

Türkiye Ekonomisinde Üçüz Açık

Triple Deficit in Turkish Economy

Evren İPEK¹, Özlem AYVAZ KIZILGÖL²

ÖZET

Üçüz açık, cari açıkla birlikte tasarruf yatırım açığı ve bütçe açığının aynı anda görüldüğü bir ekonomik durumdur. Bu çalışmada da Türkiye ekonomisinde üçüz açık hipotezinin geçerliliği 2004:1-2014:3 dönemine ilişkin zaman serileriyle ampirik olarak incelenmiştir. Bu amaçla ilgili döneme ilişkin üçer aylık veriler kullanılarak sınır testi, ARDL analizi ve Toda-Yamamoto nedensellik analizleri gerçekleştirilmiştir. Sınır testi sonuçları cari açık, bütçe açığı ve tasarruf yatırım açığı değişkenleri arasında uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisine işaret etmektedir. ARDL analizi sonuçları ise bütçe açıklarının ve tasarruf yatırım açıklarının cari açığı uzun dönemde artırdığını göstermektedir. Bununla birlikte bütçe açığının cari açığı artırıcı etkisinin kısa dönem için de geçerli olduğu tespit edilmektedir. Nedensellik analizi sonuçlarına göre ise bütçe açığı ile cari açık arasında; bütçe açığı ile tasarruf yatırım açığı arasında ve cari açık ile yatırım tasarruf açığı arasında iki yönlü nedensellik ilişkisi mevcuttur.

Anahtar Kelimeler: Üçüz Açık, Sınır Testi, ARDL, Toda-Yamamoto Nedensellik Analizi

ABSTRACT

Triple deficit is an economic situation in which saving investment deficits and budget deficits accompany current deficits. This paper empirically investigates the validity of triple deficit hypothesis for Turkish economy by the use of time series related to 2004:1-2014:3 periods. For this purpose, bound test, ARDL analysis and Toda-Yamamoto Causality analysis are applied. Bound test results indicate a long run cointegration relationship between current deficits, saving investment deficits and budget deficits. The findings of the ARDL analysis demonstrate that budget deficits and saving investment deficits increase current deficits in the long run. Moreover, it is detected that increasing effects of budget deficits on current deficits are valid for the short run. According to the Toda-Yamamoto causality analysis results there are bidirectional causality relationship between budget deficits and current deficits; budget deficits and saving investment deficits; current deficits and saving investment deficits.

Keywords: Triple Deficit, Bound Test, ARDL, Toda-Yamamoto Causality Analysis

1. GİRİŞ

Cari açık ve bütçe açığı arasındaki pozitif yönlü ilişki literatürde "İkiz Açık" olarak adlandırılmakta ve uzun dönemdir üzerinde tartışılan bir konu olmaktadır. Bütçe açığının cari açığı artırıcı etkilerine yönelik aktarım mekanizması iki farklı teori ile açıklanmaktadır. Bu teorilerden ilki Keynesyen Gelir-Harcama Yaklaşımına dayanmakta ve bütçe açıklarının tüketim harcamaları kanalıyla artırdığı milli gelirin ithalatı, dolayısıyla da ticaret açığını yükseltmesini ifade etmektedir. Mundell-Fleming modeline dayanan ikinci teori ise ilk kez Feldstein (1984) tarafından açıklanması dolayısıyla "Feldstein Zinciri" olarak adlandırılmaktadır. Bu teoriye göre

bütçe açıklarındaki artış faiz oranlarında neden olduğu artış kanalıyla yabancı sermaye girişine, ulusal paranın değerlendirilmesine ve dış ticaret açıklarının artmasına yol açmaktadır. Bununla birlikte Ricardocu Denklik Hipotezinde ise bütçe açığı ve cari açık arasında bir ilişkinin olmadığı ileri sürülmektedir. Bu yaklaşımın savunucularına göre vergi düşüşleri sonucu artan bütçe açıkları özel tasarruflardaki artış ile dengelenmekte ve böylece bütçe açıklarının cari açık üzerinde hiçbir anlamlı etkisi oluşmamaktadır. Literatürde "Üçüz Açık" olarak adlandırılan durum ise ikiz açıklar hipotezinin bir uzantısı olup cari açığın kaynağının bütçe açıkları ile birlikte özel sektörün tasarruf yatırım açığı olduğunu ifade eden yaklaşımdır.

¹Yrd. Doç., Bandırma Onyedi Eylül Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, eipek@balikesir.edu.tr

²Yrd. Doç. Dr., Bandırma Onyedi Eylül Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, ozlemayvaz@gmail.com

Cari açıklar yabancı sermaye girişiyle finanse edilmektedir. Ancak bu durumun sürekliliği mümkün değildir. Cari açıktaki artış beklentiler ve belirsizlikler kanalıyla yabancı yatırımcıların kararlarını olumsuz yönde etkilemektedir. Özellikle yabancı sermaye akışı içinde ağırlığın kısa vadeli, spekülâtif nitelikteki fonlarda olduğu Türkiye gibi ülkelerde, bu fonların risk algılarındaki artış durumunda kaçış hızı göz önünde bulundurulmalıdır. Cari açığın finansmanında kullanılan yabancı fonların ani geri çekilme ihtimali cari açığın sürdürülebilirliği sorununu düşündürmektedir.

Cari açığın GSYİH'ya oranı literatürde sıklıkla kullanılan bir öncü kriz göstergesidir. Bu oranın %5'i aştığı ülkelerde cari açığın sürdürülemez düzeylere ulaştığı ve tehlike sinyallerinin oluşmaya başladığı kabul edilir. Türkiye ekonomisinin bu kritik sınırın üzerinde seyreden cari açığı da en önemli sorunlardan biri olarak karşımıza çıkmaktadır. TCMB verileri incelendiğinde cari açığın GSYİH içindeki payının 2000'li yıllardaki artış eğilimi ve özellikle 2006 yılı sonrasında (son küresel krizin etkilerinin hissedildiği 2009 yılı hariç) sürekli olarak %5'lik eşiğin üzerinde seyretmesi dikkat çekicidir¹. 2011 yılındaki %9.65'lik cari açık oranı rekor bir seviyeye ulaşmıştır. 2014 yılında bu oran %7.73 seviyesine gerilese de hala kritik sınırın üzerindedir. IMF ve Dünya Bankasının 2013 yılına ilişkin verilerine göre² dünyada en fazla cari açık veren ilk 10 ülke içerisinde 400 milyar dolarlık açığıyla ilk sırada Amerika Birleşik Devletleri yer almaktadır. Bu ülkeyi sırasıyla 114 milyar dolarla Birleşik Krallık, 81 milyar dolarla Brezilya izlemektedir. Türkiye ise 65 milyar dolarla dördüncü sırada yer almaktadır. Ülkelerin cari açığının GSYİH'ya oranı açısından bir değerlendirme yapıldığında, ilgili ülkeler içerisinde Türkiye %7.94 ile ilk sırada yer almaktadır. Bu durum cari açığın sürdürülebilirliği açısından ciddi bir tehdit olarak karşımıza çıkmaktadır. Böyle bir ekonomik görünümde cari açığın kaynağının belirlenmesi önemlidir. Yapılacak tespitler cari açığın makul seviyelere düşürülebilmesi ve ülkenin kırılğan görünümünden sıyrılabilmesi için izlenmesi gerekli yola ışık tutulabilecektir. Uygun politika seçimleri için ilgili ekonominin ikiz açık mı yoksa üçüz açık mı sergilediği net olarak belirlenmelidir.

Bu çalışmada da Türkiye ekonomisinin 2004:1-2014:3 döneminde üçüz açık hipotezinin geçerliliği zaman serisi yöntemleriyle test edilecektir. Bu amaçla

ilgili döneme ilişkin üçer aylık veriler kullanılarak sınır testi, ARDL analizi ve Toda-Yamamoto nedensellik analizi yöntemleri kullanılmıştır.

İkiz açık hipotezinin geçerliliği literatürde sıklıkla araştırılmış bir konudur³. Kullanılan yöntem ve seçilen veri aralığına göre birbirinden farklı ampirik sonuçlara ulaşılmış çok sayıda çalışma mevcuttur. Türkiye için yapılmış çeşitli çalışmalarda da farklı sonuçlar elde edilmiştir. Üçüz açık konusunda yapılmış çalışmalar ise çok daha sınırlı sayıdadır⁴. Akıncı ve Yılmaz (2012), Türkay (2013), Akbaş vd. (2014), Şen vd. (2014) Türkiye ekonomisini ele aldıkları çalışmalarında üçüz açık hipotezini destekleyici bulgular elde ederlerken; Sürekçi (2011), Karaçor vd. (2012) ve Tülümce (2013) üçüz açık hipotezinin geçerliliğini reddetmişlerdir. Bu çalışmaların genel özelliği verilerin güncelliğini yitirmiş olmasıdır. Sürekçi (2011) haricindeki tüm çalışmalar yıllık veriyle çalışmıştır ve bu çalışmaların veri aralığı en son 2012 yılını içermektedir. Mevcut çalışmalara ilişkin bir diğer tespit de genel olarak VAR modeline yönelik analizler gerçekleştirmeleridir. Çalışmamızda 2014 yılını da içeren güncel ve çeyrek yıllık veriler kullanılmış, mevcut literatürden farklı bir metodoloji izlenmiştir. Bu bağlamda çalışmamızın ilgili ampirik literatüre katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

Çalışmanın sonraki bölümleri şu şekilde organize edilmiştir: İkinci kısımda üçüz açık kavramının teorik temelleri açıklanmakta, üçüncü kısımda çalışmanın ampirik analizlerinde kullanılacak veri setine ve yöntemlere ilişkin açıklamalar sunulmakta, dördüncü kısımda ampirik bulgular değerlendirilmekte ve beşinci kısımda ise ulaşılan sonuçlara ilişkin genel bir değerlendirme yapılarak politika önermeleri sunulmaktadır.

2. ÜÇÜZ AÇIK OLGUSU

"İkiz Açık" bir ekonomide bütçe açığı ve cari açığın aynı anda var olması durumudur. Bütçe açığı ve cari açık arasındaki ilişki dört şekilde olabilmektedir. Bunlardan ilki, bütçe açığındaki artışın cari açığı artırıcı etkiler yaratması şeklindedir. Teorik literatürde bütçe açığından cari açığa doğru olan pozitif yönlü ilişkideki aktarım mekanizması doğrudan etki ve dolaylı etki olarak sınıflandırılır. Doğrudan etki Keynesyen Gelir-Harcama Yaklaşımı ile; dolaylı etki ise Feldstein Zinciri Yaklaşımı ile açıklanmaktadır (Uğur ve Karatay, 2009). Keynesyen mekanizmasına göre

¹Türkiye ekonomisinde Cari Açık/GSYİH oranında yaşanan gelişmeler Şekil 1 yardımıyla Ekler kısmında gösterilmektedir.

²İlgili veriler Tablo 1'de Ekler kısmında sunulmaktadır.

³İkiz açık hipotezini ampirik olarak analiz eden seçili çalışmalar Ekler kısmında Tablo 2'de özetlenmektedir.

⁴Üçüz açık hipotezini test etmeye yönelik ampirik çalışmalara ilişkin örnekler Ekler kısmında Tablo 3'de özetlenmektedir.

bütçe açıklarındaki artış tüketim harcamalarında ve dolayısıyla milli gelirden yaratacağı artış kanalıyla ithalatı yükseltmekte, ve böylece ticaret açığında artışa neden olmaktadır (Çatık vd., 2015). Mundell-Fleming modeline dayanan Feldstein Zinciri Yaklaşımına göre ise genişletici maliye politikalarıyla oluşan bütçe açığının reel faizleri artırıcı etkisi yabancı sermaye girişini teşvik etmekte ve böylece ulusal para değeri kazanarak dış ticaret açığını ve dolayısıyla cari açığı genişletmektedir (Feldstein, 1986; Niskanen, 1988; Kuştepel, 2001). İkinci yaklaşıma göre ise nedenselliğin yönü cari açıktan bütçe açığına doğrudur. Dış dengedeki bozulma yurtiçi üretimin görece daha ucuz olan ithalat ile ikame edilmesi anlamına gelir. Yurtiçi üretim düzeyindeki bu düşüş vergi gelirlerinde azalma ve dolayısıyla bütçe dengesinde bozulma ile sonuçlanır. Ayrıca hükümet cari açığın yurtiçi üretim seviyesi üzerindeki olumsuz etkilerini azaltmak amacıyla genişletici maliye politikalarına başvurabilir. Bu durumda cari açıklar vergilerin azalması, kamu harcamalarının artması ve dolayısıyla bütçe açığının yükselmesi ile sonuçlanır (Marinho, 2008). Üçüncü yaklaşım da bütçe açıkları ve cari açık arasında iki yönlü nedensellik ilişkisinin varlığını savunmaktadır (Özdemir vd., 2014). İki açık arasındaki ilişkiye yönelik dördüncü yaklaşım ise Ricardocu Denklik Yaklaşımı'dır. Buna göre bütçe açığı ve cari açık arasında bir ilişki yoktur. Bu yaklaşımın savunucularına göre bütçe açıklarındaki artış (düşen vergiler dolayısıyla) özel tasarruflardaki artış ile dengelenir. Hanehalkı bütçe açıkları dolayısıyla gelecekte artacağını beklediği vergi yükümlülüklerini karşılayabilmek amacıyla tasarruflarını ayarlar. Vergi düşüşleri sonucu artan bütçe açıkları da özel tasarruflardaki artış ile dengelenir ve böylece bütçe açıklarının cari açık üzerinde hiçbir etkisi olmaz (Bolat vd., 2014; Akbaş vd., 2014).

"Üçüz Açık" ise ikiz açıklara eşlik eden tasarruf yatırım açığı durumunu ifade etmektedir. Üçüz açık durumunda iç ekonomik dengeyi oluşturan iki dengeden özel kesim tasarruf yatırım dengesi ve kamu kesimi gelir gider dengesi aynı anda açık vererek dış ekonomik dengenin de açık vermesine neden olur (Karaçor vd., 2012). Üçüz açık olgusunun teorik temeli milli gelir özdeşliği ile elde edilebilir:

$$Y = C + I + G + (X - M) \quad (1)$$

(1) no'lu denklemde (Y) milli geliri, (C) tüketim harcamalarını, (I) yatırım harcamalarını, (G) kamu harcamalarını, (X) mal ve hizmet ihracatını, (M) mal ve hizmet ithalatını ifade eder. Toplam harcamalar

(AE) denklemi de (2) no'lu eşitlikte görülen şekliyle tüketim harcamaları, yatırım harcamaları ve kamu harcamaları toplamından oluşmaktadır. İkinci eşitlik bir numaralı eşitlikte yerine yazıldığında 3 no'lu eşitliğe ve yeni bir düzenlemeyle (4) no'lu eşitliğe ulaşılır. Bu eşitlikte denklemin sol tarafı iç dengeyi, sağ tarafı ise dış dengeyi ifade etmektedir.

$$AE = C + I + G \quad (2)$$

$$Y = AE + (X - M) \quad (3)$$

$$Y - AE = (X - M) \quad (4)$$

Eğer dışa açık bir ekonominin harcadığı ürettiğini aşılırsa 4 no'lu denklemin sol tarafı negatif bir değer alacak ve iç denge açık verecektir. Böyle bir durumda eşitliğin bozulmaması için denklemin sağ tarafının da negatif olması gerekmektedir; bir diğer deyişle dış denge de açık vermektedir.

Ülke ekonomisindeki iç açığın dış açıklarla sonuçlanmasının nedeni üretilmeyen harcamanın ithalat yoluyla karşılanmasıdır. Ekonomiler dış açık vererek gelirinden fazla harcama imkanı sağlamaktadır (İpek, 2013). Dış açığın kaynağı özel sektör ve/veya kamu sektörü olabilir. Bu durum, açık bir ekonomideki sızıntıları ve enjeksiyonları göz önünde bulunduran aşağıdaki eşitliklerle açıklanabilir. Bir ekonomideki yatırımlar (I), kamu harcamaları (G) ve ihracat (X), yurtiçi mallara talep yaratmaları dolayısıyla enjeksiyon oluştururlar. Bununla birlikte tasarruflar (S), vergiler (T) ve ithalat (M) yurtiçi mallara yönelik talebi kısıtından sızıntıları meydana getirirler (Yıldırım vd., 2008). Bir ekonomide arz edilen mallara yönelik toplam harcamalar, (5) no'lu eşitlikteki gibi ifade edilirken bu arz karşılığında elde edilen gelirin kullanımı ise (6) no'lu eşitlikteki gibi olacaktır. Ekonomide dengenin sağlanabilmesi için üretilen hasıla kadar harcama yapılması gerekliliği göz önünde bulundurulduğunda, (5) ve (6) no'lu eşitlikler birleştirilir. Buradan da öncelikle enjeksiyonların sızıntılara eşitliğini gerektiren denge şartını ifade eden (8) no'lu denkleme, sonrasında ise ekonomideki dış açığın kaynaklarını gösteren (9) no'lu denkleme ulaşılır.

$$AE = C + I + G + X \quad (5)$$

$$Y = C + S + T + M \quad (6)$$

$$C + S + T + M = C + I + G + X \quad (7)$$

$$S + T + M = I + G + X \quad (8)$$

$$(S - I) + (T - G) = (X - M) \quad (9)$$

$$\underbrace{(S - I)}_{\text{İç Denge}} + \underbrace{(T - G)}_{\text{Dış Denge}} = (X - M)$$

(9) no'lu eşitlik, özel ve kamu kesimi hesapları (iç denge) ile dış kesim arasındaki ilişkiyi göstermektedir. Eşitliğin sol tarafındaki ilk parantez özel kesim hesaplarını (tasarruf yatırım dengesi), ikinci parantez ise kamu kesimi hesaplarını (bütçe dengesi) ifade etmektedir. Buradan anlaşılacağı gibi, eğer dış açık söz konusu ise bunun kaynağı özel kesim tasarruf yatırım açığı ve/veya bütçe açığı olacaktır. Eğer dış dengedeki açığa bütçe açığı eşlik ediyorsa ikiz açığın varlığından bahsedilir. Ancak dış denge açık verirken hem tasarruf yatırım açığı hem bütçe açığı söz konusu ise ortaya çıkan durum üçüz açık olarak adlandırılır (İpek, 2013). Eğilmez (2012) üçüz açığı "dengesizliğin dengesi" şeklinde ifade etmekte ve bunu iç ekonomik dengeyi oluşturan iki dengenin de açık verdiği ve bunu dış açığın dengelediği bir durum olarak tanımlamaktadır.

3. VERİ VE METODOLOJİ

Türkiye ekonomisinin 2004:1-2014:3 dönemine ilişkin üçer aylık veriler ile gerçekleştirilen ampirik analizlerde cari açık değişkeni, bütçe açığı ve tasarruf yatırım açığı bağımsız değişkenleri ile açıklanmaya çalışılmıştır. Tasarruf yatırım açığı değişkeni tasarruflardan yatırımların çıkartılması yoluyla hesaplanmıştır. Tasarruf değişkeni olarak GSYİH'dan özel sektör ve kamu tüketimlerini çıkartarak hesaplanacak artık değer kullanılacaktır. Yatırım değişkeni ise sabit sermaye oluşumu olarak ele alınmıştır. Değişkenler yorumlama kolaylığı sağlaması açısından GSYİH değişkenine oranlanarak kullanılmıştır. Tüm veriler TL cinsinden ifade edilmekte olup TCMB EVDS'den elde edilmiştir. Değişkenlere ilişkin tanımlama bilgileri Tablo 4'de özetlenmektedir. Değişkenler "Tramo Seats" prosedürü kullanılarak mevsimsellikten arındırılmıştır. Çalışmanın ampirik analizleri sınır testi, ARDL yaklaşımı ve Toda-Yamamoto nedensellik analizi yöntemleriyle gerçekleştirilecektir.

Tablo 4: Değişkenlerin Tanımlamaları

Değişken	Sembol	Tanımlama
Cari Açık	CA	Cari Açık/ GSYİH
Bütçe Açığı	BA	Bütçe Açığı/ GSYİH
Tasarruf Yatırım Açığı	TYA	Tasarruf Yatırım Açığı/ GSYİH

Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiler genellikle Engle-Granger (1987), Johansen (1988) ve Johansen-Juselius (1990) eşbütünleşme testleri ile sınanmaktadır. Bahsedilen bu yöntemlerin kullanılmasındaki temel şart modeldeki tüm değişkenlerin düzeyde durağan olmaması ve birinci farkları alındığında durağan hale gelmesidir (Pesaran vd., 2001). Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen sınır testinin geleneksel eşbütünleşme testlerinden farkı düzeyde durağan veya farklı derecelerden durağan seriler ile de eşbütünleşme analizi gerçekleştirilmesine olanak sağlamasıdır. Ancak sınır testinde de değişkenlerin I(2) olması halinde Pesaran vd. (2001) tarafından hesaplanan F istatistikleri geçersiz olmakta ve I(2) olan değişkenlerle gerçekleştirilen tahminler yanıltıcı sonuçlara ulaştırmaktadır (Başar vd., 2009; Shahbaz vd., 2013). Bu nedenle modeldeki hiçbir değişkenin I(2) olmaması gerekmektedir (Bolat vd., 2011; Wolde-Rufael, 2009).

Sınır testine Kısıtlanmamış Hata Düzeltme Modeli⁵ (UECM)'nin tahmin edilmesiyle başlanır ve eşbütünleşme ilişkisine karar vermek için bu modeldeki bağımlı ve bağımsız değişkenlerin birinci dönem gecikmelerinin katsayılarının topluca anlamlılığı F testi ile sınanır. Sınır testinde temel hipotez " $h_0: \beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = 0$ " olarak kurulur ve eşbütünleşmeye karar verilmesi için temel hipotezin reddedilmesi gerekir. Sınır testinde hesaplanan test istatistiği Pesaran vd. (2001)'deki tablo alt ve üst sınır değerlerinden oluşan kritik değerler ile karşılaştırılır. Pesaran vd. (2001) çalışmalarında sınır testine yönelik alt ve üst kritik değerleri hesaplamış olmakla birlikte, Narayan (2005: 1981) bu kritik değerlerin 500 ve 1000 gözlem içeren örneklem büyüklükleri için oluşturulmuş olduğunu ve bu nedene bağlı olarak küçük örneklem büyüklükleri için bu kritik değerlerin kullanılmasının uygun olmayacağını belirtmektedir. Narayan (2005)'te değişkenlerin bütünleşme dereceleri, bağımsız değişken sayısı ve modelin sabit terim ve/veya trend içerme durumu ile birlikte gözlem sayısının da dikkate alındığı, küçük örneklem için de kullanılacak yeni kritik değerler hesaplanarak tablolaştırılmıştır. Bu kritik değerlerin hesaplanmasında da benzer şekilde GAUSS kodu kullanılmıştır.

Sınır testinde hesaplanan F istatistiği kritik değer sınırlarının dışına düştüğünde değişkenlerin

⁵ $\Delta CA_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} \Delta CA_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{2i} \Delta BA_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{3i} \Delta TYA_{t-i} + \beta_4 CA_{t-1} + \beta_5 BA_{t-1} + \beta_6 TYA_{t-1} + \varepsilon_t$

bütünleşme dereceleri hesaba katılmazken, kritik değer sınırlarının içine düştüğünde değişkenlerin bütünleşmederecelerintespiti önem kazanmaktadır (Pesaran vd., 2001). Eşbütünleşme ilişkisine karar verilirken hesaplanan F istatistiğinin değişkenlerinin tümünün I(0) olması durumunda alt kritik değeri, değişkenlerin hepsinin I(1) olması durumunda ise üst kritik değeri aşması istenir. Sınır testinin önemli bir aşaması UECM için uygun gecikme uzunluğunun tespitidir. En küçük kritik değeri (AIC/ SIC) sağlayan ve aynı zamanda otokorelasyon sorunu içermeyen gecikme uzunluğu uygun gecikme uzunluğu olarak kabul edilir (Pesaran vd., 2001).

Değişkenler arasındaki uzun ve kısa dönemli ilişkiler Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Model (ARDL) ile araştırılacaktır. ARDL analizleri farklı dereceden bütünleşik serilerle çalışılmasına olanak sağlamakta ve küçük örneklerle gerçekleştirilen analizlerde de güçlü tahminler sunmaktadır (Ahmed, 2012). ARDL modelinde⁶ her bir değişkenin uygun gecikme uzunluğu ayrı olarak ve çeşitli bilgi kriterlerinden yararlanılarak belirlenmektedir. Uygun gecikme uzunluklarıyla tahmin edilen ARDL modelinde hesaplanan katsayıların işaretlerine ve istatistiki olarak anlamlılıklarına bakılarak değişkenlerin uzun dönemli ilişkileri yorumlanabilmektedir. ARDL modelinde uzun dönem katsayıları hesaplanırken bağımsız değişkenlerin katsayıları, gecikmeli bağımlı değişkenlerin katsayılarının birden farkına bölünmektedir⁷ (Yamak ve Tanrıöver, 2007).

Değişkenler arasındaki kısa dönemli ilişkiler ise ARDL yöntemine dayalı hata düzeltme modeli⁸ ile incelenecektir. Modelde yer alan "ECT_{t-1}" uzun dönemli ilişkilerin tespiti için kurulan ARDL modelinden elde edilen hata teriminin bir gecikmeli değerini ifade etmektedir. Katsayısı negatif ve anlamlı olarak bulunan bir hata düzeltme terimi, uzun dönem

için bulunan ilişkileri de destekleyici nitelik taşıyacak ve değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisinde herhangi bir şok nedeniyle meydana gelen bir sapmanın ne kadar zamanda düzeleceği konusunda bilgi sağlayacaktır (Keskin, 2008).

Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi ise Toda ve Yamamoto (1995) tarafından önerilen gecikmesi artırılmış Wald sınaması (MWald) ile araştırılmıştır. Bu yöntemin özelliği birim kök ve eşbütünleşme sınamalarının başarısına bağlı olmamasıdır (Şengül ve Tuncer, 2006). Serilerin eşbütünleşik olup olmadığının bir önemi yoktur, esas olan serilerin maksimum bütünleşme derecesinin belirlenmesidir. Bahsedilen nedensellik testi, maksimum bütünleşme derecesi (d_{max}) ile optimum gecikme uzunluğu (k) belirlenerek oluşturulan VAR modellerinin tahminine dayanmaktadır. Başka bir ifade ile VAR modelindeki gecikme sayısı modeldeki değişkenlerin maksimum bütünleşme derecesi kadar artırılmaktadır. Toda ve Yamamoto (1995)'ya göre tahmin edilen (k+dmax) dereceden VAR modeline dayalı MWald testi k-kare dağılımına sahip olacaktır. VAR modellerinin Görünürde İlişkisiz Regresyon yöntemiyle tahmin edilmesi (SUR-Seemingly Unrelated Regressions) sonuçların etkinliğini artıracaktır (Rambaldi ve Doran, 1996; Hacker ve Hatemi-J, 2003; Akçay, 2011; Şengül ve Tuncer, 2006). SUR modelleri sistemdeki denklemlerin hata terimlerinin birbiriyle korelasyon ilişkisi içerisinde olduğu varsayımı altında tahmin gerçekleştiren modellerdir (Söylemez ve Yılmaz, 2012). SUR yöntemi sistemin denklemleri arasındaki olası korelasyonun olumsuz etkilerini kaldırması nedeniyle tercih edilmiştir (Barışık ve Şarkgüneşi, 2009). SUR yöntemi hata terimleri arasındaki korelasyonu dikkate alması dolayısıyla, hata terimlerini bağımsız varsayan EKK yöntemine göre daha verimli kabul edilmektedir (Wahyudi ve Sani, 2014).

Çalışmamıza yönelik 3 değişkenli VAR modeli aşağıdaki gibi oluşturulur:

$$CA_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} CA_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \beta_{2j} CA_{t-j} + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} TYA_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \alpha_{2j} TYA_{t-j} + \sum_{i=1}^k \delta_{1i} BA_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \delta_{2j} BA_{t-j} + \mu_{1t} \quad (10)$$

$$TYA_t = \varphi_0 + \sum_{i=1}^k \varphi_{1i} TYA_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \varphi_{2j} TYA_{t-j} + \sum_{i=1}^k \theta_{1i} CA_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \theta_{2j} CA_{t-j} + \sum_{i=1}^k \lambda_{1i} BA_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \lambda_{2j} BA_{t-j} + \mu_{2t} \quad (11)$$

$$BA_t = \sigma_0 + \sum_{i=1}^k \sigma_{1i} BA_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \sigma_{2j} BA_{t-j} + \sum_{i=1}^k \varrho_{1i} TYA_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \varrho_{2j} TYA_{t-j} + \sum_{i=1}^k \rho_{1i} CA_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \rho_{2j} CA_{t-j} + \mu_{3t} \quad (12)$$

Her bir değişkenin denkleminde o değişkeni açıklayan diğer değişkenin katsayılarının anlamlılığı ortak olarak sınanır, bir diğer ifadeyle tahmin edilen

katsayılarının ortak olarak sıfıra eşit olup olmadığı test edilir. Örneğin (10) no'lu denklemde TYA değişkeninden CA değişkenine doğru nedensellik

⁶ $CA_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} CA_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} BA_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{3i} TYA_{t-i} + \mu_t$

⁷ ARDL(p,q) Modeli için Uzun Dönem Katsayısı = $\frac{\sum_{i=0}^p \beta_{2i}}{1 - \sum_{i=1}^p \beta_{1i}}$

⁸ $\Delta CA_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta CA_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} \Delta BA_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{3i} \Delta TYA_{t-i} + \alpha_4 ECT_{t-1} + \mu_t$

ilişkisi araştırılırken temel hipotez "TYA değişkeni CA değişkeninin Granger nedeni değildir" şeklinde kurulur. Temel hipotezin red edilebilmesi için $\alpha_{11} \neq 0$ olması gerekir. Bu şekilde TYA değişkeninin CA değişkeninin Granger nedeni olduğuna karar verilir. Ancak dikkat edilmesi gereken nokta; k gecikmeli değerlerin katsayıları için (α_{11}) Wald testi yapılır, α_{2j} asimptotik düzeltme için modelde yer almaktadır (Söylemez ve Yılmaz, 2012).

Çalışmada test edilen üçüz açık hipotezinin geçerliliğine karar verilmesi için ARDL analizinden elde edilen sonuçlarda BA ve TYA değişkenlerinin CA değişkeni üzerindeki etkilerinin pozitif yönlü ve istatistiki olarak anlamlı olması beklenmektedir. Bununla birlikte nedensellik analizinden elde edilen sonuçlarda BA ve TYA değişkenlerinden CA değişkene doğru anlamlı nedensellik ilişkilerinin olması ve bu nedensellik ilişkilerinin yönünün de pozitif olması istenmektedir. Ampirik sonuçların sadece BA değişkeninin CA değişkeni üzerindeki pozitif ve anlamlı etkilerine işaret etmesi durumunda ise üçüz açık hipotezinin geçerliliğine değil, ikiz açık hipotezinin geçerliliğine karar verilecektir.

4. AMPİRİK ANALİZ SONUÇLARI

Sınır testi uygulamasında değişkenlerin durağanlık seviyelerinin I(2) olmaması gerektiğinden, bu şartın sağlanıp sağlanmadığının tespiti gerekmektedir. Ayrıca uygulanacak nedensellik analizinde serilerin maksimum bütünleşme derecelerinin belirlenmesi önem arz etmektedir. Bu nedenlerden ampirik analizlere birim kök testleri ile başlanmıştır. Değişkenlerin durağanlık seviyeleri Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) ve Ng-Perron gibi üç farklı birim kök testi ile sınanmıştır. Yapısal kırılmayı dikkate almayan bu geleneksel testlere ilaveten hem sabit terim hem de eğitimdeki yapısal kırılmaları dikkate alan (Model C)⁹ Zivot-Andrews (1992) birim kök testi de¹⁰ uygulanmıştır. Birim kök testlerinin sonuçları Tablo 5'de ve Tablo 6'da sunulmaktadır. Birim kök testi sonuçlarına göre BA değişkeninin düzeyde durağan, CA ve TYA değişkenlerinin fark durağan olduğuna karar verilmiştir. Değişkenlerin ikinci dereceden bütünleşik olmadığını gösteren birim kök testi sonuçları sınır testi yaklaşımının kullanılmasının önünde bir engel olmadığını ortaya koymaktadır. Ayrıca değişkenlerin maksimum bütünleşme derecesi 1 olarak alınacaktır.

Tablo 5: ADF, PP ve NG-Perron Birim Kök Testlerinin Sonuçları

DEĞİŞKEN	ADF	PP	NG- Perron				KARAR
			MZ_a	MZ_t	MSB	MPT	
CA	-2.137(0)^c -3.597 (%1) -2.933 (%5)	-2.137(0)^c -3.597 (%1) -2.933 (%5)	-7.432(0)^c -13.800 (%1) -8.100 (%5)	-1.927(0)^c -2.580 (%1) -1.980 (%5)	0.259(0)^c 0.174 (%1) 0.233 (%5)	3.297(0)^c 1.780 (%1) 3.170 (%5)	I(1)
Δ CA	-6.036(0)^{c*} -3.601 (%1) -2.935 (%5)	-6.044(2)^{c*} -3.601 (%1) -2.935 (%5)	-17.580(2)^{c*} -13.800 (%1) -8.100 (%5)	-2.944(2)^{c*} -2.580 (%1) -1.980 (%5)	0.167(2)^{c*} 0.174 (%1) 0.233 (%5)	1.470(2)^{c*} 1.780 (%1) 3.170 (%5)	
BA	-3.145(1)^{c**} -3.601 (%1) -2.935 (%5)	-6.562(3)^{c*} -3.597 (%1) -2.933 (%5)	-28.259(3)^{c*} -13.800 (%1) -8.100 (%5)	-3.756(3)^{c*} -2.580 (%1) -1.980 (%5)	0.133(3)^{c*} 0.174 (%1) 0.233 (%5)	0.876(3)^{c*} 1.780 (%1) 3.170 (%5)	I(0)
TYA	-2.765(0)^c -3.597 (%1) -2.933 (%5)	-2.765(0)^c -3.597 (%1) -2.933 (%5)	-11.200(0)^{c**} -13.800 (%1) -8.100 (%5)	-2.352(0)^{c**} -2.580 (%1) -1.980 (%5)	0.210(0)^{c**} 0.174 (%1) 0.233 (%5)	2.242(0)^{c**} 1.780 (%1) 3.170 (%5)	I(1)
Δ TYA	-6.949(0)^{c*} -3.601 (%1) -2.935 (%5)	-7.311(5)^{c*} -3.601 (%1) -2.935 (%5)					

Not: (.) parantez içindeki rakamlar ADF testinde AIC kriteri tarafından belirlemiş olan gecikme uzunluklarıdır. PP ve NG-Perron testlerinde ise Bartlett Kernell tahmin yöntemi kullanılmış, bant genişliği Newey-West olarak belirlenmiştir. a: regresyonun sabit terim veya trend içermediğini, b: regresyonun sabit terim ve trend içerdiğini, c: regresyonun sabit terim içerdiğini ifade etmektedir. *: %1 anlamlılık düzeyini, **: %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

$${}^9 Y_t = \hat{\mu}^c + \hat{\theta}^c DU(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^c t + \hat{\gamma}^c DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{a}^c Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^c \Delta y_{t-j} + e_t$$

¹⁰Bu testte $H_0: \alpha = 1$ (Birim kök vardır) ve $H_1: \alpha \neq 1$ (Birim kök yoktur) hipotezi için t istatistiği hesaplanır. Zivot-Andrews (1992) testinde hesaplanan t istatistiklerinin mutlak değer olarak Zivot-Andrews (1992) tablo kritik değerlerinden büyük olması durumunda

Tablo 6: Zivot-Andrews Birim Kök Testi Sonuçları

DEĞİŞKEN	DÜZEY	BİRİNCİ FARK	KARAR
TYA	-3.714	-7.247	I(1)
CA	-3.264	-5.970	I(1)
BA	-8.306		I(0)
Kritik Değer (%5): -5.08		Kritik Değer (%1): -5.57	

Kaynak: Zivot ve Andrews, 1992, 257

UECM'deki değişkenlerin ortak gecikme uzunluğunun (m) belirlenmesine ilişkin bilgiler Tablo 7'de aktarılmaktadır. Uygun gecikme uzunluğunun seçiminde AIC ve SIC kriterlerinden yararlanılmış, belirlenen maksimum gecikme uzunluğu dikkate alınarak tahmin edilen UECM modellerinde

otokorelasyon sorunu olup olmadığı ise LM testi yardımıyla incelenmiştir. Maksimum gecikme uzunluğu veri aralığı göz önünde bulundurularak 8 olarak alınmıştır. Uygun gecikme uzunluğu 1 olarak belirlenmiştir.

Tablo 7: Sınır Testi için Uygun Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

M	AIC	SIC	X ² BREUSCH- GODFREY (2)
1*	3.0991	3.4752	4.6364 (0.1126)
2	3.0993	3.6059	1.2730 (0.5291)
3	3.2113	3.8511	0.3263 (0.8494)
4	3.1476	3.9233	1.6070 (0.4477)
5	3.3285	4.2428	9.0684 (0.0107)
6	3.1479	4.2036	7.2323 (0.0268)
7	2.9686	4.1685	4.7331 (0.0938)
8	2.5808	3.9276	6.2986 (0.0428)

Not: X² BREUSCH- GODFREY otokorelasyon test istatistiğidir. Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir. * işareti, seçilen gecikme uzunluğunu göstermektedir.

Belirlenen gecikme uzunluğu ile tahmin edilen UECM'den elde edilen sınır testi sonuçları Tablo 8'de gösterilmektedir. Çalışmamızın gözlem sayısının az olması (43 gözlem) göz önünde bulundurularak sınır testi sınavında Narayan (2005)'de hesaplanan kritik değerler dikkate alınmıştır. Buna göre hesaplanan

F istatistiği (4.933) üst kritik değeri (4.347) aştığı için değişkenler arasında eşbütünleşme olmadığını ifade eden temel hipotez %10 anlamlılık düzeyinde reddedilmekte ve eşbütünleşme ilişkisine karar verilmektedir¹¹.

Tablo 8: Sınır Testi Sonuçları

k	F istatistiği	KRİTİK DEĞERLER	
		%10 anlamlılık düzeyi	
		Alt Sınır	Üst Sınır
2	4.9337	3.330	4.347

Not: k, denklemdeki bağımsız değişken sayısıdır. Kritik değerler Narayan (2005, 1988)'den alınmıştır.

¹¹CA değişkeninin bağımlı değişken olarak ele alındığı sınır testi sınavında F istatistiği FCA(CA/ BA, TYA) = 4.93 olarak hesaplanmıştır. Bu değer %10 anlamlılık düzeyinde üst kritik değeri (4.347) aşmaktadır ve dolayısıyla eşbütünleşme olmadığı yönündeki temel hipotez reddedilmektedir. BA değişkeni bağımlı değişken olarak alınıp sınır testi tekrarlandığında hesaplanan F istatistiği FBA(BA/ CA, TYA) = 2.84 %10 anlamlılık düzeyinde alt kritik değerin (3.330) altında kaldığından eşbütünleşme olmadığı yönünde karar verilmektedir. TYA değişkeni bağımlı değişken olarak alınarak sınır testi tekrarlandığında ise hesaplanan F istatistiği FTYA(TYA/ BA, CA) = 4.95 %10 anlamlılık düzeyinde üst kritik değeri aştığından eşbütünleşme ilişkisine karar verilmektedir.

Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi belirlendikten sonra, değişkenler arasındaki uzun ve kısa dönemdeki ilişkilerin katsayılarını belirlemek için ARDL modeli kurulmuştur. ARDL modeli kurulurken maksimum gecikme uzunluğu 8 olarak alınmış ve AIC bilgi kriterinden yararlanılarak uygun gecikme

uzunluğu CA değişkeni için 7, BA değişkeni için 7, TYA değişkeni içinse 8 olarak belirlenmiştir. Bu durumda uzun dönem ilişkisinin araştırılacağı model, ARDL (7,7,8) olmaktadır.¹² ARDL modelinin sonuçlarından hesaplanan uzun dönem katsayıları Tablo 9'da sunulmuştur¹³.

Tablo 9: ARDL (7,7,8) Modelinden Elde Edilen Uzun Dönem Katsayıları

Bağımlı Değişken: CA					
Değişkenler		Katsayı		t istatistiği	
BA		0.5109		3.0749*	
TYA		1.6633		15.1541*	
C		3.3307		5.3764*	
Tanısal Denetim Sonuçları					
$R^2 = 0.94$	$\bar{R}^2 = 0.81$	$X^2_{BG} = 6.29$ (0.18)	$X^2_{NORM} = 1.21$ (0.55)	$X^2_{WHITE} = 1.56$ (0.21)	$X^2_{RAMSEY} = 1.75$ (0.19)

Not: *, **, *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılığı gösterir. X^2_{BG} , X^2_{NORM} , X^2_{WHITE} , X^2_{RAMSEY} sırasıyla otokorelasyon, normallik, değişen varyans ve model kurma hatası sınaması istatistikleridir. Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir.

ARDL modelinden elde edilen uzun dönemli katsayılar incelendiğinde bütçe açığının GSYİH'ya oranının ve tasarruf yatırım açığının GSYİH'ya oranının cari açığın GSYİH'ya oranı üzerindeki uzun dönem etkilerinin %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı ve pozitif yönlü olduğu tespit edilmektedir. Uzun dönem katsayılarına göre bütçe açığının GSYİH'ya oranındaki %1'lik artış cari açığın GSYİH'ya oranını %0.51; tasarruf yatırım açığının GSYİH'ya oranındaki %1'lik artış ise cari açığın GSYİH'ya oranını %1.66 artırmaktadır. ARDL analizi sonuçları incelenen dönem için üçüz açık hipotezinin geçerliliğini destekleyici niteliktedir. Bununla birlikte tasarruf yatırım açığının cari açığı artırıcı etkisinin, bütçe açığının cari açığı artırıcı etkisine kıyasla, daha yüksek olduğu görülmektedir.

İlgili değişkenler arasındaki kısa dönemli ilişkilerin araştırılmasına olanak sağlayan ARDL modeline dayalı Hata Düzeltme Modeli'nin sonuçları ise Tablo 10'da sunulmaktadır. Negatif değerli ve istatistiki olarak anlamlı bulunan hata düzeltme katsayısı, değişkenler arasında bulunan eşbütünleşme ilişkisini desteklemektedir. Kısa dönem katsayılarına göre, bütçe açığının GSYİH'ya oranının cari açığın GSYİH'ya oranı üzerindeki etkisi %10 anlamlılık düzeyinde pozitif yönlüdür. Bununla birlikte tasarruf yatırım açığının GSYİH'ya oranının cari açığın GSYİH'ya oranı üzerinde kısa dönemde anlamlı bir etkisi tespit edilememektedir. Bir diğer önemli nokta ise geçmiş dönem cari açıklarının sonraki dönem cari açıkları üzerinde yarattığı pozitif yönlü etkidir.

¹²Bağımlı değişkenin CA değişkeni olduğu ARDL analizi sonuçları metin içerisinde aktarılmıştır. Bununla birlikte ARDL analizleri bağımlı değişkenin BA ve TYA değişkenleri olması durumları için tekrarlanmıştır. Bu sonuçlara göre bağımlı değişkenin BA olarak alındığı ARDL modelinde CA değişkeninin uzun dönemli etkisinin % 5 anlamlılık düzeyinde pozitif (2.31), TYA değişkeninin uzun dönemli etkisinin %5 anlamlılık düzeyinde negatif (-4.24) olduğu görülmektedir. TYA değişkeninin bağımlı değişken olarak alındığı ARDL modeli tahmin sonuçlarında ise CA değişkeninin uzun dönemli etkisinin %5 anlamlılık düzeyinde pozitif (0.45), BA değişkeninin uzun dönemli etkisinin de istatistiksel olarak anlamsız ve pozitif (0.11) olduğu görülmektedir.

¹³ARDL(7,7,8) modelinin parametrelerinin kararlılığının incelendiği CUSUM ve CUSUMQ testleri sonuçları Ekler kısmında Şekil 4 ile gösterilmektedir. Grafikler incelendiğinde modelin artıklarının sınır içinde kaldığı, parametrelerin kararlı olduğu görülmektedir.

Tablo 10: Hata Düzeltme Modeli Sonuçları

Bağımlı Değişken= ΔCA		
Değişkenler	Katsayı	t istatistiği
$\Delta CA (-1)$	1.4183	2.1900**
$\Delta CA (-2)$	1.1998	2.0355***
$\Delta CA (-3)$	1.0817	2.1390**
$\Delta CA (-4)$	0.8453	2.5513**
$\Delta CA (-5)$	0.5383	1.5617
$\Delta CA (-6)$	0.2640	0.8845
ΔBA	0.2399	1.1148
$\Delta BA (-1)$	-0.2178	-0.3959
$\Delta BA (-2)$	0.1857	0.3592
$\Delta BA (-3)$	0.3412	0.8353
$\Delta BA (-4)$	0.5215	1.5997
$\Delta BA (-5)$	0.5609	1.8519
$\Delta BA (-6)$	0.4147	2.0211***
ΔTYA	0.8596	3.0810*
$\Delta TYA (-1)$	-2.5667	-2.1730**
$\Delta TYA (-2)$	-2.3910	-2.4757**
$\Delta TYA (-3)$	-1.6821	-1.9277***
$\Delta TYA (-4)$	-0.8330	-1.2127
$\Delta TYA (-5)$	-0.5121	-1.0700
$\Delta TYA (-6)$	-0.5170	-1.4760
$\Delta TYA (-7)$	-0.5245	-2.0027***
c	7.4278	2.6058**
$ECT(-1)$	-2.2301	-2.9216*

Not: * , ** , ***sırasıyla %1 , %5 ve %10 anlamlılığı gösterir.

Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi ise Toda-Yamamoto nedensellik analiziyle araştırılmıştır. Birim kök test sonuçlarına göre serilerin maksimum gecikme uzunluğu (d_{max}) 1 olarak belirlenmiştir. Optimum gecikme uzunluğu (k) ise AIC bilgi kriteri esas alınarak 8 olarak belirlenmiştir. Böylelikle $[k+ d_{max}= (8+1)= 9]$ 9. dereceden VAR modeli çerçevesinde nedensellik analizini yapılmıştır. Oluşturulan VAR modeli SUR (Seemingly Unrelated Regression) metoduyla tahmin edilmiştir. Gerçekleştirilen nedensellik testi sonuçları Tablo 11'de sunulmaktadır.

Nedensellik analizi sonuçlarına göre bütçe açığının GSYİH'ya oranı ile cari açığının GSYİH'ya oranı arasında; bütçe açığının GSYİH'ya oranı ile tasarruf yatırım açığının GSYİH'ya oranı arasında; ve cari açığının GSYİH'ya oranı ile yatırım tasarruf açığının GSYİH'ya

oranı arasında %1 anlamlılık düzeyinde iki yönlü nedensellik ilişkisi olduğuna karar verilmiştir. Bununla birlikte cari açığın GSYİH'ya oranından tasarruf yatırım açığının GSYİH'ya oranına ve tasarruf yatırım açığının GSYİH'ya oranından bütçe açığının GSYİH'ya oranına doğru olan nedenselliğin yönünün negatif olduğu tespit edilmektedir. Bütçe açığının GSYİH'ya oranından cari açığın GSYİH'ya oranına doğru olan ve tasarruf yatırım açığının GSYİH'ya oranından cari açığın GSYİH'ya oranına olan nedenselliğin yönü ise pozitifdir. Bu bulgular Türkiye ekonomisinin analize konu olan dönemi için üçüz açık hipotezinin geçerli olduğuna işaret etmektedir. Ayrıca bütçe açığının ve cari açığın karşılıklı olarak birbirini beslediği; ülke ekonomisini bir kısır döngünün içinde bıraktığı görülmektedir.

Tablo 11: Toda Yamamoto Nedensellik Analizi Sonuçları

Temel Hipotez	χ^2	Gecikmeli Katsayıların Toplamı	Nedensellik Yönü
BA CA'nın Granger nedeni değildir.	92.7319*	3.503695	BA↔CA
CA BA'nın Granger nedeni değildir.	115.3342*	4.295394	
TYA CA'nın Granger nedeni değildir.	67.7205*	6.151621	TYA↔CA
CA TYA'nın Granger nedeni değildir.	135.1250*	-1.83872	
TYA BA'nın Granger nedeni değildir.	111.1275*	-7.17708	TYA↔BA
BA TYA'nın Granger nedeni değildir.	136.5431*	2.800004	

* % 1 anlamlılığı göstermektedir. ↔ iki yönlü nedenselliği göstermektedir.

5. SONUÇ

Cari açığın GSYİH'ya oranının %5'i aştığı durumlar ülke ekonomileri için kriz göstergesi olarak kabul edilmektedir. Türkiye ekonomisinin 2000'li yıllardaki görünümünde de cari açık oranın küresel krizin etkilerinin hissedildiği 2009 yılı hariç sürekli olarak bu sınırı aştığı görülmektedir. Özellikle 2011 yılında bu oranın %10'lara yaklaşmış olduğu, 2014 yılı itibariyle de bir düşüş sağlansa bile hala kritik kabul edilen sınırın çok üzerinde seyrettiği görülmektedir. Yüksek cari açıklar ülke ekonomisinin riskini ve kırılganlığını artırmaktadır. Böyle bir durumda iki iç ekonomik denge unsuru olarak bütçe açığı ve tasarruf açığı değişkenlerinin cari açık değişkeni ile etkileşiminin analizi önem arz etmektedir.

Ekonomi yazınında bütçe dengesinin ve cari dengenin aynı anda açık verdiği durum "İkiz Açık" olarak, ikiz açığa tasarruf yatırım açığının eşlik ettiği durum da "Üçüz Açık" olarak adlandırılmaktadır. Bu çalışmada üçüz açık hipotezinin varlığı Türkiye ekonomisi için araştırılmıştır. Gerçekleştirilen ampirik analizlerde 2004:1-2014:3 dönemine ilişkin üçer aylık veriler kullanılmış; sınır testi, ARDL analizi ve Toda-Yamamoto nedensellik analizi yöntemleri uygulanmıştır.

Sınır testi sonuçlarına göre cari açık, bütçe açığı ve tasarruf yatırım açığı değişkenleri arasında istatistiki olarak anlamlı bir eşbütünlüşme ilişkisi söz konusudur. ARDL analizinden elde edilen uzun dönem katsayıları bütçe açıklarının GSYİH'ya oranının ve tasarruf yatırım açıklarının GSYİH'ya oranının cari açıkların GSYİH'ya oranını anlamlı olarak artırdığını göstermektedir. Bununla birlikte tasarruf yatırım açığının GSYİH'ya oranının cari açığın GSYİH'ya oranını artırıcı etkisinin bütçe açığının GSYİH'ya oranının artırıcı etkilerine kıyasla daha yüksek olduğu görülmektedir. Hata

düzeltilme modelinden elde edilen bulgular ise bütçe açıklarının GSYİH'ya oranının kısa dönemde de cari açıkların GSYİH'ya oranını genişlettiğini ortaya koymaktadır. Son olarak gerçekleştirilen Toda-Yamamoto nedensellik testi sonuçlarına göre de bütçe açığının GSYİH'ya oranı ile cari açığın GSYİH'ya oranı arasında; bütçe açığının GSYİH'ya oranı ile tasarruf yatırım açığının GSYİH'ya oranı arasında ve cari açığın GSYİH'ya oranı ile tasarruf yatırım açığının GSYİH'ya oranı arasında %1 anlamlılık düzeyinde iki yönlü nedensellik ilişkisi bulunmaktadır. Bununla birlikte cari açığın GSYİH'ya oranından tasarruf yatırım açığının GSYİH'ya oranına doğru olan ve tasarruf yatırım açığının GSYİH'ya oranından bütçe açığının GSYİH'ya oranına doğru olan nedenselliğin yönünün negatif olduğu tespit edilmektedir. Bütçe açığının GSYİH'ya oranından cari açığın GSYİH'ya oranına doğru olan ve tasarruf yatırım açığının GSYİH'ya oranından cari açığın GSYİH'ya oranına doğru olan nedenselliğin yönü ise pozitifdir. Ampirik analizlerden elde edilen tüm bu bulgular Türkiye ekonomisinde analize konu olan dönem için üçüz açık hipotezinin geçerli olduğuna işaret etmektedir.

Ampirik analiz sonuçlarının da gösterdiği üzere Türkiye ekonomisinde hem tasarruf yatırım dengesi hem de bütçe dengesi açık vererek cari açıkları genişletici etkiler yaratmaktadır. Genişleyen bu cari açıklar ise yüksek miktarda kısa vadeli sermaye akımlarıyla finanse edilmekte ve bu durum ekonomi için büyük bir risk oluşturmaktadır. Cari açıktaki yüksek ve tehlike arz eden seyrin devam ettiği böyle bir konjunktürde, cari açığı makul seviyelere çekebilmenin yolu bütçe açıkları ve tasarruf yatırım açıklarını kontrol altına almaktan geçmektedir.

Bütçe açığını düşürücü politikalara yönelmesi cari açığı azaltıcı etkiler doğuracaktır. Ancak bütçenin sıkılaştırılmasına yönelik uygulamaların vergi artışları

veya kamu yatırım harcamalarının düşürülmesi yoluyla değil de cari harcamaların azaltılması yoluyla gerçekleştirilmesi daha etkin bir çözüm olacaktır. Ayrıca bütçe açıklarının özelleştirme yoluyla azaltılması da geçici bir tedbirdir. Bununla birlikte bütçe açığını düşürmek dış açığı azaltmak yönünde yeterli değildir. Buna ilaveten ihracatı teşvik edici, verimliliği artırıcı politikaların uygulanması kadar Türkiye ekonomisinin rekabet gücünü artıracak reformlar da önemlidir. Cari açığı azaltmanın bir diğer yolu da tasarruf yatırım açığını düşürücü tedbirler almaktır. Tasarruf açığını kapatmak için iç tasarruflar kadar yatırım yapmak, yatırımları dış tasarruflarla finanse etmek veya iç tasarrufları artırmak gibi üç alternatif çözüm yolu mevcuttur. İlk yol düşük büyümeye yönlendireceğinden, ikinci yol da ülkeyi dış sermayeye bağımlı kılacağından iç tasarrufların artırılmasına yönelik ekonomik

önlemlerin alınması en uygun adım olacaktır. Atıl fonları finansal sektöre yönlendirmeyi özendirici politikalar uygulanmalıdır. Bireysel emeklilik sistemi uygulamaları tasarrufların artırılması için önemli bir çözüm kanalıdır. Özel tasarrufları artırmanın bir yolu da kredi kartı kullanımına getirilecek kısıtlamalardır. Bununla birlikte cari açık dış tasarrufların kullanımını gerektiriyor ise kullanılan bu fonların tüketim yerine yatırıma kanalize edilmesi önemlidir. Yatırım artışıyla hızlanacak büyüme beraberinde tasarruf artışını da getirecek ve yatırımlar için daha düşük dış finansman ihtiyacı doğacaktır. Kullanılan yabancı tasarruflar ithalat yoluyla tüketimi körükleyeceğine yatırıma dönüştürülebilse sağlanan üretim artışı ile cari açık düşürülebilecek, sürdürülebilir bir büyüme ortamı sağlanabilecektir. Bunun için yüksek tüketici kredisi faizleri, düşük yatırım kredisi faizleri uygulamaları önerilebilir.

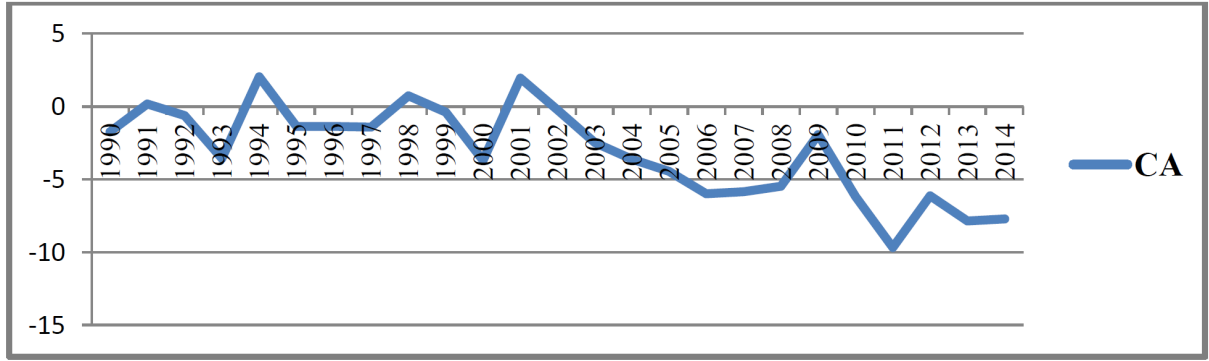
KAYNAKLAR

- Ahmed, A. D. (2012) "Debt Burden, Military Spending And Growth In Sub-Saharan Africa: A Dynamic Panel Data Analysis" *Defence and Peace Economics*, 23(5): 485-506.
- Afonso, A. ve Rault, C. (2009) "Budgetary and External Imbalances Relationship: A Panel Data Diagnostic" *Cesifo Working Paper* No. 2559: 1-38.
- Akbaş, Y. E., Lebe, F. ve Zeren, F. (2014) "Testing the Validity of the Triplet Deficit Hypothesis for Turkey: Asymmetric Causality Analysis" *Journal of Business and Economics*, 7(14): 137-154.
- Akçay, S. (2011) "Causality Relationship Between Total R&D Investment and Economic Growth: Evidence From United States", *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi* 16(1): 79-92.
- Akıncı, M. ve Yılmaz, Ö. (2012) "Türkiye Ekonomisinde Üçüz Açık Hipotezinin Geçerliliği: Sınır Testi Yaklaşımı" *İMKB Dergisi*, 13(50): 1-29.
- Aksu, H. ve Başar, S. (2009) "Türkiye için İkiz Açıklar Hipotezinin Tahmini: Bir Sınır Testi Yaklaşımı" *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, 64(4): 1-14.
- Barışık, S. ve Şarkgüneşi, A. (2009) "Yabancı Sermaye Hareketlerinin Türk Bankacılık Sektörüne Etkileri (1990-2007 Dönemi Nedensellik Analizi)" *ZKÜ Sosyal Bilimler Dergisi*, 5(9): 19-33.
- Başar, S., Aksu, H., Temurlenk, M. S. ve Polat, Ö. (2009) "Türkiye'de Kamu Harcamaları ve Büyüme İlişkisi: Sınır Testi Yaklaşımı" *Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 13(1): 301-314.
- Bayrak, M. ve Esen, Ö. (2012) "Bütçe Açıklarının Cari İşlemler Dengesi Üzerine Etkileri: İkiz Açıklar Hipotezinin Türkiye Açısından Değerlendirilmesi" *Ekonomik Yaklaşım*, 23(82): 23-49.
- Bolat, S., Değirmen, S. ve Şengönlü, A. (2014) "Does Triple Deficits Have (Un)Stable Causality for the EU Members? Evidence from Bootstrap-Corrected Causality Tests" *Procedia Economics and Finance*, 16: 603-612.
- Bolat, S., Belke, M. ve Aras, O. (2011) "Türkiye'de İkiz Açık Hipotezinin Geçerliliği: Sınır Testi Yaklaşımı" *Maliye Dergisi*, 161: 347-364.
- Chowdhury, K. ve Saleh, A. S. (2007) "Testing the Keynesian Proposition of Twin Deficits in the Presence of Trade Liberalisation: Evidence from Sri Lanka" *Faculty of Business Economics Working Papers*, 2-35.
- Çatık, A. N., Gök, B. ve Akseki, U. (2015) "A nonlinear investigation of the Twin Deficits Hypothesis over the Business Cycle: Evidence from Turkey" *Economic Systems*, 39(1): 181- 196.
- Daly, V. ve Siddiki, J. U. (2009) "The Twin Deficits in OECD Countries: Cointegration Analysis with Regime Shifts" *Applied Economics Letters*, 16(11): 1155-1164.
- Eğilmez, Mahfi (2012) «İkiz Açık, Üçüz Açık», <http://www.mahfiegilmez.com/2012/10/ikiz-ack-ucuz-ack.html> (13.03.2015)
- Engle, R. ve Granger, C. W. J. (1987) "Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing" *Econometrica*, 55(2): 251-276.

- Feldstein, M. (1986) "The Budget Deficit and The Dollar" *NBER Working Paper*, No: 1898: 1-60.
- Ganchev, G. T. (2010) "The Twin Deficit Hypothesis: The Case of Bulgaria" *Financial Theory and Practice*, 34(4): 357-377.
- Gruber, J. W. ve Kamin, S. (2007) "Explaining the Global Pattern of Current Account Imbalances" *Journal of International Money and Finance*, 26(4): 500-522.
- Hacker, R.S. ve Hatemi-J A. (2003) "How Productivity and Domestic Output Are Related to Exports and Foreign Output in the Case of Sweden" *Empirical Economics*, 28: 767-782
- İpek, E. (2013) "Türkiye'ye Yönelik Finansal Sermaye Akımlarının Tasarruf ve Yatırım Üzerine Etkisi" Yayınlanmamış Doktora Tezi, Balıkesir, BAÜ Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- İyidoğan, P. V. ve Erkam, S. (2013) «İkiz Açıklar Hipotezi: Türkiye için Ampirik Bir İnceleme (1987-2005)» *Pamukkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 15: 39-48.
- Johansen, S. ve Juselius, K. (1990) "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration With Applications to the Demand for Money" *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2): 169-210.
- Johansen, S. (1988) "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors" *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3): 231-254.
- Karaçor, Z., Alptekin, V., Akar, T. ve Akar, G. (2012) "İstikrar mı, İstikrarsızlık mı? Türkiye'de Üçüz Açık Analizi" Borç Dinamikleri, Finansal İstikrarsızlık ve Büyük Durgunluk Konferansı, 1-15, İzmir.
- Keskin, N. (2008) "Finansal Serbestleşme Sürecinde Uluslararası Sermaye Hareketleri ve Makroekonomik Etkileri: Türkiye Örneği" Yayınlanmamış Doktora Tezi, İzmir, DEÜ Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Kılavuz, E. ve Dumrul, Y. (2012) «İkiz Açıklar Hipotezinin Geçerliliği: Teori ve Uygulama" *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 26(3-4): 239-258.
- Kim, S. ve 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.
- Kuştepelı, Y. R. (2001) "An Empirical Investigation of the Feldstein Chain for Turkey", *Dokuz Eylül Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi*, 2(1).
- Marinho, C. F. (2008) "Ricardian Equivalence, Twin Deficits, and the Feldstein-Horioka Puzzle in Egypt" *Journal of Policy Modeling*, 30: 1041-1056.
- Mukhtar, T., Zakaria, M. ve Ahmed, M. (2007) "An Empirical Investigation for the Twin Deficits Hypothesis in Pakistan" *Journal of Economic Cooperation*, 28(4): 63-80.
- Narayan, P. K. (2005) "The Saving and Investment Nexus For China: Evidence From Cointegration Tests" *Applied Economics*, 37 (17): 1979-1990.
- Ng, S. ve Perron, P. (2001) "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power" *Econometrica*, 69(6): 1519-1554.
- Niskanen, W. A. (1988) "The Uneasy Relation Between The Budget and Trade Deficits", *Cato Journal*, 8(2): 507-518.
- Omoniyi, O. S., Olasunkanmi, O. I. ve Babatunde, O. A. (2012) "Empirical Analysis of Twins' Deficits in Nigeria" *IJMBS*, 2(3): 38-41.
- Özçalık, M. ve Erataş, F. (2014) «İkiz Açıklar Hipotezinin Geçerliliği: Yükselen Piyasa Ekonomileri için Bir Örnek" *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 22: 136-151.
- Özdemir, D., Buzdağlı, Ö., Emsen, Ö. S. ve Çelik, A. A. (2014) "Geçiş Ekonomilerinde Üçüz Açık Hipotezinin Geçerliliği" *International Conference on Eurasian Economies*, 1-7.
- Perera, A. ve Liyanage, E. (2011) "An Empirical Investigation of the Twin Deficit Hypothesis: Evidence from Sri Lanka" *Staff Studies*, 41(1-2): 41-87.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. ve Smith, R. J. (2001) "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships" *Journal of Applied Econometrics*, 16(3): 289-326.
- Phillips, P. C. B., ve Perron, P. (1988) "Testing For a Unit Root in Time Series Regression" *Biometrika*, 75(2): 335-346.
- Piersanti, G. (2000) "Current Account Dynamics and Expected Future Budget Deficits: Some International Evidence" *Journal of International Money and Finance*, 19: 255-271.
- Rambaldi, A. N. ve Doran, H. E. (1996) "Testing for Granger Non-Causality in Cointegrated Systems Made Easy" *Working Papers in Econometrics and Applied Statistics*, No. 88, Department of Econometrics, University of New England, 1-23.
- Saeed, S. ve Khan, M. A. (2012) "Twin Deficits Hypothesis: The Case of Pakistan 1972-2008" *Academic Research International*, 3(2): 155-162.

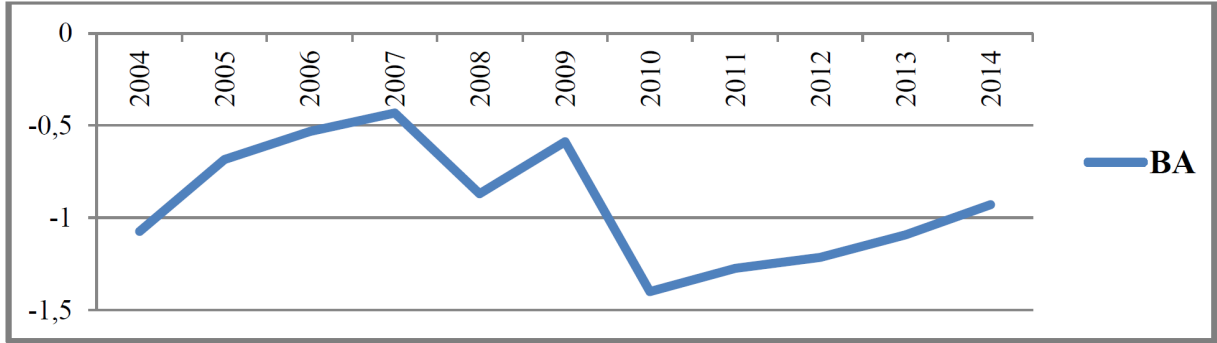
- Sever, E. ve Demir, M. (2007) "Türkiye'de Bütçe Açığı ile Cari Açık Arasındaki İlişkilerin VAR Analizi ile İncelenmesi" *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 2(1): 47-63.
- Shahbaz, M., Shabbir M. S. ve Butt, M. S. (2013) "Does Military Spending Explode External Debt in Pakistan?" *Defence and Peace Economics*, 2-24.
- Söylemez, A. O. ve Yılmaz, A. (2012) "Türkiye Ekonomisinde Finansal Serbestleşme Döneminde Uluslararası Sermaye Girişi - Büyüme İlişkisi" *MPRA*, Paper No. 52271: 1-19.
- Süreççi, D. (2011) "Türkiye'de Üçüz Açıklar Olgusunun Analizi: Dinamik Bir Yaklaşım" *Yönetim ve Ekonomi*, 18(1): 51-69.
- Şen, A., Şentürk, M., Sancar, C. ve Akbaş, Y. E. (2014) "Empirical Findings on Triplet Deficits Hypothesis: The Case of Turkey" *Journal of Economic Cooperation and Development*, 35(1): 81-102.
- Şengül, S. ve Tuncer, İ. (2006) "Türkiye'de Enerji Tüketimi ve Ekonomik Büyüme: 1960-2000" *İktisat İşletme ve Finans Dergisi*, 21(242): 69-80.
- Toda, Y. H. ve Yamamoto, T. (1995) "Statistical Inference In Vector Auto regressions With Possibly Integrated Process" *Journal of Econometrics*, 66: 225-250.
- Tunçsiper, B. ve Sürekçi, D. (2011) "Türkiye'de İkiz Açıklar Hipotezinin Geçerliliğinin Zaman Serisi Analizi" *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 11(3): 103-120.
- Tülümce, S. Y. (2013) "Türkiye'de Üçüz Açığın Ampirik Analizi (2010-1984)" *Maliye Dergisi*, 165: 97-114.
- Türkay, H. (2013) "Türkiye'de Cari Açık, Bütçe Açığı ve Yatırım-Tasarruf Açığı İlişkisi" *Celal Bayar Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 14(2): 253-269.
- Uğur, A. A. ve Karatay, P. (2009) "İkiz Açıklar Hipotezi: Teorik Çerçeve ve Hipoteze Yönelik Yaklaşımlar" *Sosyoekonomi*, 090106: 101-122.
- Wahyudi, I. ve Sani, G. A. (2014) "Interdependence Between Islamic Capital Market and Money Market: Evidence From Indonesia" *Borsa Istanbul Review*, 14: 32-47.
- Wolde-Rufael, Y. (2009) "The Defence Spending-External Debt Nexus in Ethiopia" *Defence and Peace Economics*, 20(5): 423-436.
- Yamak, N. ve Tanrıöver, B. (2007) "Türkiye'de Nominal Faiz Oranı-Genel Fiyat Düzeyi İlişkisi: Gibson Paradoksu" İnönü Üniversitesi 8. Türkiye Ekonometri ve İstatistik Kongresi, Mayıs 24-25, Malatya.
- Yıldırım, K., Karaman, D. ve Taşdemir, M. (2008) *Makroekonomi*, 7. Baskı, Eskişehir, Seçkin Yayıncılık.
- Zivot, E. ve Andrews, D.W. K. (1992) "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis" *Journal of Business & Economic Statistics*, 10 (3): 251-270.

Ekler



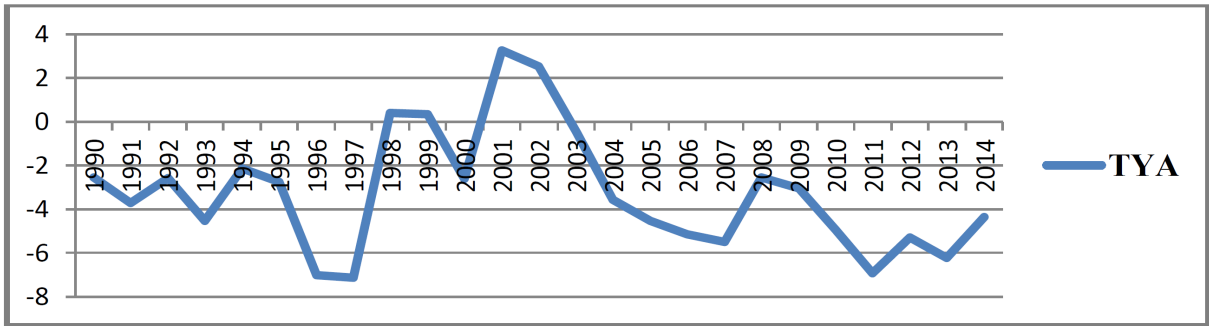
Şekil 1: Türkiye Ekonomisinde Cari Açık (% GSYİH)

Kaynak: TCMB EVDS (2014)



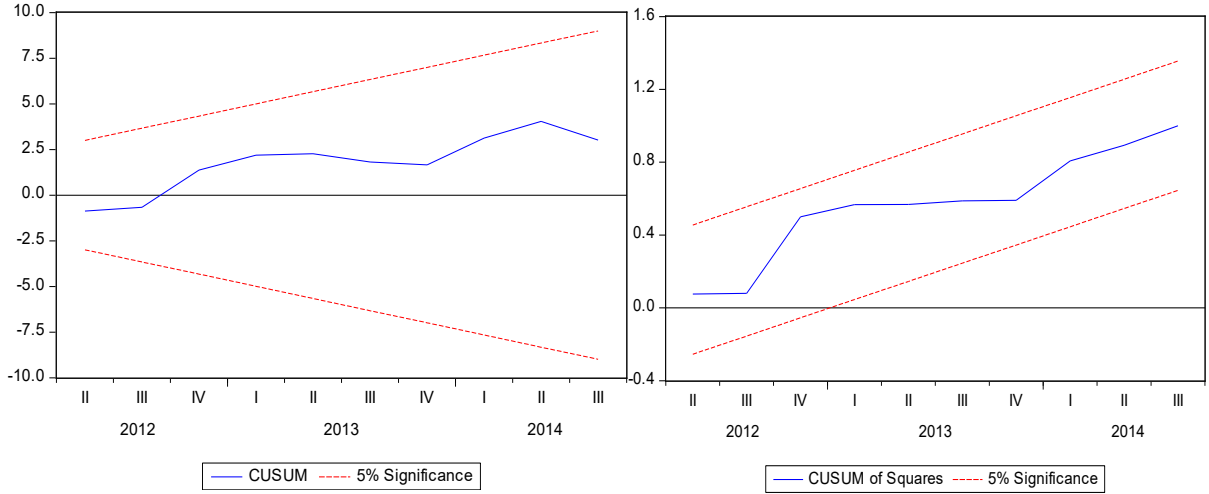
Şekil 2: Türkiye Ekonomisinde Bütçe Açığı (% GSYİH)

Kaynak: TCMB EVDS (2014)



Şekil 3: Türkiye Ekonomisinde Tasarruf Yatırım Açığı (% GSYİH)

Kaynak: TCMB EVDS (2014)



Şekil 4: Uzun Dönem İlişki Modeli için CUSUM ve CUSUMSQ Grafikleri

Tablo 1: 2013 yılında En Fazla Cari Açık Veren 10 Ülke

	Cari Açık (milyar dolar)	Cari Açık/GSYİH
A.B.D.	-400	-2.38
Birleşik Krallık	-114	-4.51
Brezilya	-81	-3.61
Türkiye	-65	-7.94
Kanada	-58	-3.21
Avustralya	-49	-3.31
Hindistan	-49	-1.72
Fransa	-40	-1.31
Endonezya	-29	-3.34

Kaynak: Dünya Bankası (World Development Indicators); IMF (World Economic Outlook, Ekim, 2014)

Tablo 2: İkiz Açık Hipotezini Test Eden Çalışmalar

İKİZ AÇIK HIPOTEZİNİ DESTEKLEYEN ÇALIŞMALAR		
Yazar(lar)/Yıl	Ülke(ler)	İncelenen Dönem/ Yöntem
Piersanti (2000)	OECD ülkeleri	1970-1997, Granger ve Sims nedensellik testleri, GMM
Mukhtar vd. (2007)	Pakistan	1975:1-2005:4, Eşbütünleşme , ECM, Granger nedensellik testi
Sever ve Demir (2007)	Türkiye	1987:1-2006:4, VAR; Granger nedensellik testi, Varyans ayrıştırması, Etki-tepki analizi
Ganchev (2010)	Bulgaristan	2000-2010, Granger nedensellik testi, VAR, VECM, Etki-tepki analizi, Varyans ayrıştırması
Perera ve Liyanage (2011)	Sri Lanka	1960-2009 (yıllık veri) ve 1990:1-2009:4, Eşbütünleşme ve Granger nedensellik testi
Omoniyi vd. (2012)	Nijerya	1970-2008, Eşbütünleşme, ECM ve Granger nedensellik testi
Bayrak ve Esen (2012)	Türkiye	1975-2010, Johansen eşbütünleşme, ECM
İKİZ AÇIK HIPOTEZİNİ DESTEKLEMİYEN ÇALIŞMALAR		
Yazar(lar)/Yıl	Ülke(ler)	İncelenen Dönem/ Yöntem
Marinho (2008)	Mısır	1974-1989, Johansen Eşbütünleşme, Granger nedensellik testi
Aksu ve Başar (2009)	Türkiye	1994:09-2008:09, Sınır Testi, ARDL analizi
Afonso ve Rault (2009)	OECD ve AB ülkeleri	1970-2007, Panel eşbütünleşme ve SUR yöntemi
Daly ve Siddiki (2009)	23 OECD ülkesi	1960-2000, Yapısal kırılmalı eşbütünleşme
Tunçşiper ve Süreççi (2011)	Türkiye	1987:01-2007:03, VAR modeli, Granger nedensellik analizi, Etki tepki fonksiyonları, Varyans ayrıştırma
Bolat vd. (2011)	Türkiye	1998:1-2010:4, Sınır testi, ARDL analizi
Saeed ve Khan (2012)	Pakistan	1972-2008, Eşbütünleşme ve Granger nedensellik testi
Kilavuz ve Dumrul (2012)	Türkiye	2006:1-2010:12, sınır testi, VAR modeli, Granger nedensellik testi
Hydoğan ve Erkam (2013)	Türkiye	1987:1-2005:4, Granger nedensellik testi
Özçalık ve Erataş (2014)	Polonya, Yunanistan, İrlanda, Portekiz, İspanya ve Türkiye	1995-2010, Panel veri analizi

Tablo 3: Üçüz Açık Hipotezini Test Eden Çalışmalar

ÜÇÜZ AÇIK HIPOTEZİNİ DESTEKLEYEN ÇALIŞMALAR		
Yazar/Yıl	Ülke(ler)	Sonuçlar
Kim ve Roubini (2008)	ABD	Bütçe açığı ve tasarruf açığı cari açığı artırmaktadır.
Gruber ve Kamin (2007)	61 ülke	Üçüz açığın varlığı geçerlidir.
Chowdhury ve Saleh (2007)	Sri Lanka	Cari açık, bütçe açığı ve tasarruf yatırım açığı arasında pozitif ilişki vardır.
Akinci ve Yılmaz (2012)	Türkiye	Tasarruf ve bütçe açıkları, cari açık üzerinde kısa ve uzun dönemde pozitif etkiye sahiptir. Üçüz açık hipotezi geçerlidir.
Bolat vd. (2014)	15 AB Ülkesi	Polonya, Portekiz, İspanya ve İsveç için üçüz açık hipotezi geçerlidir.
Türkay (2013)	Türkiye	Üçüz açık geçerlidir. Kısa dönemde tasarruf açığı cari açığı artırırken, uzun dönemde hem tasarruf açığı hem de bütçe açığı cari açığı artırıcı etkiler yaratmaktadır.
Akbaş vd. (2014)	Türkiye	Cari açık ile bütçe açığı arasında ve cari açık ile tasarruf açığı arasında iki yönlü nedensellik vardır. Üçüz açık hipotezi geçerlidir.
Şen vd. (2014)	Türkiye	Üçüz açık hipotezi geçerlidir.
ÜÇÜZ AÇIK HIPOTEZİNİ DESTEKLEMİYEN ÇALIŞMALAR		
Süreççi (2011)	Türkiye	Bütçe açığı ve cari açık arasında ilişki vardır. Ancak yatırım tasarruf oranı ile cari açık arasında ilişki yoktur.
Karaçor vd. (2012)	Türkiye	Cari açık ve kamu açığı arasında iki yönlü nedensellik ilişkisi vardır. Bu değişkenler arasında kısa dönemli bir nedensellik bulunamamıştır.
Tülümcü (2013)	Türkiye	Üçüz açık geçerli değildir. Tasarruf açıkları cari açıkları artırmaktadır.
Özdemir vd. (2014)	17 geçiş ekonomisi	Üçüz açık hipotezi geçerli değildir. Ayrıca tasarruf açığının cari açığı artırdığı bulgusuna ulaşılmıştır.

