviz Kurları (\*) (Günlük). <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?evds/serieMarket>, (Erişim Tarihi: 30.03.2019).
- EVDS (2019b). Fiyat Endeksi (Tüketici) (2003=100) (TÜİK) (Aylık). <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?evds/serieMarket>, (Erişim Tarihi: 30.03.2019).
- EVDS (2019c). GSYİH-Harcama Yöntemiyle-Cari Fiyatlarla (TÜİK) (Bin TL) (Üç Aylık). <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?evds/serieMarket>, (Erişim Tarihi: 05.04.2019).
- EVDS (2019d). Genel Bütçe Dengesi ve Finansmanı (Hazine ve Maliye Bakanlığı)(Bin TL)(Aylık). <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?evds/serieMarket>, (Erişim Tarihi: 04.04.2019).

- Gedik, M. A. (2008). Kamu Açıklarına İlişkin Maliye Politikası Uyarlamaları ve İktisadi Etkileri. Ç.Ü. Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 17(1), 245-268.
- Gediz, B. ve Yalçınkaya, H. (2001). Nasıl Bir Bütçe Politikası? Yönetim ve Ekonomi, 7(1), 53-74.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. *Econometrica*, 37, 424-438.
- Granger, C.W.J. and Newbold, P. (1974). Spurious Regressions in Econometrics. *Journal of Econometrics*, 2, 111-120.
- Gujarati, D. N. and Porter, D. C. (2012). *Temel Ekonometri. (5. Basımdan Çeviri)*, Literatür Yayıncılık, İstanbul.
- Güşcan, Y. ve Bilmem, M. E. (2005). The Effects of Budget Deficit Reduction on Exchange Rate: Evidence from Turkey. Dokuz Eylül University, Discussion Paper, N. 05/07.
- Hakkio, C. S. (1996). The Effects of Budget Deficit Reduction on the Exchange Rate. Federal Reserve Bank of Kansas City. *Economic Review*, Third Quarter, 21-38.
- Hsing, Y. (2016). Impacts of Government Debt, the Exchange Rate and Other Macroeconomic Variables on Aggregate Output in Croatia. *Managing Global Transitions*, 14(3), 223-231.
- Hussain, M. A. and Saaed, A. A. J. (2014). The Relationship between Budget Deficits and Macroeconomics Variables in United Arab Emirates: An Empirical Investigation. *Journal of Emerging Trends in Economics and Management Sciences (JETEMS)*, 5(5), 449-456.
- İlgün, M. F., Dumrul, C. ve Aysu, A. (2015). Bütçe Açıklarının Reel Döviz Kuru Üzerindeki Etkileri: Türk Ekonomisi Üzerine Bir Uygulama. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 10(23), 13-30.
- Jahan, S., Mahmud, A. S. and Papageorgiou, C. (2014). What Is Keynesian Economics? *Finance & Development*, 51(3), 53 – 54.
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis Of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.
- Kamacı, A. (2016). Dış Borçların Ekonomik Büyüme ve Enflasyon Üzerine Etkileri: Panel Eşbütünleşme ve Panel Nedensellik Analizi. *International Journal of Cultural and Social Studies (IntJCSS)*, 2(1), 165-175.
- Kaplan, E. (2003). Analitik Bütçe ve Performans Denetimi. [http://www.akademiktisat.net/calisma/kamu\\_maliye/butce\\_performans\\_ekaplan.htm](http://www.akademiktisat.net/calisma/kamu_maliye/butce_performans_ekaplan.htm), (Erişim Tarihi: 5 Nisan 2019).
- Karaca, C. (2014). Uygulanan Para ve Maliye Politikaları Açısından Geçmiş Krizler ve 2008 Küresel Ekonomik Krizinin Karşılaştırmalı Analizi. *Çankırı Karatekin Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 5(1), 263-286
- Khan, R. E. A., Akhtar, A., A. ve Rana, A.S. (2002). Relationship Between Exchange Rate and Budgetary Deficit Empirical Evidence from Pakistan. *Pakistan Journal of Applied Sciences*, 2(8), 839-842.
- Kim, S. and Roubini, N. (2008). Twin Deficit or Twin Divergence? Fiscal Policy, Current Account, and Real Exchange Rate in The US. *Journal of International Economics*, 74(2), 362-383.
- Milo, P. (2012). The Impact of The Budget Deficit on The Currency and Inflation in The Transition Economies. *Journal of Central Banking Theory and Practice*, 1, 25-57.
- Mohammad, S. Nair, M. and Jusoff, K. (2009). Exchange Rates and Export Competitiveness in Selected ASEAN Economies. *International Business Research*, 2(2), 156 – 166.
- Monacelli, T. and Perotti, R. (2010). Fiscal Policy, The Real Exchange Rate and Traded Goods. *The Economic Journal*, 120(544), 437-461.
- Narayan, P. K. and Narayan, S. (2005). Estimating Income and Price Elasticities of Imports For Fiji in a Cointegration Framework. *Economic Modelling*, 22, 423 - 438.
- Narayan, P. K. ve Smyth, R. (2005). Trade Liberalization and Economic Growth in Fiji. An Empirical Assessment Using the ARDL Approach. *Journal of The Asia Pacific Economy*, 10(1), 96-115.
- Narayan, P. K. ve Smyth, R. (2006). What Determines Migration Flows From Low-Income to High-Income Countries? An Empirical Investigation of Fiji-U.S. Migration 1972-2001. *Contemporary Economic Policy*, 24(2), 332-342.
- Nazlıoğlu, Ş. (2015). *Ekonomi Yaz Semineri, Zaman Serisi Analizi Dersi Notları*.
- Özgen, F. B. ve Güloğlu, B. (2004). Türkiye'de İç Borçların İktisadi Etkilerinin Var Tekniği ile Analizi. *METU Studies In Development*, 1, 93-114.
- Peker, O. Sümer, L. ve Aydın, N. (2018). 2008 Küresel Kriz Sonrası Esnek Döviz Kuru Rejiminde Para Politikası Bağımsızlığı: Türkiye ve Brezilya Örneği. *Maliye Dergisi*, 175, 1-30.
- Pesaran, M. H. (1997). The Role of Economic Theory in Modelling The Long Run. *The Economic Journal*, 107(440), 178-191.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. and Smith, R. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.
- Phillips, P. and Perron P. (1988). Testing for A Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75, 335-46.
- Polat, M. A. (2018). Büyük Resesyon Sonrası Makro İhtiyati Politikalar: Türkiye Örneği. Uludağ Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Anabilim Dalı İktisat Bilim Dalı, Yayımlanmamış Doktora Tezi.
- Saysombath, P. and Kyophilavong, P. (2013). Budget Deficit and Real Exchange Rate: Further Evidence from Cointegration and Causality Test for in the Lao PDR. *World Applied Sciences Journal (Economic, Finance and Management Outlooks)*, 28, 43-51.
- Serel, A. ve Bayır, M. (2013). 2008 Finansal Krizinde Para Politikası Uygulamaları: Türkiye Örneği. *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 19, 59-80.



- Srivyal, V. and Venkata, S. S. (2004). Budget Deficits and Other Macroeconomic Variables in India. *Applied Econometrics and International Development*, AEEADE, 4(1), 37-54.
- Stelian, D. A. (2015). Classic and Modern Theories Regarding Budget Balance, Impact of Socio-Economic and Technological Transformations at National, European and International Level. ISETT Institute for World Economy, Romanian Academy, No. 7.
- Şimşek, N. (2014). İkiz Açıklar Hipotezi Türkiye Üzerine Bir İnceleme. Adnan Menderes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Maliye Anabilim Dalı, Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi.
- Uçan, O. ve Atay, S. (2016). Türkiye’de Sağlık Harcamaları ve Büyüme Arasındaki İlişki Üzerine Bir İnceleme. Niğde Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 9(3)
- Vergi Konseyi (2015). Küresel Kriz Ve Türkiye. <https://www.tspb.org.tr/wp-content/uploads/2015/06/K%C3%BCresel-Kriz-ve-T%C3%BCrkiye-2009.pdf>, (Erişim Tarihi: 12.06.2020).
- Yalta, A. Y. (2011). Döviz Kurunun Belirlenmesi. Açık Ders. [http://www.acikders.org.tr/pluginfile.php/2316/mod\\_resource/content/3/bolum13-doviz.pdf?forcedownload=1](http://www.acikders.org.tr/pluginfile.php/2316/mod_resource/content/3/bolum13-doviz.pdf?forcedownload=1), (Erişim Tarihi: 08.04.2019).
- Yavuz, A. (2009). Başlangıcından Bugüne Türkiye’nin Borçlanma Serüveni: Durum ve Beklentiler. SDÜ Fen Edebiyat Fakültesi, Sosyal Bilimler Dergisi, 20, 203-226.
- Yenice, E. (2006). Kamu Kesiminde Performans Ölçümü ve Bütçe İlişkisi. *Sayıştay Dergisi*, 61, 57 – 68.
- Yıldırım, K., Karaman, D. ve Taşdemir, S. (2009). *Makroekonomi*. Seçkin Yayınevi, Ankara.

**EKLER****Ek 1: Analizlerde Kullanılacak Serilerin Grafikleri**

**Not:**Bu grafiklere bakıldığında; BD serisinin (-2) civarında dalgalandığı, RER serisinin 2010 yılından itibaren artış trendine girdiği görülmektedir.

**Ek 2: Korelasyon Matrisi**

<i>Değişkenler</i>	<i>BDSA</i>	<i>RERSA</i>
BDSA	1	-0,05494
RERSA	-0,05494	1

**Not:** Bu tablodaki sonuçlar, BD ile RER arasında zayıf ve zıt yönlü bir ilişkinin var olduğunu göstermektedir.

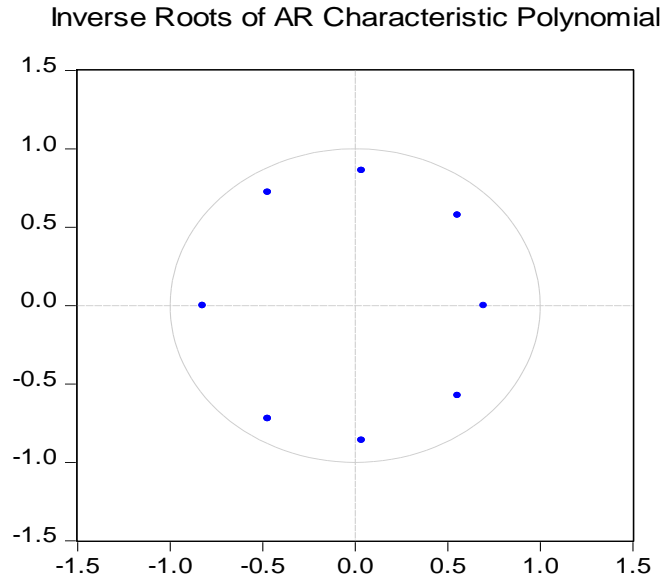
**Ek 3: Optimum Gecikme Uzunluğu Belirleme İşlemi Sonuçları**

Granger nedensellik testi için gerekli olan optimum gecikme uzunluğu belirleme işlemine ait sonuçlar aşağıda yer almaktadır.

<i>Lag</i>	<i>LogL</i>	<i>LR</i>	<i>FPE</i>	<i>AIC</i>	<i>SC</i>	<i>HQ</i>
0	-60,2035	NA	0,051240*	2,704502*	2,784008*	2,734285*
1	-59,531	1,25739	0,059237	2,849173	3,087691	2,938523
2	-56,8589	4,763226	0,062843	2,90691	3,304441	3,055827
3	-55,3863	2,497131	0,070355	3,016794	3,573337	3,225278
<b>4</b>	<b>-46,5521</b>	<b>14,21143*</b>	<b>0,057331</b>	<b>2,806614</b>	<b>3,522169</b>	<b>3,074665</b>
5	-45,3523	1,825822	0,065317	2,928361	3,802928	3,255979

**Not:** LR: sequential modified LR test statistic, FPE: Final prediction error, AIC: Akaike information criterion, SC: Schwarz information criterion, HQ: Hannan-Quinn information criterion.

**Not:** Bu tabloda üzerinde en fazla yıldız (\*) bulunan (0), optimum gecikme uzunluğu olamayacağı için (4) optimum lag olarak alınmıştır. (4) gecikme uzunluğunun sahip VAR modelinin istikrarlı olduğunu gösterebilmek için ters karakteristik kökler grafiği çizilmiş ve aşağıda sunulmuştur.

**Ek 4: Ters Karakteristik Kökler Grafiği**

Yukarıdaki grafikte ters karakteristik kökler birim çember içinde kaldığı için (4) gecikmeli VAR modeli istikrarlıdır. Bu VAR modeline dayanarak yapılacak analizler de güvenilirdir.(4) gecikmeli VAR modelinde otokorelasyon sorunun varlığı LM testi ile sınanmış ve elde edilen bulgular aşağıda sunulmuştur.