

# TÜRKİYE İÇİN İKİZ AÇIKLAR HIPOTEZİ'NİN TAHMİNİ: BİR SINIR TESTİ YAKLAŞIMI

Yrd. Doç. Dr. Hayati Aksu  
Atatürk Üniversitesi  
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi

Doç. Dr. Selim Başar  
Atatürk Üniversitesi  
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi



## Özet

Bu çalışmada Türkiye'deki bütçe açıklarının kronik dış ticaret açıkları üzerindeki etkileri araştırılmıştır. Bu bağlamda bütçe açıkları yanında dış ticaret açıklarını etkilediği düşünülen faiz oranları ile döviz kurunun etkileri de ortaya konulmaya çalışılmıştır. Bu amaçla 1994: 09–2008: 09 dönemine ait veri yardımıyla PESARAN vd. (2001) tarafından geliştirilen sınır testi uygulanmıştır. Çalışmadan elde edilen sonuçlara göre Türkiye'deki bütçe açıkları dış ticaret açıklarının artmasında gerek uzun gerekse kısa dönemde önemli bir rolü bulunmamaktadır. Elde edilen bulgular dış ticaret açıklarının kendi kendini besleyen bir yapı sergilediğini, faiz oranlarındaki artışların dış ticaret açıkları üzerinde azaltıcı bir etkiye sahip olduğunu, döviz kurunun ise dış ticaret açıkları üzerinde herhangi bir etkiye sahip bulunmadığını göstermektedir.

**Anahtar Kelimeler:** İkiz açıklar, Ricardo'cu eşdeğerlik, sınır testi, dış açık, bütçe açığı.

**JEL Sınıflandırması:** E62, H62, F41.

## *Testing Twin Deficits Hypothesis for Turkey: A Bound Testing Approach*

### Abstract

In this study, the impact of Turkish budget deficits on its own chronic trade deficits have been investigated. In this context, beside the budget deficits, the impact of interest rates and exchange rates which deliberated the other determinants of trade deficits are attempted to be revealed. For this purpose, Bound Testing Approach developed by PESARAN et al. (2001) was applied by using 1994: 09-2008: 09 data. Obtained results indicate that there is insignificant impact of budget deficits on trade deficits in Turkish economy both short term and long term period. The findings are as follows: Trade deficits foster by itself, rising interest rate have reducing effect on trade deficits, even if there is ambiguous effect of exchange rates on trade deficits.

**Keywords:** Twin deficits, Ricardian equivalence, bound testing, external deficit, budget deficit.

**JEL Classification:** E62, H62, F41.

## Türkiye İçin İkiz Açıklar Hipotezi'nin Tahmini: Bir Sınır Testi Yaklaşımı

### 1. Giriş

1980 yılından sonra Batılı gelişmiş ülkelerde ve özellikle ABD’nde ortaya çıkan büyük ölçekli bütçe ve dış ticaret açıkları önemli bir tartışma konusu olmuştur. Bu bağlamda ulusal gelir modelinin iki temel bileşeni olan kamu kesimi ve dış ticaret arasındaki ilişkiler sorgulanır hale gelmiştir. Bu ilişkilerin başında dönemin ABD Ekonomik Danışmanlar Konseyi Başkanı Martin Feldstein tarafından isimlendirilen “İkiz Açıklar Hipotezi” (İAH) gelmektedir. Bu dönemden başlayarak bütçe ve dış ticaret açıkları arasındaki ilişkilerin araştırılmasına yönelik çabalar gittikçe artmıştır. Bu çalışmalar özellikle bütçe açıklarının dış ticaret açıkları üzerindeki etkisinin araştırılmasına odaklanmıştır.

Dışa açık büyüme modelini benimsediği 1980 yılından beri Türkiye de yüksek dış ticaret açıkları ile karşılaşmıştır. Artan dış açıklar finansman sorununu beraberinde getirmiş 1994 ve 2001 dönemlerinde iki büyük finansal kriz ortaya çıkmıştır. Bu krizler sonucunda yüksek devalüasyonlar yapılmıştır. Halen söz konusu açıklar Türkiye’de tartışma konusu olmaya devam etmektedir.

Bütçe açıklarında da paralel hareketler ortaya çıkmıştır. 1980 sonrası dönemde büyüme ve kalkınma amacına yönelik alt yapı harcamalarındaki artışlar, çeşitli kesimlere verilen teşvikler gibi nedenlere ilave olarak sıklıkla yapılan genel ve yerel seçimlerin popülist harcama ve gelir politikalarını tetiklemesi ile birlikte kamu açıkları ve borçlanma miktarları giderek yükselmiştir. Bu bağlamda kamu, özellikle borçlanma gereği yolu ile faiz oranlarının temel belirleyici aktörü haline gelmiştir.

Bu çalışmanın amacı Türkiye'nin yaşadığı kronik dış ticaret açıkları üzerinde bütçe açıklarının etkili olup olmadığının araştırılmasıdır. Çalışmanın 2. bölümünde bütçe açıklarının dış ticaret açıkları üzerindeki etkileri üzerinde durulmakta ve konu ile ilgili teorik ve uygulamalı çalışmalardan örnekler verilmektedir. 3. bölümde Türkiye'deki bütçe açıklarının dış ticaret açıkları üzerindeki etkisi ampirik olarak araştırılmaktadır. Son bölüm ise sonuç ve değerlendirmelere ayrılmıştır.

## 2. Bütçe Açıklarının Dış Ticaret Açıkları Üzerindeki Etkisi: İkiz Açıklar Hipotezi

İkiz Açıklar Hipotezi (İAH) bütçe açıklarının dış ticaret açıklarını artırıcı bir etkiye sahip olduğunu ifade eder. İkiz açıkların oluşumunu açıklayan iki teorik temel mevcuttur. Bunlardan ilki Keynesyen harcama denklemidir. Buna göre bilinen harcama denkleminin yeniden düzenlenmesi ile,

$$(M-X) = (G-T) + (I-S)$$

denkliği elde edilir. Buna göre bir ülkenin dış ticaret açıkları bütçe açıklarından ve/veya yatırımların tasarrufları aşmasından kaynaklanmaktadır. Burada açık veren bütçe gelirin artmasına yol açmakta, artan gelir ise ithalat talebini yükselterek dış açıkları artırmaktadır.

İkiz açıkların açıklanmasındaki ikinci yaklaşım ise daha dolaylı bir etkiyi ifade eden Feldstein Zinciri Yaklaşımı'dır (Gök/Altay, 2007: 188). Buna göre bütçe açıklarındaki artışlar kamu kesimi borçlanma gereğini artıracak ve iç borçlanmadaki artış sonucunda ulusal faiz oranlar yükselecektir. Tam sermaye mobilitesi varsayımı altında, artan faiz oranları yurt dışı fonların ülkeye girişini hızlandıracak ve esnek döviz kuru sistemi durumunda döviz kuru düşecektir. Döviz kurunun düşmesi ise ihracatı azaltıcı, ithalatı artırıcı baskı meydana getirecek ve dış ticaret açığı yükselecektir.

1980 sonrası dönem literatüründe İAH'yi destekleyen bulgulara ulaşılan birçok çalışma mevcuttur. Bu bağlamda Darrat (1988), Abell (1990), Zietz/Pemberton (1990), Bachman (1992), Bahmani-Oskooee (1989 ve 1992), Rosenweig/Tallman (1993), Vamvoukas (1999) ile Fidrmuc (2003) İAH'ni destekleyen bulgulara ulaşmışlardır. Türkiye için yaptıkları çalışmasında Başar (1999) 1980: 01–1997: 12 dönemini kapsayan çalışmasında Türkiye'deki bütçe açıklarının dış ticaret açıklarını faiz oranı ve kur yoluyla etkilediğini buna karşılık dış ticaret açıklarının bütçe açıklarını doğrudan etkilediği sonucuna ulaşmıştır. Kutlar/Şimşek (2001) 1984–2000 dönem için çeyrek dönemli veri kullanmışlar ve dış ticaret açığı ve bütçe açığı arasında hem kısa hem de uzun dönemde güçlü nedensellik olduğu sonucuna varmışlardır. Benzer sonuçlar

1987–2001 dönemini kapsayan veri kullanan Akbostancı/Tunç (2002) ve 1975–2002 dönemine ait veri ile yaptıkları çalışmalarında Yücel/Ata (2003) tarafından da elde edilmiştir. Utkulu (2003) da Türkiye için daha uzun bir dönem araştırdığı (1950–2000) çalışmasında İAH’ni desteklemiştir. Yıldız (2006) 1994–2005 dönemine ait veri kullandığı çalışmasında Türkiye için İAH’ın geçerli bir hipotez olduğu sonucuna varmıştır. İAH’nin Türkiye için geçerliliğini 1989-2005 dönemi veri yardımıyla araştıran Gök/Altay (2007), söz konusu hipotezin kısa dönemde geçerli, uzun dönemde ise geçersiz olduğu sonucuna varmışlardır.

İAH’nin aksi görüşü ise Ricardocu Eşdeğerlik Hipotezi (REH) temsil etmektedir. BARRO (1974 ve 1989) tarafından yeniden gündeme getirilen REH’ne göre bütçe açıklarında sözgelisi vergi indirimleri yoluyla ortaya çıkan bir artışın ekonomiye bir etkisi yoktur. Nitekim karar birimleri bugünkü bir vergi indiriminin gelecekteki bir vergi artışı ile finanse edileceğine inanırlar. Bu durumda da davranışlarını değiştirmezler. Bu nedenle bütçe açıklarının da ekonomide herhangi bir reel etkide bulunması mümkün değildir. Bu bağlamda çeşitli çalışmalarda (Evans, 1988; Miller/Russek, 1989; Dewald/Ulan, 1990; Enders/Lee, 1990; Evans/Hassan, 1994; KIM: 1995; Kaufmann vd., 2002; Corsetti/Muller, 2006) bütçe ve dış ticaret açıkları arasında herhangi bir ilişki elde edilememiş ve REH teyit edilmiştir. Türkiye için yapılan bir takım çalışmalarda da benzer sonuçlar elde edilmiştir. Kuştepe’li’nin (2001), 1975–1995 dönemi veri ile yaptığı çalışmasında ve Aksu/Başar’ın (2005) 1989: 1–2003: 12 dönemi için, uyguladıkları VAR analizi ve Granger nedensellik testi sonuçlarına göre İAH’nin Türkiye ekonomisi için geçerli olduğuna dair herhangi bir bulguya ulaşılmamıştır.

### 3. İkiz Açıklar Hipotezi’nin Türkiye İçin Test Edilmesi

İAH’nin Türkiye için test edilmesinde önce veri ve model açıklanmış, daha sonra yöntem ve bulgular verilmiştir.

#### 3.1. Veri ve Model

Çalışmada 1994: 09–2008: 09 dönemine ait veri kullanılmaktadır. Veri ve kaynakları Tablo 1’de verilmiştir. Analizlerde FAİZ değişkeni dışındaki tüm değişkenlerin logaritmaları alınmıştır.

Tablo 1. Veri

| Değişken | Tanımlama  | Kaynak     |
|----------|--|------------|
| DA       | Dış Ticaret Açığı, İthalat/İhracat olarak alınmıştır.  | TCMB       |
| BA       | Bütçe Açığı, Bütçe Giderleri/Bütçe Gelirleri olarak alınmıştır.                                | TCMB ve MB |
| KUR      | ABD Doları Nominal Kuru  | TCMB       |
| FAİZ     | 1 Aylık Ağırlıklandırılmış Ortalama Mevduat Faiz Oranı   | TCMB       |
| d1       | Krizi Temsil eden Gölge Değişken: 2001 Şubat, Mart ve Nisan Ayları için 1, diğerleri için 0.   |            |
| d2       | Dalgalı Kura Geçişini Temsil eden Gölge Değişken: 2001 Şubat ve Sonrası için 1, Öncesi için 0. |            |

Çalışmada kullanılan model,

$$DA_t = a_0 + a_1 BA_t + a_2 KUR_t + a_3 FAİZ_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Şeklinde tanımlanmıştır.

### 3.2. Yöntem ve Bulgular

Çalışmada öncelikle durağan olmayan zaman serileri kullanılması nedeniyle ortaya çıkabilen sahte regresyon sorunundan kaçınmak için, verinin zaman serisi özellikleri araştırılmıştır. Verinin durağanlığının araştırılması için Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (KPSS) durağanlık testi uygulanmıştır. Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) birim kök testlerinin aksine KPSS durağanlık testinin gecikme uzunluğuna aşırı duyarlı olmaması, söz konusu testin en güçlü yanıdır.

Çalışmada kullanılan veriye ait KPSS durağanlık testi sonuçları Tablo 2'de verilmiştir.

Tablo 2. KPSS durağanlık testi sonuçları (Sabit ve Trendli)

| Değişkenler                                     | I(0)         | I(1)   |
|---|--------------|--------|
| DA  | 0.119*       | 0.039* |
| BA  | 0.294        | 0.074* |
| KUR   | 0.408        | 0.082* |
| FAİZ  | 0.172        | 0.029* |
| <b>0.05 anlamlılık düzeyi için kritik değer</b> | <b>0.146</b> |        |

Kritik değer Kwiatkowski vd., (1992) Tablo 1'den alınmıştır.

Tablo 2’de verilen sonuçlara göre, DA değişkeni dışındaki tüm değişkenler fark durağandırlar. Değişkenlerin aynı dereceden durağan olmamaları bilinen eşbütünleşme tekniklerinin kullanımına izin vermemektedir. Bu nedenle değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönem ilişkiyi tahmin etmede Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen Sınır Testi Yöntemi (Bound Testing Approach) kullanılmaktadır. Nitekim sınır testi yaklaşımı, modele giren değişkenlerin aynı dereceden durağan olmalarını şart koşturmamakta ve bu yönüyle diğer eşbütünleşme yaklaşımlarına karşı üstünlük sağlamaktadır. Sınır testi, bir kısıtlanmamış hata düzeltme modeline (Unrestricted Error Correction Model; UECM) dayanır. Değişkenler arasındaki uzun dönem ve kısa dönem ilişkiler yine Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen ARDL (Autoregressive Distributed Lag) modeli kullanılarak tahmin edilir. Bir ARDL modeli, çalışmada kullanılan model için aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$\begin{aligned} \Delta \mathbf{DA}_t = & a_0 + a_1 \mathbf{DA}_{t-1} + a_2 \mathbf{BA}_{t-1} + a_3 \mathbf{KUR}_{t-1} + a_4 \mathbf{FAİZ}_{t-1} + a_5 \mathbf{TREND} \\ & + \sum_{i=1}^m a_{6i} \Delta \mathbf{DA}_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{7i} \Delta \mathbf{BA}_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{8i} \Delta \mathbf{KUR}_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{9i} \Delta \mathbf{FAİZ}_{t-i} + a_{10} \mathbf{d}_1 + \\ & a_{11} \mathbf{d}_2 + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

Burada eşbütünleşme ilişkisi, önce (2) no’lu eşitlikle verilen model trendli ve trendsiz olarak en küçük kareler yöntemi (EKK) ile iki defa tahmin edilmekte daha sonra da trendli model için;

$$H_0 : a_1 = a_2 = a_3 = a_4 = a_5 = 0 \quad H_1 : a_1 \neq a_2 \neq a_3 \neq a_4 \neq a_5 \neq 0$$

(Hesaplanan test istatistiği:  $F_{IV}$ )

$$H_0 : a_1 = a_2 = a_3 = a_4 = 0 \quad H_1 : a_1 \neq a_2 \neq a_3 = a_4 \neq 0$$

(Hesaplanan test istatistiği:  $F_V$ )

$$H_0 : a_1 = 0 \quad H_1 : a_1 \neq 0,$$

(Hesaplanan test istatistiği:  $t_v$ )

Trendsiz model için ise;

$$H_0 : a_1 = a_2 = a_3 = a_4 = 0 \quad H_1 : a_1 \neq a_2 \neq a_3 \neq a_4 \neq 0$$

(Hesaplanan test istatistiği:  $F_{III}$ )

$$H_0 : a_1 = 0 \quad H_1 : a_1 \neq 0$$

(Hesaplanan test istatistiği:  $t_{III}$ )

hipotezlerinin test edilmesi suretiyle araştırılmaktadır. Daha sonra WALD testiyle hesaplanan  $F$  istatistikleri ile bağımlı değişkenin bir gecikmeli seviye

değerinin  $t$  istatistiği PESARAN vd. (2001) çalışmasında verilen çeşitli önem düzeylerindeki alt ve üst sınır değerleri ile karşılaştırılmaktadır. Hesaplanan  $F$  ve  $t$  istatistikleri, söz konusu alt ve üst sınır değerlerinin içinde kaldığında değişkenler arasında eşbütünleşme olup olmadığı hakkında bir karar verilememektedir. Aksine hesaplanan  $F$  ve  $t$  istatistikleri üst kritik değer üzerinde ise seriler arasında bir eşbütünleşme ilişkisi olduğuna, alt sınır değer altında ise eşbütünleşme ilişkisinin bulunmadığına karar verilir.

Sınır testi yönteminin uygulamasının başlangıcında (2) no'lu eşitlik EKK ile tahmin edilirken önce eşitlikte yer alan değişkenler için maksimum gecikme uzunluğu belirlenir. Bağımlı değişkenin gecikme derecesi 1'den; bağımsız değişkenlerin gecikme dereceleri ise 0'dan başlamak üzere belirlenecek maksimum gecikme uzunluğuna kadar (2) numaralı eşitlik tek tek tahmin edilir. Her bir gecikme derecesi için tahmin edilen eşitliklere ait Breusch-Godfrey (B-G) Ardışık Bağımlılık Test istatistikleri ile Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ve Schwarz Bilgi Kriteri (SC) değerlerine bakılmak suretiyle sınır testi uygulanacak eşitlik ya da eşitlikler seçilir.

ARDL Modeli'nin gecikme derecelerinin uygun seçimi, kalıntılardaki seri korelasyon ve içsel regresörler problemini eş zamanlı olarak düzeltmeye yeterli olmaktadır (Pesaran/Shin, 1999: 16).

Bu çalışmada (2) no'lu eşitlik için maksimum gecikme uzunluğu 12 olarak alınmış, her bir gecikme derecesindeki trendli ve trendsiz tahminlere ait AIC ve SC değerleri ile birinci, altıncı ve onikinci dereceden B-G Ardışık Bağımlılık LM test istatistikleri Tablo 3'te verilmiştir.

*Tablo 3. Eşbütünleşme Testi için Uygun Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi*

|     | Trendli |            |          |          |          | Trendsiz   |            |          |        |          |
|-----|---------|------------|----------|----------|----------|------------|------------|----------|--------|----------|
|     | AIC     | SC         | LM (1)   | LM (6)   | LM (12)  | AIC        | SC         | LM (1)   | LM (6) | LM (12)  |
| EQ1 | -1.909  | -<br>1.630 | 1.337    | 7.046    | 24.271** | -<br>1.918 | -<br>1.658 | 1.274    | 5.658  | 23.048** |
| EQ2 | -1.899  | -<br>1.540 | 0.827    | 8.023    | 23.119** | -<br>1.905 | -<br>1.659 | 0.895    | 6.856  | 21.740** |
| EQ3 | -1.863  | -<br>1.432 | 6.976*** | 13.167** | 26.037** | -<br>1.874 | -<br>1.462 | 6.674*** | 12.556 | 25.352** |
| EQ4 | -1.898  | -<br>1.389 | 2.595    | 3.650    | 23.429** | -<br>1.906 | -<br>1.416 | 2.227    | 2.765  | 22.805** |
| EQ5 | -1.861  | -<br>1.275 | 3.392*   | 5.011    | 25.624** | -<br>1.865 | -<br>1.298 | 2.474    | 3.492  | 24.493** |
| EQ6 | -1.824  | -<br>1.159 | 2.172    | 4.004    | 23.234** | -<br>1.818 | -<br>1.173 | 1.059    | 1.999  | 22.415** |

|      |               |                   |              |              |               |                   |                   |              |              |               |
|------|---------------|-------------------|--------------|--------------|---------------|-------------------|-------------------|--------------|--------------|---------------|
| EQ7  | -<br>1.786.   | -<br>1.043        | 4.179**      | 6.367        | 28.693***     | -<br>1.774        | -<br>1.049        | 4.243**      | 6.288        | 30.393***     |
| EQ8  | -1.789        | -<br>0.966        | 7.706**      | 16.022**     | 31.158***     | -<br>1.776        | -<br>0.972        | 10.663*      | 19.934***    | 33.726***     |
| EQ9  | -1.811        | -<br>0.907        | 3.847**      | 18.626***    | 28.989***     | -<br>1.811        | -<br>0.926        | 4.144**      | 19.238***    | 31.093***     |
| EQ10 | -1.789        | -<br>0.805        | 0.968        | 13.587**     | 25.444**      | -<br>1.789        | -<br>0.824        | 0.478        | 14.646***    | 28.922***     |
| EQ11 | <b>-1.800</b> | -<br><b>0.734</b> | <b>0.126</b> | <b>3.773</b> | <b>12.722</b> | -<br><b>1.792</b> | -<br><b>0.745</b> | <b>0.149</b> | <b>6.300</b> | <b>12.278</b> |
| EQ12 | -1.754        | -<br>0.605        | 1.868        | 7.940        | 21.618**      | -<br>1.753        | -<br>0.623        | 2.353        | 10.651*      | 28.812***     |

(\*), (\*\*) ve (\*\*\*), sırasıyla 0.10, 0.05 ve 0.01 önem düzeyinde otokorelasyonun varlığına işaret eder.

Tablo 3'te yer alan LM istatistiklerine göre sadece 11 gecikmeli trendli ve trendsiz eşitliklerin hata terimlerinde otokorelasyon olmadığı görülmektedir. Dolayısıyla AIC ve SC kriterlerini dikkate almadan 11 gecikmeli eşitliklerde değişkenler arasında eşbütünleşme olup olmadığı yukarıda anlatılan  $F$  ve  $t$  istatistikleri yardımıyla araştırılabilir. Söz konusu istatistikler Tablo 4'te, kritik değerleri ise Tablo 5'te verilmiştir.

Tablo 4. Eşbütünleşme Testi İçin Seçilen 11 Gecikmeli Eşitlikten Hesaplanan  $F$  ve  $t$  İstatistikleri

| Trendli                | Trendsiz                 |
|------------------------|--------------------------|
| $t_v = -5.144^{***}$   | $t_{III} = -4.923^{***}$ |
| $F_{IV} = 6.185^{***}$ | $F_{III} = 7.101^{***}$  |
| $F_v = 7.654^{***}$    |                          |

(\*\*\*), 0.01 önem düzeyinde eşbütünleşme olduğunu gösterir.

Tablo 5. PESARAN vd. (2001: 300-302)' den alınan kritik değerler

|          | Trendli Eşitlik Kritik Değerleri |                  |                  |           | Trendsiz Eşitlik Kritik Değerleri |                  |                   |
|----------|----------------------------------|------------------|------------------|-----------|-----------------------------------|------------------|-------------------|
|          | 0.10                             | 0.05             | 0.01             |           | 0.10                              | 0.05             | 0.01              |
| $t_v$    | -3.13 --<br>3.84                 | -3.41 --<br>4.16 | -3.96 --<br>4.70 | $t_{III}$ | -2.57 --<br>3.46                  | -2.86 --<br>3.78 | -3.43 --<br>-4.37 |
| $F_{IV}$ | 2.97 --<br>3.74                  | 3.38 --<br>4.23  | 4.30 --<br>5.23  | $F_{III}$ | 2.72 --<br>3.77                   | 3.23 --<br>4.35  | 4.29 --<br>5.61   |



|                |                |                |                |  |  |  |  |
|----------------|----------------|----------------|----------------|--|--|--|--|
| F <sub>v</sub> | 3.47 –<br>4.45 | 4.01 –<br>5.07 | 5.17 –<br>6.36 |  |  |  |  |
|----------------|----------------|----------------|----------------|--|--|--|--|

Tablo 4’de her iki eşitlik için hesaplanan  $F$  ve  $t$  istatistikleri Tablo 5’te PESARAN vd. (2001)’ den alınan kritik değerler ile karşılaştırıldığında söz konusu değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin olduğuna dair güçlü bulgular elde edilmiştir.

Değişkenler arasında uzun dönem ilişkinin olduğuna karar verildikten sonra, ARDL yaklaşımıyla değişkenlerin seviye değerlerinin yer aldığı aşağıdaki (3) no’lu eşitlik EKK yöntemiyle tahmin edilmiştir.

$$DA_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} DA_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{2i} BA_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{3i} KUR_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{4i} FAİZ_{t-i} + v_t \quad (3)$$

Tablo 6. Tahmin Edilen Uzun Dönem ARDL (2,1,1,1) Dış Açık Eşitliği

|   | Katsayı | t      | p     |
|---|---------|--------|-------|
| Sabit   | 0.146   | 5.013  | 0.001 |
| DA <sub>t-1</sub>   | 0.416   | 5.530  | 0.001 |
| DA <sub>t-2</sub>   | 0.276   | 3.798  | 0.001 |
| BA <sub>t</sub>   | -0.051  | -1.168 | 0.244 |
| BA <sub>t-1</sub>   | 0.080   | 1.853  | 0.065 |
| KUR <sub>t</sub>  | -0.131  | -0.598 | 0.551 |
| KUR <sub>t-1</sub>  | 0.100   | 0.455  | 0.649 |
| FAİZ <sub>t</sub>   | -0.076  | -2.558 | 0.011 |
| FAİZ <sub>t-1</sub>   | -0.065  | -1.887 | 0.061 |
| $R^2 = 0.60$ $\bar{R}^2 = 0.58$ $F = 30.239$ $Pr ob.F = 0.000$ $DW = 2.079$ |         |        |       |

Tahmin edilen ARDL (2, 1, 1, 1) eşitliğinden hareketle hesaplanan, dış açıkla bütçe açığı, döviz kuru ve faiz oranı arasındaki uzun dönemli ilişkiye ait eşitlik aşağıdaki gibidir:

$$DA_t = 0.4758 + 0.0926 BA_t - 0.1028 KUR_t - 0.4630 FAİZ_t + v_t \quad (4)$$

(0.0578) (0.1495) (0.0258) (0.1410)

[8.229] [0.619] [-3.973] [-3.283]

Eşitlikte yer alan parantez içindeki değerler her bir değişkenin standart hatasını; köşeli parantez içindeki değerler ise  $t$  istatistiklerini ifade etmektedir. Uzun dönemli ilişkide yer alan değişkenlerin işaretleri beklendiği gibidir. BA değişkeni dışındaki tüm değişkenlerin katsayıları istatistik olarak oldukça anlamlıdır.

Değişkenler arasındaki kısa dönemli ilişki ise, hata düzeltme terimi (HDT) eklenerek aşağıdaki eşitlik yardımıyla tahmin edilebilir:

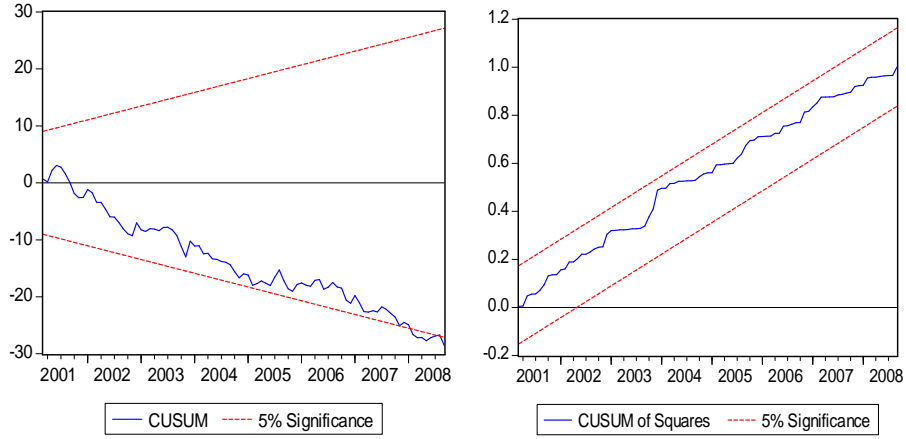
$$\Delta \mathbf{DA}_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^m \delta_{1i} \Delta \mathbf{DA}_{t-i} + \sum_{i=0}^m \delta_{2i} \Delta \mathbf{BA}_{t-i} + \sum_{i=0}^m \delta_{3i} \Delta \mathbf{KUR}_{t-i} + \sum_{i=0}^m \delta_{4i} \Delta \mathbf{FAİZ}_{t-i} + \delta_5 \mathbf{HDT}_{t-1} + \delta_6 \mathbf{d}_1 + \delta_7 \mathbf{d}_{2+} + \delta_8 \mathbf{TREND} \quad (5)$$

Bu eşitlikteki hata düzeltme terimi yukarıda tahmin edilen uzun dönemli ARDL (2,1,1,1) modelinin hata terimlerinin 1 gecikmeli değerleridir. Kısa dönemli modelde uzun dönemli modelde olduğu gibi ARDL (2,1,1,1) formunda ve değişkenlerin birinci farkları alınarak tahmin edilmiştir. Tahmin sonuçları Tablo 7’de verilmiştir.

Tablo 7. Tahmin Edilen Kısa Dönem ARDL (2,1,1,1) Dış Açık Eşitliği

|                              | Katsayı | t      | p     |
|------------------------------|---------|--------|-------|
| Sabit                        | -0.026  | -1.111 | 0.268 |
| $\Delta \mathbf{DA}_{t-1}$   | 0.807   | 3.220  | 0.001 |
| $\Delta \mathbf{DA}_{t-2}$   | 0.359   | 2.930  | 0.003 |
| $\Delta \mathbf{BA}_t$       | -0.062  | -1.456 | 0.147 |
| $\Delta \mathbf{BA}_{t-1}$   | 0.083   | 1.681  | 0.094 |
| $\Delta \mathbf{KUR}_t$      | -0.251  | -1.069 | 0.286 |
| $\Delta \mathbf{KUR}_{t-1}$  | 0.279   | 1.239  | 0.217 |
| $\Delta \mathbf{FAİZ}_t$     | -0.086  | -2.673 | 0.008 |
| $\Delta \mathbf{FAİZ}_{t-1}$ | -0.047  | -1.551 | 0.122 |
| $\mathbf{HDT}_{t-1}$         | -1.496  | -5.413 | 0.001 |
| $\mathbf{d}_1$               | 0.122   | 1.219  | 0.224 |
| $\mathbf{d}_2$               | -0.113  | -2.958 | 0.003 |
| TREND                        | 0.001   | 2.533  | 0.012 |

$$\begin{aligned} \bar{R}^2 &= 0.338 \quad \text{Tah.St.Hat.} = 0.091 \quad \text{AIC} = -1.858 \quad \text{SC} = -1.615 \quad \chi^2_{\text{BG}(1)} = 4.64 \\ [0.04] \quad \chi^2_{\text{BG}(6)} &= 6.77 [0.35] \quad \chi^2_{\text{BG}(12)} = 21.71 [0.04] \quad \chi^2_{\text{White}} = 86.25 [0.37] \quad \chi^2_{\text{JB}} = \\ &5.287 [0.071] \end{aligned}$$



Modelin diagnostik test sonuçları, tahminin genelde başarılı olduğuna işaret etmektedir. Breusch-Godfrey Ardışık Bağımlılık testi dışında Değişken varyans White testi ve Jarque-Bera normallik testi sonuçları tatminkar düzeydedir. Cusum ve Cusum-Q grafikleri de regresyon katsayıları ile hata terimleri varyansının istikrarlı olduğunu göstermektedir. Hata düzeltme terimi beklediği gibi negatif işaretli ve istatistik olarak anlamlı çıkmıştır. Terimin katsayısının -1 ile -2 arasında olması, sistemin azalan ve dalgalı olarak denge patikasına yöneldiğini ifade etmektedir (Narayan/Smyth, 2006: 339). Tablo 7'den elde edilen sonuçlara göre, dış ticaret açıkları kendi kendini besleyen bir yapıya sahiptir. Bütçe açıkları ise gecikmeli olarak dış ticaret açıklarını artırmakla birlikte söz konusu etki marjinal niteliktedir. Kurun dış ticaret açıkları üzerindeki etkisi belirsiz iken faiz oranlarındaki artışların dış ticaret açıklarını azaltıcı etkiye sahip olduğu görülmektedir.

#### 4. Sonuçlar ve Değerlendirmeler

Bu çalışmada 32 sayılı karar sonrası dönem için aylık veri ile Türkiye'deki bütçe açıklarının dış ticaret açıkları üzerindeki etkisinin araştırılması amaçlanmıştır. Bütçe açıklarının dış ticaret açıkları üzerindeki etkisinin araştırıldığı kısa ve uzun dönemli analizlerden elde edilen sonuçlar karşılaştırıldığında, bütçe açıklarının dış ticaret açıkları üzerindeki etkisinin her

iki dönemde de aynı yönlü olduğu, ancak uzun dönemdeki anlamlılığının istatistiki olarak düşük olduğu görülmektedir. Kur ve faiz oranları dış ticaret açıklarını uzun dönemde istatistik olarak anlamlı ve negatif yönlü olarak etkilemektedir. Kısa dönemde ise kurun etkisi istatistik olarak anlamlı değildir. Faiz oranı cari değeri ile aynen uzun dönemde olduğu gibi kısa dönemde de dış ticaret açıklarını negatif yönde ve istatistik olarak anlamlı bir şekilde etkilemektedir.

Çalışmadan elde edilen sonuçlara göre Türkiye'deki bütçe açıklarının dış ticaret açıklarının artmasında gerek uzun gerekse kısa dönemde kayda değer bir rolü olmadığı söylenebilir. Elde edilen bulgular Bachman (1992), Bahmani-Oskooee (1989 ve 1992), Rosenweig/Tallman (1993), Vamvoukas (1999) İle Fidrmuc (2003) ile Türkiye için yapılan Başar (1999), Kutlar/Şimşek (2001) Akbostancı/Tunç (2002), Yücel/Ata (2003), Utkulu (2003) ve Yıldız (2006) tarafından elde edilen sonuçları teyit etmemektedir. Buna karşılık çalışmadan elde edilen sonuçlar Evans (1988), Miller/Russek (1989), Dewald/Ulan (1990) Enders/Lee (1990), Evans/Hassan (1994), Kim (1995), Kaufmann vd. (2002), Corsetti/Muller (2006) ile Türkiye üzerine yapılan çalışmalardan Kuştepe (2001) ve Aksu/Başar (2005) tarafından elde edilen sonuçlarla uyumludur.

## Kaynakça

- ABELL, J. D. (1990), "Twin Deficits during the 1980s: An Empirical Investigation," *Journal of Macroeconomics*, 12: 81-96.
- AKBOSTANCI, E./TUNÇ, G.İ. (2002), "Turkish Twin Deficits: An Error Correction Model of Trade Balance," *ERC Working Papers*, WPN: 01/06.
- AKSU, H./BAŞAR, S. (2005), "İkiz Açıklar Hipotezinin Türkiye Açısından Araştırılması", *İktisat, İşletme ve Finans Dergisi*, 20: 109-14.
- BACHMAN, D. D. (1992), "Why is the US Current Account deficit so Large? Evidence from Vector Autoregressions," *Southern Economic Journal*, 59: 232-40.
- BAHMANI-OSKOOEE, M. (1989), "Effects of the U.S. Government Budget Deficits on its Current Account: An Empirical Inquiry," *Quarterly Review of Economics and Finance*, 29/4: 76-91.
- BAHMANI-OSKOOEE, M. (1992), "What are the Long-run Determinants of the US Trade Balance?," *Journal of Post Keynesian Economics*, 14: 85-97.
- BARRO, R. J. (1974), "Are Government Bonds Net Wealth?," *Journal of Political Economy*, 82/6: 1095-117.
- BARRO, R. J. (1989), "The Ricardian Approach to Budget Deficits," *Journal of Economic Perspectives*, 3/2: 37-54.
- BAŞAR, S. (1999), *Türkiye'de Bütçe ve Dış Ticaret Açıkları* (Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü).
- CORSETTI, G./MULLER, J. M. (2006), "Budget Deficits and Current Accounts: Openness and Fiscal Persistence," *Economic Policy*, 21/48: 598-638.
- DARRAT, A. F. (1988), "Have Large Budget Deficits Caused Rising Trade Deficits?," *Southern Economic Journal*, 54: 879-87.

- DEWALD, W. G./ ULAN, M. (1990), "The Twin-deficit Illusion," *Cato Journal*, 10: 689-707.
- ENDERS, W./LEE, B. S. (1990), "Current account and budget deficits: twins or distant cousins?," *The Review of Economics and Statistics*, 72: 373-81.
- EVANS, P. (1988), *Do budget deficits affect the current account* (Unpublished paper, Ohio State University).
- ENDERS, W./LEE, B. S. (1990), "Current Account and Budget Deficits: Twins or Distant Cousins?," *The Review of Economics and Statistics*, 72: 373-81.
- EVANS, P./HASAN I. (1994), "Are consumers Ricardian? Evidence for Canada," *Quarterly Review of Economics and Finance*, 34: 25-40.
- FELDSTEIN, M. (1992), "The Budget and Trade Deficits Aren't Really Twins," *NBER Working Paper*, 3966.
- FIDRMUC, J. (2003), "The Feldstein-Horioka Puzzle and Twin Deficits in Selected Countries," *Economics of Planning*, 36: 135-52.
- GÖK, B./ALTAY, N. O. (2007), "Türkiye'de İkiz Açıklar Hipotezi: 1989-2005," *TİSK Akademi Dergisi*, 2/3: 187-96.
- GRANGER, C. J. W./NEWBOLD, P. (1974), "Spurious Regressions in Econometrics," *Journal of Econometrics*, 2: 111-20.
- KAUFMANN, S./SCHARLER, J./WINCKLER, G. (2002), "The Austrian current account deficit: Driven by Twin Deficits or by Intertemporal Expenditure Allocation?," *Empirical Economics*, 27: 529-42.
- KIM, K. H. (1995), "On the Long-run Determinants of the US Trade Balance: A Comment," *Journal of Post Keynesian Economics*, 17: 447-55.
- KUŞTEPELİ, Y. R. (2001), "An Empirical Investigation of the Feldstein Chain for Turkey," *Dokuz Eylül Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi*, 2/1: 99-108.
- KUTLAR, A./ŞİMŞEK, M. (2001), "Türkiye'deki Bütçe Açıklarının Dış Ticaret Açıklarına Etkileri, Ekonometrik bir Yaklaşım: 1984(4)-2000(2)," *Dokuz Eylül Üniversitesi İİBF Dergisi*, 16/1: 1-13.
- KWIATKOWSKI, D./ PHILLIPS, P. C. B./SCHMIDT, P./SHIN, Y.(1992), "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure are We that Economic Time Series have a Unit Root?," *Journal of Econometrics*, 54: 159-178.
- MILLER, S. M./RUSSEK, F. S. (1989) "Are the Twin Deficits really Related?," *Contemporary Policy Issues*, 7: 91-115.
- NARAYAN, P. K./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: 332-42.
- PESARAN, M.H. & SHIN, Y. (1999), "An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis," STORM, S. (ed.), *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century, The Ragnar Frisch Centennial Symposium* (Cambridge: Cambridge Univ. Press.).
- (<http://www.econ.cam.ac.uk/faculty/pesaran/ardl.pdf>)
- PESARAN, M. H./SHIN, Y./SMITH, R. J. (2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships," *Journal of Applied Econometrics*, 16: 289-326.
- ROSENWEIG, J. A./TALLMAN, E. W. (1993), "Fiscal Policy and Trade Adjustment: Are the Deficits really Twins?," *Economic Inquiry*, 31: 580-94.
- UTKULU, U. (2003), "Türkiye'de Bütçe Açıkları ve Dış Ticaret Açıkları Gerçekten İkiz mi? Koentegrasyon ve Nedensellik Bulguları," *D.E.Ü. İ.İ.B.F.Dergisi*, 18/1: 45-61.
- VAMVOUKAS, G. A. (1999), "The Twin Deficits Phenomenon: Evidence from Greece," *Applied Economics*, 31: 1093-1100

YALDIZ, E. (2006), "İkiz Açık Hipotezi ve Türkiye," *İzmir İktisat Kongresi Araştırma Merkez Bilimsel Çalışma Raporları Serisi*, 2006/01, 1-18.

YÜCEL, F./ATA, A.Y. (2003), "Eş-Bütünleşme ve Nedensellik Testleri Altında İkiz Açıklar Hipotezi: Türkiye Uygulaması," *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Sosyal Bilimler Dergisi*, 12/12: 97-110.

ZIETZ, J./PEMBERTON, D. K. (1990), "The US Budget and Trade deficits: A Simultaneous Equation Model," *Southern Economic Journal*, 57: 23-34.

[www.tcmb.gov.tr](http://www.tcmb.gov.tr).

[www.maliye.gov.tr](http://www.maliye.gov.tr).

[www.hazine.gov.tr](http://www.hazine.gov.tr).