

Türkiye ve PIIGS^a Ülkelerinde Dördüz Açık Hipotezinin Testi: Panel Veri Analizi^b

Burcu Gediz Oral^{c, d}, Tuğba Arpazlı Fazlılar^e

Özet

“Dördüz açık” kavramı “ikiz açık”, “üçüz açık” ve “çıktı açığı” kavramlarının bir arada ele alınmasını ifade etmektedir. Ancak özellikle tasarruf ve bütçe açıklarının etkisiyle birlikte çıktı açığını da konuya dahil eden çalışmalar yeni yeni analizlerin konusu olmaya başlamıştır. Bu çalışmanın amacı; Türkiye ve PIIGS ülkeleri için 1986-2021 verileri ile dördüz açık hipotezinin geçerliliğini test etmektir. İlgili yıllar aralığında seçilen değişkenler için eşbütünleşme analizi yapılmıştır. Ardından havuzlanmış ve sabit etkilere dayalı üç ayrı tahminci ile (Pooled Mean Group estimator (PMG), Mean Group estimator (MG) ve Dynamic Fixed Effect estimator (DFE)) analiz yapılarak uzun ve kısa dönemli katsayılar ulaşılmıştır. Elde edilen sonuçlar Türkiye ve PIIGS ülkeleri için dördüz açığın geçerli olmadığını, cari açık üzerinde etkili olan temel değişkenin tasarruf açığı olduğunu göstermektedir. Bununla birlikte, elde edilen bulgulara göre Portekiz ve İrlanda için uzun dönemde, İspanya için kısa dönemde tasarruf açığına ek olarak çıktı açığı da cari açığın belirleyicileri arasındadır.

Anahtar Kelimeler

Dördüz Açık
Türkiye
PIIGS
Panel Veri Analizi
Dördüz Açık

Makale Hakkında

Geliş Tarihi: 01.04.2022
Yayın Tarihi: 28.12.2023
Doi: 10.18026/cbayarsos.1097063

Test of Quadruplet Deficit Hypothesis in Turkey and PIIGS Countries: Panel Data Analysis

Abstract

The concept of “quadruplet deficit” refers to the concepts of “twin deficit”, “triple deficit” and “output gap”. However, studies that include the output gap, especially with the effect of savings and budget deficits, have recently started to be the subject of analysis. The aim of this study, the quadruplet deficit hypothesis is tested with the 1986-2021 data for Turkey and PIIGS countries. A cointegration analysis was performed for the variables between the relevant years. Then, the long- and short-term coefficients were obtained by analyzing three different estimators (Pooled Mean Group estimator (PMG), Mean Group estimator (MG) and Dynamic Fixed Effect estimator (DFE)) based on pooled and fixed effects. The results show that the quadruplet deficit is not valid for Turkey and PIIGS countries, and the main variable affecting the current account deficit is the savings gap. However, according to the findings, the output gap is among the determinants of the current account deficit in addition to the savings gap in the long run for Portugal and Ireland and in the short run for Spain.

Keywords

Quadruplet Deficit
Turkey
PIIGS
Panel Data Analysis

About Article

Received: 01.04.2022
Published: 28.12.2023
Doi: 10.18026/cbayarsos.1097063

^a PIIGS Ülkeleri: Portekiz, İrlanda, İtalya, Yunanistan ve İspanya olarak belirtilen ve AB kapsamında “çevre ülkeler” olarak tanımlanan ülke grubudur.

^b Bu çalışma, Manisa Celal Bayar Üniversitesi Bilimsel Araştırma Projeleri Koordinasyon Birimi tarafından desteklenen 2017-182 No’lu “Türkiye ve PIIGS (Portekiz, İrlanda, İtalya, Yunanistan, İspanya) Ülkelerinde Dördüz Açık Analizi” başlıklı doktora tezinden türetilmiştir.

^c İletişim Yazarı: burcu.gediz@cbu.edu.tr

^d Doç.Dr., Manisa Celal Bayar Üniversitesi, Uygulamalı Bilimler Fakültesi, Finans ve Bankacılık Bölümü, Manisa/ Türkiye, ORCID ID 0000-0001-7096-9288.

^e Araş.Gör.Dr., Manisa Celal Bayar Üniversitesi, Uygulamalı Bilimler Fakültesi, Finans ve Bankacılık Bölümü, Manisa/ Türkiye, ORCID ID 0000-0001-8838-8959.

Giriş

2008 Krizi dünyayı etkisi altına alırken, AB bu etkiyi ilk hissedenlerden olmuştur. Bunun nedenini, ABD'nin AB için en önemli pazar konumunda olması ile açıklamak mümkündür. Ancak bu noktada, Avrupa'nın güçlü ekonomilerinin uyguladığı Neo-merkantilist yapıdaki cari fazla odaklı politikalar ile cari açık veren ekonomiler arasında bir denge mekanizmasının işlemeyişi de krizin aktarımında önemli role sahiptir. Krizin AB'yi hızla etkilemesinde rol oynayan bir başka unsur ise AB'nin finansal fazlalarını, ABD'de üretilen menkul kıymetlere yönlendirmesi olmuştur. Çünkü açıktır ki; ABD'nin 2006'da başlayan finansal ve reel sektör krizi temelde, yatırımların üretim değil menkul kıymetler ağırlıklı değerlendirilmesi sonucu ortaya çıkmıştır. Menkul kıymetler piyasasındaki çöküş, finansal şoku takip etmiş ve finansal piyasaların sermaye yapısındaki daralma ile finansal likiditenin azalması, finansal kurumlarda yüksek kayıplara neden olmuştur. Mali krizin AB'ye etkisi ise bankacılık sistemlerinin çökmesi, enflasyonun hızla artması, istihdam sorunlarının derinleşmesi ve yüksek kur riskine yol açması şeklinde özetlenebilir.

Finansal akımlar ve uluslararası ticaret yoluyla yayılan bu kriz ABD dışındaki gelişmiş ekonomilere sıçrarken Avro'ya geçişin en önemli etkilerinden olan bağımsız ulusal para ve kur politikalarının uygulanamaması ilk olarak Portekiz, İrlanda, İtalya, Yunanistan ve İspanya'da krizin tüm kırılğan etkilerinin ortaya çıkmasına neden olmuştur. Aslında bu ülkeler AB içerisinde yer aldıkları tarihlerden itibaren yapısal sorunlar yaşayan ülkelerdir. Özellikle Maastricht Kriterleri'ni sürekli olarak ihlal etmeleriyle de her zaman dikkat çekmişlerdir. Bu ülkeler Avro Bölgesi'ne dahil olduktan sonra ise döviz kuru ayarlamalarının ekonomilere sağladığı avantajları kullanamadıklarından uluslararası alanda özellikle maliyet rekabetçiliğini kaybetmişlerdir. Diğer bir deyişle, ortak para birimi katı bir sabit kur rejimi olarak düşünüldüğünde, PIIGS ülkeleri için fiyat ve ücret artışları AB ortalamasından daha yüksek oranda gerçekleşmiştir. Bu da söz konusu ülkelerde kırılğan yapının daha da derinleşmesine neden olmuştur. Dolayısıyla kriz sürecine ilişkin akademik literatürde PIIGS ülkeleri olarak yer almışlardır.

2008 Krizi'nin etkileri, Türkiye'de 2000-2001 yıllarında yaşanan kriz sonrası alınan önlemlerin etkisi ile reel sektör üzerinden gecikmeli olarak ortaya çıkmıştır. Ancak krizin küresel boyutu nedeniyle ilk olarak ihracatta görülen daralma hızla reel sektörü etkilemiş ve hemen ardından finansal olarak da etkilerini göstermiştir. Türkiye PIIGS ülkeleri gibi krize cari açık ve dış borçlarla yakalanmış, sonrasında süreç boyunca makroekonomik değişkenler açısından bu ülkelerden çok uzak bir yapı sergilememiştir.

AB 2008 kriziyle birlikte PIIGS ülkelerini birlik içerisinde ayrı bir gruplamaya tabi tutmuştur. Bu ayırmda ülkelerin krize yakalandığı andaki makro ekonomik göstergelerinin yanı sıra krizden etkileniş biçimleri de etkili olmuştur. Bununla birlikte örneğin Katsouli ve Katos (2014)'a göre PIIGS ülkelerinin yakınsaması sadece kriz dönemine ait değildir. Çalışma 30 yıllık bir değerlendirme (Maastricht Antlaşması öncesi on yıl, Maastricht Antlaşması sonrası on yıl ve Avro Bölgesi'nin başlatılmasından sonraki on yıl) ile makroekonomik değişkenler açısından PIIGS ülkelerinin benzer yapılar ortaya koyduğunu ileri sürmektedir. Katsouli ve Katos (2014), bu beş ülkede, işsizlik oranı, bütçe açığı ve brüt kamu borçları farklı düzeylerde seyretse de GSYİH büyüme oranı, işgücü verimliliği artış oranı ve enflasyon oranları birbirine yakındır.

Literatürde Türkiye ile PIIGS ülkeleri arasında da yakınsama çalışmaları yer almaktadır. Örneğin; Topal vd. (2018), 1990-2015 yılları verileri ile gerçekleştirdikleri analizde kamu borcu ile işsizlik ve genç işsizliği verilerini ele almış ve söz konusu altı ülke için yakınsama çalışmalarından elde edilen sonuçlar anlamlı bulunmuştur (Topal vd., 2018: 36-42). Genel olarak bakıldığında makro ekonomik açıdan özellikle ekonomik büyüme, enflasyon oranı, cari açık, bütçe açığı ve yatırım-tasarruf dengesi değişkenleri ile değerlendirildiğinde PIIGS ülkeleri ve Türkiye'nin genellikle paralellik gösterdiği görülmektedir (Ayrıntılı bilgi için bkz. Gediz Oral & Arpazlı Fazlılar, 2021a).

Bu çalışmanın amacı; literatürde PIIGS ülkeleri olarak adlandırılan Portekiz, İrlanda, İtalya, Yunanistan ve İspanya ile Türkiye'de dördüz açık hipotezinin varlığını araştırmaktır. Böylece cari açığın belirleyicilerinde, temel ulusal gelir hesabından yola çıkarak elde edilen unsurların etkinliği analiz edilmektedir. Çalışmada, öncelikle çıktı açığı kavramı tanımlanmış ve cari açık, bütçe açığı, tasarruf açığı kavramlarının çıktı açığı ile ilişkisinin nasıl kurulduğu açıklanmıştır. Sonraki bölümde cari açığı belirleyen unsurları ele alan çalışmaların oluşturduğu literatür ele alınmıştır. Son bölümde ise Türkiye ve PIIGS ülkelerinde tasarruf açığı, bütçe açığı ve çıktı açıklarının cari açık üzerine etkisi ampirik olarak analiz edilerek bulgular ortaya konmuştur. İzlenen ampirik yöntemde tanımlayıcı testlerden sonra değişkenler arasındaki ilişki, tüm panel boyutunda, eşbütünleşme testi ile sınanmış ve ardından kısa ve uzun dönem katsayıların tespiti panel ARDL kapsamında Pooled Mean Group Estimator (PMG), Mean Group Estimator (MG) ve Dynamic Fixed Effect Estimator (DFE) yöntemleri ile gerçekleştirilmiştir. Literatürde PIIGS ve Türkiye için konuyu ampirik olarak ele alan çalışmaların olmaması yönüyle çalışmanın literatüre katkı sağlaması beklenmektedir.

Analitik Çerçeve

İkiz ve üçüz açıklara ilişkin çok sayıda teorik ve ampirik çalışma bulunmaktadır (Ayrıntılı bilgi için bkz. Gediz Oral & Arpazlı Fazlılar, 2021; Gediz Oral & Arpazlı Fazlılar, 2022). Son yıllarda çıktı açığını da analizlere dahil eden çalışmalar yoğunlaşmıştır. "Dördüz açık" kavramı literatürde ayrı ayrı yer alan "ikiz açık", "üçüz açık" ve "çıkta açığı" kavramlarının bir arada ele alınıyor oluşunu ifade etmektedir. Kavram ilk kez Türkiye için dördüz açığın varlığını araştıran Akıncı vd. (2016)'e ait ampirik çalışmada kullanılmıştır.

Literatürde bu dört değişkenin birlikte ele alınmasına ilişkin çalışmalar sınırlı olmakla birlikte; çıktı açığının cari açık ve/veya GSYİH üzerindeki etkileri dolayısıyla araştırmalara dâhil edildiği görülmektedir.

Çıkta açığı, potansiyel ve gerçekleşen GSYİH arasındaki yüzdesel fark olarak tanımlanır. Bu tanım ışığında çıktı açığı aşağıdaki gibi açıklanacaktır (Bank of Japan, 2003):

$$\text{Çıkta Açığı} = \frac{\text{Gerçekleşen Çıkta} - \text{Potansiyel Çıkta}}{\text{Potansiyel Çıkta}} \quad (1)$$

Potansiyel çıktı, bir ekonominin verimli bir şekilde, yani tam kapasite ile çalışırken üretebileceği maksimum ürün ve hizmet miktarıdır. Sıfır çıktı açığı, gerçek çıktının potansiyel çıktıya eşit olduğu anlamına gelir. Bununla birlikte, herhangi bir zamandaki çıktı açığı pozitif veya negatif olabilir. Burada sözü edilen pozitif çıktı açığı; gerçek çıktının potansiyel üretimden daha büyük olduğu durumu ifade eder. Bu genellikle talebin çok yüksek olduğu ve ekonominin "aşırı ısındığı" durumlarda gerçekleşir. Talebi karşılamak için işletmeler, fabrikalar ve işçiler en verimli kapasitelerinin ötesinde çalışır. Fiyatların ve ücretlerin sürekli artmasına neden olarak enflasyonu artıran daha yüksek maliyetlerle sonuçlanmaktadır. Talep yüksek kalırsa, enflasyonu hızlandırmadan sürdürmenin tek yolu, potansiyel üretimin

artırılması, yani ekonominin üretim kapasitesinin arttırılmasıdır. Ancak bu, gerçekleştirilmesi zaman alan fiziksel ve beşerî sermayeye yapılan yatırımlarla gerçekleştirilmelidir. Kısa vadede, ortaya çıkan pozitif bir çıktı açığı tahmininin, talebin faize duyarlı bileşenlerinde bir düşüşe yol açarak “aşırı ısınan” ekonomiyi “soğutmayı” amaçlayan daha yüksek bir faiz oranı yoluyla daha sıkı bir para politikası ile sonuçlanması muhtemeldir. Negatif bir çıktı açığı ise gerçek çıktı, ekonominin tam kapasite ile üretebileceği çıktı seviyesinin altında olduğunda meydana gelir. Ortaya çıkan negatif bir fark, eksik talep nedeniyle ekonomide boş kapasite veya gevşeme olduğu anlamına gelir. Bir durgunluk sırasında, üretim potansiyelin altına düştüğü için işsizlik artmakta, fiyat ve ücret artışları düşmekte bu da enflasyonu düşürmektedir. Düşen talebin negatif üretim açığının ortaya çıkmasına yol açtığı ve enflasyonun düşmesine neden olabileceği kabul edilerek, genişleyici para politikası uygulanacaktır. Burada ne pozitif ne de negatif bir boşluğun arzu edilmediğini vurgulamak önemlidir (Darby ve McIntyre, 2018:19)

Çıktı açığının makroekonomik dengelerle ilişkisi aşağıdaki denklemler yardımıyla kurulmaktadır (Akıncı vd., 2016):

$$Y=C+I+G+(X-M) = C+S+T \quad (2)$$

(2) nolu eşitliğe bakarsak; Y, milli geliri; C, tüketim harcamalarını; I, yatırım harcamalarını; G, kamu harcamalarını; X, ihracatı; M, ithalatı; S, tasarrufları ve T ise vergileri göstermektedir. Bu eşitlik sadeleştirildiğinde şu şekilde de gösterilebilir:

$$Y=I+G+X=S+T+M \quad (3)$$

3 nolu eşitlik aslında genel makroekonomi dengesi eşitliğini vermektedir:

$$Y=(X-M) = (T-G) + (S-I) \quad (4)$$

Eşitlik (4)'te görülmektedir ki; tüm değişkenler kendi içlerindeki eşitlikten yani ideal denge durumundaki hallerinden pozitif ya da negatif yönlü uzaklaşmış olan fark değerleri ile kullanılmaktadır. Dolayısıyla; burada Y'nin temelde gerçekleşen GSYİH ile ideal denge durumunda gerçekleşmesi beklenen potansiyel GSYİH arasındaki fark olarak denkleme yer alması eşitliği bozmayacaktır. Çünkü ekonomide ideal dengenin sağlanması durumunda tüm farklar sıfır olacak ve eşitlik korunacaktır. Bu durumda, gerçekleşen GSYİH (Y_r) ve potansiyel GSYİH (Y_p) olarak gösterilirse eşitliği aşağıdaki gibi yazmak mümkündür:

$$(Y_r - Y_p) = (X - M) = (T - G) + (S - I) \quad (5)$$

Bu denklemde (X-M) cari işlemler dengesini, (T-G) bütçe dengesini ve (S-I) bir ekonomideki yatırım-tasarruf dengesini temsil ederken ($Y_r - Y_p$) ilgili döneme ait GSYİH dengesini, yani çıktı açığını yansıtmaktadır. Dikkat edilirse; ideal durumda bu fark da sıfır olacağından eşitlik geçerliliğini koruyacaktır. 5 nolu eşitlikten yola çıkarak çıktı açığının cari açıkla olan ilişkisini daha net görebilmek için çıktı açığını eşitliğin diğer tarafına alırsak aşağıda yer alan 6 nolu eşitliğe ulaşılmaktadır:

$$(X - M) = (T - G) + (S - I) - (Y_r - Y_p) \quad (6)$$

Burada çıktı açığının negatif işaretli olmasının cari açıkla ilişkisi açısından değerlendirilmesi, gerçekleşen çıktı ile potansiyel çıktı arasındaki farka bağlı olarak yapılacaktır. Bu anlamda denkleme matematiksel olarak baktığımızda gerçekleşen çıktı ile potansiyel çıktı arasındaki fark azaldıkça bu durum cari açığın büyümesi olarak denkleme yansıyacaktır. Bunun nedeni; eğer bir ülkede tasarruflar üretime yönelik yatırıma yönlendirilmiyorsa çıktı açığını azaltmak için ithalatta artış olması zorunluluğudur. Literatürde konuyla ilgili yapılan ampirik çalışmalar da bu ilişkiyi doğrular nitelikte sonuçlara ulaşmışlardır.

Dördüz Açık Literatürü

Genel olarak literatür incelendiğinde konuya ilişkin çalışmalar, doğrudan “dördüz açıklar” başlığını taşımamakla birlikte, içeriğinde cari açığı etkileyen unsurlar olarak bütçe açığı, tasarruf açığı, ulusal gelir düzeyi, döviz kurları gibi değişkenleri ele almakta ve gerçekleştirilen analiz yöntemleri ile farklı bulgular ortaya koymaktadır. Bunlara ek olarak çıktı açığını ele alan çalışmalar da bu çalışmanın konusunun önemli bir dayanağını oluşturmaktadır.

Konuyla ilgili en kapsamlı çalışmalardan biri olan Nickel ve Vanteenkiste (2008) cari açığı etkileyen unsurları incelerken mali açıklık, yatırımların GSYİH’ya oranı, döviz kuru değişimi, kişi başına gelirdeki değişim oranı, çıktı açığı, dış ticaret hadlerindeki yıllık değişim oranı, demografik unsurun analize dâhil edilmesi açısından bağımlılık oranı, verimlilik değişim oranı gibi değişkenleri de analize dâhil etmişler ve konunun Ricardian Denklik Hipotezi (RDH) ile de ilişkisini ele almışlardır. Çalışma 1981-2005 dönemi için 22 sanayileşmiş ülkeyi kapsayan dinamik bir panel eşik modeli kullanmıştır. Çalışmanın nihai sonuçları; bütçe açıklarının GSYİH’ya oranı için üç eşik değer olduğu yönündedir. Buna göre; (i) bütçe açığının GSYİH’nın %44’üne kadar olduğu ülkelerde bütçe açığı ile cari açık ilişkisi Keynesyen görüşü destekler nitelikte olup aralarındaki ilişki pozitifdir. (ii) Bütçe açığının GSYİH’nın %44 ile %90’ı arasında olan ülkelerde bu ilişki azalmakla birlikte hala pozitifdir. (iii) Bütçe açığının GSYİH’ya oranının %90’nun üzerinde olduğu ülkelerde ise ilişki negatif ve önemsizdir. Bunun anlamı bütçe açığındaki bir artışın cari açığı etkilemediği, diğer bir deyişle, RDH’nin geçerli olduğu ülkelerin bu yüksek bütçe açığına sahip ülkeler olduğudur. Öte yandan çalışmamızla doğrudan ilişkili olarak, çıktı açığının modellemede ortaya konan katsayısı anlamlı ve negatiftir. Nickel ve Vanteenkiste (2008) bunu, sürekli gelir hipotezi tarafından da desteklenen “çıktı açığının tasarruflar üzerindeki pozitif etkisi”nin ötesinde yatırımlar üzerindeki hızlandırıcı etkisinin daha baskın olduğu şeklinde yorumlamışlardır. Çalışmada yer alan bu yorum, temel olarak çıktı açığındaki artışın yani ekonominin ideal üretim düzeyi noktasından uzaklaşmasının tasarrufları arttıracığı, tasarruf artışının da yatırımları finanse edeceği, dolayısıyla tasarruf yatırım eşitliğindeki bu artışın cari açığı düşüreceği bağlantısına dayandırılmaktadır.

Downes ve Moore (2007), cari açığın belirleyicilerine ilişkin çalışmalarında çıktı açığı, bütçe açığı, nüfus bağımlılık oranı, ulusal ve uluslararası faiz oranları ve döviz kuru değişkenleri ile 1970-2004 yılları aralığında gelişmiş ve gelişmekte olan 45 ülkeyi ele almışlardır. Havuzlanmış veri analiz yönteminin kullanıldığı, ülkelerin esnek döviz kuru politikası uygulayanlar ve sabit döviz kuru politikası uygulayanlar olarak ikiye ayrıldığı çalışmada özellikle sabit döviz kuru uygulayan ülkelerde çıktı açığındaki değişimlerin cari açığa yansımalarının daha yüksek oranlarda olduğu bulgusuna ulaşmışlardır. Çünkü bu ülkelerde fiyat ayarlamaları yapılamadığından, çıktı açığı artışları ithal mal ve hizmetlere olan harcamaları artıracak böylelikle cari açık yüksek oranda bu durumdan etkilenecektir. Bu nedenle Downes ve Moore (2007)’a göre; özellikle sabit döviz kuru uygulayan ülkeler cari açık hesaplamalarına çıktı açığını dâhil etmek zorundadırlar. Söz konusu ülkelerde eğer çıktı açığı dikkate alınmazsa yanlış politika kararlarının alınmasına neden olacaktır.

Blanchard ve Giavazzi (2002) OECD, Avrupa Birliği ve Avro Bölgesi ülkeleri için Feldstein-Horioka Hipotezi bağlamında cari açıkları inceledikleri çalışmalarında, 1975-2000 yılları için panel veri analizi uygulamışlar ancak Güney Kore, Türkiye ve Meksika’yı analize dâhil etmemişlerdir. Bunun nedenini; bu üç ülkenin diğer OECD ülkelerine kıyasla görece daha düşük gelir düzeyine sahip olduklarından bu ülkelerde cari açığı etkileyecek mekanizmaların

daha farklı işleyeceği düşüncesi olarak açıklamışlardır. Bununla birlikte söz konusu çalışmanın içerisinde Orta Avrupa ülkeleri (Çek Cumhuriyeti, Macaristan, Polonya ve Slovak Cumhuriyeti) için veri eksiklikleri olması nedeniyle dengesiz panel veri analizi uygulaması yapılmıştır. Avrupa Birliği içerisinde ise Lüksemburg, İrlanda, Portekiz ve Yunanistan ayrıca analize tabi tutulmuşlardır. Çalışmanın verilerinde, tasarruf-yatırım ilişkisi ile bağlantılı olarak ekonomideki çıktı düzeyi de değişkenlere dâhil edilmiştir. Çalışma sonuçlarına göre; Feldstein-Horioka Hipotezi'nin geçerliliğini yitirdiği, tasarruf-yatırım arasında kuvvetli bir korelasyonun olmasının yanı sıra ülkeler arasında da yatay kesit bağımlılığının bulunduğu; tasarruf açığının cari açığın büyümesinde etkin olduğu ve bu etkinin ekonomideki çıktı düzeyi ile ilişkili olarak cari açığa yansıdığı vurgulanmıştır. Blanchard ve Giavazzi (2002)'de vurgulanan bir diğer önemli nokta; analizlerde çıktı düzeyi yerine çıktı açığının kullanılmasının ulaşılan bulgularda bir değişikliğe yol açmamış olmasıdır. Çalışmada ele alınan ülke gruplarında, özellikle daha düşük gelir düzeyine sahip ülkeler (Türkiye, Güney Kore, Orta Avrupa Ülkeleri) olarak ayrı tutulan ülkelerde görülen çıktı açıklarının gerekçesi ise yalnızca sermaye yetersizliği ile değil, aynı zamanda düşük faktör verimliliği ile açıklanmaktadır. Bu nedenle, Blanchard ve Giavazzi (2002)'ye göre bu tür ülkelerde cari açık düzeyleri daha da derinleşmektedirler.

Jaumotte ve Sodsriwiboon (2010), 1994-2008 yılları aralığında Güney Avrupa ülkeleri olan Kıbrıs, Yunanistan, İtalya, Malta, Slovenya, Portekiz ve İspanya'yı kapsayan çalışmalarında, bu ülkelere ait cari açık dengesizliklerini araştırmışlardır. Ulaştıkları bulgulara göre; bir ekonomide tasarruf açığının olması cari açığın büyümesinde etkin rol oynamaktadır. Öte yandan; IMF verileri ile elde ettikleri grafikler, çıktı açığındaki artışların cari açığı derinleştirdiği bulgularına uymaktadır. Çalışma, bir ekonomide tasarruf açığı varken çıktı açığındaki düşüşün ancak ithalat artışı ile sağlanabileceğini bunun da cari açığı artıracığı sonucunu vurgulamaktadır.

Gelişmekte olan ülkelerde cari açığın belirleyicileri konusunu ele alan Calderon, Chong ve Loayza (2000), gelişmekte olan 44 ülkenin 1966-1995 yılları aralığındaki verileri ile panel veri analizi gerçekleştirmişlerdir. Çalışmanın verileri, konuyla ilgili literatüre uygun olarak, kamu ve özel kesim tasarruf düzeyi başta olmak üzere, ulusal gelir hesaplarında yer alan diğer tüm değişkenler olarak belirlenmiştir. Çalışmanın bulgularına göre; gelişmekte olan ülkelerde cari işlemler açığı göreceli olarak kalıcıdır. Reel döviz kurunun değer kazanmasına neden olan şoklar, cari işlemler açığının yükselmesi ile bağlantılıdır. Gerek sanayi ekonomilerindeki yüksek büyüme oranları, gerekse uluslararası faiz oranlarının yükselmesi, gelişmekte olan ekonomilerdeki cari açığı azaltmaktadır. Bu grupta yer alan ülkelerde sermaye yetersizliği ve/veya düşük faktör verimliliği oranları nedeniyle, çıktı düzeyindeki artış ya da diğer bir deyişle çıktı açığının azalması cari açığı artıracaktır. Tasarruf oranlarındaki artışlar ise cari açığın azalmasına neden olacaktır. Calderon, Chong ve Loayza (2000), yurt içi hasıladaki %1'lik artışın (ya da çıktı açığındaki aynı oranda azalmanın) cari açıkta %0,21'lik bir artışa neden olacağını ortaya koymuşlardır. Elde edilen sonuçlar, büyümedeki artışın, tasarruf oranındaki artışla ilişkili olsa da yatırım oranı ile olan korelasyonunun biraz daha yüksek olduğunu ve bu nedenle cari açığın kötüleşmesine neden olduğunu göstermektedir.

Türkiye ekonomisi için cari açık belirleyicilerine çıktı açığını ekleyerek analiz yapan çalışmalardan ilki; Akıncı, Akıncı ve Yılmaz (2016) tarafından 1980-2013 yıllarına ait verilerle gerçekleştirilmiştir. Çalışmada yapılan analiz sonucunda eş bütünleşme testinde değişkenler arasında uzun dönemli ilişkilerin varlığı tespit edilmiştir. Ayrıca cari açık, bütçe açığı, tasarruf açığı ve çıktı açığı değişkenleri arasındaki nedensellik ilişkisi Toda-Yamamoto nedensellik

testi ile araştırılarak değişkenler arasında nedensellik ilişkilerinin varlığı ortaya konulmuştur. Son olarak eşanlı denklem sistemleri yaklaşımı ile çıktı açığı, bütçe açığı ve tasarruf açığının cari açık üzerinde aynı anda etkili olduğu ve Türkiye için bir “dördüz açık”tan söz edilebileceği sonucuna ulaşılmıştır.

Akan (2017) tarafından yapılan çalışma, Türkiye ekonomisinde dördüz açıkların varlığı ön kabulü ile gerçekleştirilmiştir. Literatür taraması ve resmi verilerin karşılaştırılması yoluyla gümrük vergilerinin dış ekonomik dengeye olan etkisi aracılığıyla dördüz açıkları etkilediği yorumuna ulaşılmıştır.

Tezer (2020) tarafından Türkiye için 1983-2019 yılları aralığına ait verilerle gerçekleştirilen dördüz açık analizinde konuya ilişkin ekonometrik yöntemler uygulanmış ve nedensellik testi ile de değişkenler arasındaki ilişki incelenmiştir. Çalışmanın sonuçları göstermektedir ki; tüm değişkenler arasında karşılıklı ilişki söz konusu olduğundan, Türkiye için dördüz açık hipotezinin geçerliliğinden söz etmek mümkündür.

Yaraşır Tülümce ve Saykal (2021), 1990-2019 döneminde Türkiye için dördüz açıkların varlığını Granger Nedensellik Testi ve VAR Analizi ile araştırarak dördüz açık varlığının geçerli olmadığı sonucuna ulaşmışlardır.

Veri Seti ve Yöntem

Çalışmada ele alınan altı ülke olan Portekiz, İrlanda, İtalya, Yunanistan, İspanya ve Türkiye’ye ait veri seti Uluslararası Para Fonu (IMF) ve Ekonomik Kalkınma ve İşbirliği Örgütü (OECD) tarafından yayınlanan “Economic Outlook” serilerinin 2018 ve 2019 yılı verilerinden ve interaktif data sorgulamalarına dayalı olarak elde edilmiştir. Söz konusu veriler araştırmaya konu olan Portekiz, İrlanda, İtalya, Yunanistan ve İspanya’nın aynı anda AB üyeliklerinin olduğu ilk yıl olan 1986’dan başlamakta ve 2021’e kadar 36 yıllık bir süreci kapsamaktadır. Ancak; İrlanda, Yunanistan ve Türkiye’ye ait verilerin bazılarında eksiklikler tespit edilmiş ve bu veri eksikliğinin giderilmesi mümkün olmamıştır. Dolayısıyla söz konusu verilerdeki eksiklik dengesiz panel veri elde edilmesi sonucunu doğurmuş ve analiz bu yapıda şekillenmiştir. Verilere yatay kesit bağımlılık testleri, ardından durağanlık sınamasına ilişkin birim kök testi, eş bütünleşme ve model tahmini testleri uygulanmıştır. Uygulamada kullanılan kısaltmalarda (ca): cari açığı, (ba): bütçe açığını, (ta): tasarruf açığını ve (og): çıktı açığını ifade etmektedir. Analize konu olan ülkelere ait tüm veriler GSMH’ya oranlanmış olarak kullanılmıştır.

Model Tahmini ve Bulgular

Panel veri analizinde model tahmini yapmak için öncelikle veri setinin tanımlanarak özelliklerinin ortaya konması gerekmektedir. Bu aşamada değişkenlerin normal dağılım gösterip göstermediğine ilişkin çarpıklık, basıklık ve Jarque-Bera Test değerleri Tablo 1’de görülmektedir.

Tablo 1. Normal Dağılım Göstergeleri

Değişkenler	Çarpıklık (Kurtosis)	Basıklık (Skewness)	Jarque-Bera
ca	0.2419	0.0593	5.513 (4.97)*
ba	0.0000	0.0000	410.5 (53.10)*
ta	0.0006	0.0602	16.99 (13.07)*
og	0.0093	0.1787	8.434 (7.87)*

*Parantez içinde verilen değerler ilgili test istatistiğine ait kritik değerleridir.

Tablo 1’te yer alan değerlere baktığımızda üç değişkenin de çarpıklık ve basıklık değerlerinin -1 ile +1 aralığında kaldığı ve sifıra çok yakın olduğu görülmektedir. Buna göre değişkenlerin normal dağılıma çok yakın oldukları söylenebilir. Bununla birlikte değişkenlere ait Jarque-Bera test değerleri de kritik değerlerin üzerinde olduğundan normal dağılımı onaylamaktadır.

Değişen Varyans ve Otokorelasyon Testleri

Ekonometrik analizlerde ele alınan veri setlerinde değişen varyans durumunun dikkate alınmaması durumunda modele ilişkin standart hata değerleri sapmalı olacaktır (Yerdelen Tatoğlu, 2018: 210-211). Bu nedenle öncelikle bu testin uygulanması sonuçların güvenilirliği için yol gösterici niteliktedir.

Modellemede tesadüfi etkiler varsayımı altında dengesiz panel veri ile analiz yapılması nedeniyle bu koşullara uygun olarak Levene (1960) tarafından önerilen testin Brown ve Forsythe (1974) tarafından geliştirilmesi ile elde edilen kritik değer hesaplamaları 7 nolu eşitlikteki gibi formüle edilir:

$$W_0 = \frac{\sum_i n_i (\bar{z}_i - \bar{z}_{...})^2 / (g-1)}{\sum_i \sum_j (z_{ij} - \bar{z}_i)^2 / \sum_i (n_i - 1)}$$

(7)

Burada W_0 kritik değerini, g birim sayısını, n gözlem sayısını göstermektedir. Buna ek olarak; $\bar{z}_i = \sum z_{ij} / n_i$ formülasyonunda yer alan z_{ij} i. gruptaki x 'in j . gözlemi olan x_{ij} ile x_i nin grup ortalamasının mutlak değerine eşittir ($z_{ij} = |x_{ij} - \bar{x}_i|$). Bununla birlikte, Brown ve Forsythe'nin önerdikleri iki test istatistiğinde; \bar{x}_i yerine \bar{x}_i birim medyanı kullanılarak yapılan dönüşümde W_{50} ve \bar{x}_i yerine x_{ij} 'nin i. birim %10 indirgenmiş ortalaması kullanılarak yapılan dönüşümde W_{10} kritik değerleri elde edilir (Brown ve Forsythe, 1974; Yerdelen Tatoğlu, 2018: 235). Bu bilgilere dayanarak değişen varyans testinde elde edilen değerler Tablo 2a ve Tablo 2b’de görülmektedir.

Tablo 2a. Levene, Brown ve Forsythe Test Değerleri

Ülke	Ortalama	Standart Sapma	Gözlem sayısı
Portekiz	-2,384	0,963	32
İrlanda	-5,821	0,364	24
İtalya	-2,403	0,498	31
Yunanistan	-1,552	0,114	33
İspanya	-1,863	0,360	33
Türkiye	-2,745	0,798	19
Toplam	-6,520	0,568	172

Tablo 2a’da görüldüğü üzere her bir seriye ait ortalamalar 0.4 ile -0.4 aralığında değişmektedir. Standart sapmalar ise 1,9 ile 5 değerleri arasındadır. Tablo 2b ise değişen varyans testine ilişkin nihai sonuçları göstermektedir.

Tablo 2b. Levene, Brown ve Forsythe Kritik Değerleri

Kritik Değer	Serbestlik derecesi	Olasılık (Pr>F)
$W_0 = 12,127$	(5, 166)	0.0000
$W_{50} = 8,823$	(5, 166)	0.0000
$W_{10} = 10,876$	(5, 166)	0.0000

H_0 : Heteroskedasite yoktur.

H_a : Heteroskedasite vardır.

Tablo 2b’de yer alan olasılık değerleri 0,05’ten küçük olduğundan tüm kritik değerler için H_0 reddedilir. Bu durumda seriler için değişen varyans söz konusudur. Bu durum aynı zamanda serilerin durağan olma beklentisini düşürmektedir. Bununla birlikte otokorelasyon testi için Baltagi ve Wu (1999)’nun “locally best invariant” (LBI) testini kullanıyoruz. Bu test bir p değeri içermemekle birlikte Bhargava, Franzini ve Narendranathan (1982) Durbin-Watson istatistiğini raporlar. Tablo 3 ilgili iki istatistiği vermektedir.

Tablo 3. I(0) Otokorelasyon Test İstatistikleri

Modified Bhargava et al. Durbin-Watson	Baltagi-Wu LBI
0.485	0,593

Tablo 3’te görüldüğü gibi her iki istatistik de <2 değerindedir. Bu nedenle verilere ilişkin değerlendirmede otokorelasyon olduğunu söylemek mümkündür. Bu durumda her bir yatay kesite ait seriler I(1) olduğunda test istatistiklerinin değerleri Tablo 4’te görülmektedir.

Tablo 4. I(1) Otokorelasyon Test İstatistikleri

Modified Bhargava et al. Durbin-Watson	Baltagi-Wu LBI
2,110	2,614

Tablo 4’te değerler >2 haline gelmiştir. Bu durum, seriler I(1) alındığında otokorelasyon sorununun ortadan kalktığını göstermektedir.

Yatay Kesit Bağımlılığının Belirlenmesi

Verilerdeki gözlem eksikliği dikkate alındığında Ditzgen (2019) tarafından geliştirilen test iki aşamalı bir yapı sunarak yatay kesit bağımlılığını araştırmaktadır. Heterojen eğilimlere izin veren bu testte yatay kesit bağımlılığı sınaması için bir alfa (α) değeri üretilmektedir. Bu değer 0,5’in üzerinde olması halinde güçlü bir yatay kesit bağımlılığından söz edilmektedir (Chudick vd., 2011). Pesaran (2015) tarafından üretilen zayıf yatay kesit bağımlılığı testi ile de üretilen α değerinin doğruluğu sınanmış olmaktadır.

Tablo 5a. Değişkenlere ait α Değerleri

Değişkenler	α Değeri	Std. Sapma	%95 Güven Aralığı
ca	1,00	0,147	0.713-1.290
bb	1,01	0,213	0.593-1,431
ta	1,00	0,153	0,701-1,302
og	1,00	0,131	0,744-1,259

Tablo 5a'da görüldüğü gibi üç değişkenin de alfa değeri 0,05'ten büyüktür. Bunun anlamı birimler arasında yatay kesit bağımlılığının olmasıdır. Testin ikinci aşaması Pesaran (2015) testi olup alfa değerlerinin kontrolünü sağlamaktadır. Tablo 5b bu değerleri vermektedir.

Tablo 5b. Zayıf Yatay Kesit Bağımlılığı için Pesaran (2015) Testi

Değişkenler	Yatay Kesit Bağımlılık	p	N	T
Ca	8,820	0,0000	6	36
Ba	4,905	0,0000	6	22
Ta	8,656	0,000	6	33
Og	11,446	0,000	6	23

H_0 = Hata terimleri arasında zayıf yatay kesit bağımlılığı vardır.

Değişkenlere ilişkin olasılık değerlerinin her biri 0,05'ten küçük olduğundan H_0 reddedilir. Dolayısıyla hata terimleri arasında da güçlü yatay kesit bağımlılığı olduğu tespit edilmiştir. Panel verilerde çoğu analiz için yatay kesit bağımlılığı şaşırtıcı değildir. Günümüz koşullarında küreselleşme etkileri ile hemen her ekonomi dış dünyanın etkilerinden bağımsız değildir. Çalışmada ele alınan altı ülkeden beşinin AB üyesi olması dolayısıyla özellikle para politikalarının aynı olması, Türkiye'nin ise AB ile olan ekonomik ilişkileri bu birimlere ait yatay kesit bağımlılığının temeli olarak yorumlanabilir.

Durağanlık Testi ve Eşbütünleşme İlişkisinin Sınanması

İkinci nesil birim kök testlerinden Pesaran (2007) birimler arası korelasyonu yani yatay kesit bağımlılığını ortadan kaldırabilmek için standart genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) regresyonlarının, gecikmeli düzeyde kesit ortalamaları ve serilerin birinci farkları alınarak genişletildiği basit bir alternatif ortaya koymuştur. Bunlar yatay kesitsel olarak genişletilmiş istatistiklerdir (Cross-sectional Augmented Dickey-Fuller/CADF) (Pesaran, 2007: 266). Söz konusu istatistiğin ifadesi 8 nolu eşitlikteki gibidir (Yerdelen Tatoğlu, 2012:224).

$$\Delta Y_{it} = \alpha_i + \rho_i^* Y_{it-1} + d_0 Y_{t-1}^* + \sum_{j=0}^p d_{j+1} \Delta Y_{t-j}^* + \sum_{j=1}^p \delta_k \Delta Y_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

Tablo 6. Pesaran Birim Kök Testi Sonuçları

		t-bar	cv10	cv5	cv1	z(t-bar)	Olasılık Değeri (P)
ca	düzyey	-2,775	-2,210	-2,330	-2,550	-2,592	0,005
	fark	-5,003	-2,210	-2,330	-2,550	-8,397	0,000
ba	düzyey	-	-	-	-	-1,443	0,075
	fark	-	-	-	-	-4,655	0,000
ta	düzyey	-2,272	-2,210	-2,330	-2,550	-1,281	0,100
	fark	-4,350	-2,210	-2,330	-2,550	-6,697	0,000
o	düzyey	-	-	-	-	-1,726	0,042
	fark	-	-	-	-	-5,194	0,000

Pesaran (2007)'in bu testi gözlem eksikliğinin bulunduğu serilerde yalnızca Z(t-bar) değerini hesaplamaktadır. Tablo 6 incelendiğinde %95 güven düzeyi için tüm değişkenlerin birinci farklarda durağan olduğu kabul edilebilir. Bu ön kabulde değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisinin olup olmadığına bakıyoruz. Bunun için birimler arası korelasyonu dikkate alması ve dengesiz panele izin vermesi nedeniyle ikinci nesil eş bütünleşme testleri arasında yer alan Gengenbach, Urbain ve Westerlund (2016) panel eşbütünleşme testi kullanılmıştır. Testin hata düzeltme modeli 9 nolu eşitlikte verilmektedir (Yerdelen Tatoğlu, 2018:205):

$$\Delta y_i = d\delta_{y-x_i} + \alpha_{y_i}y_{i-1} + \omega_{i-1}Y_i + v_i\Pi_i + \varepsilon_{y-x_i} = \alpha_{y_i}y_{i-1} + g_i^d\lambda_i + \varepsilon_{y-x_i} \quad (9)$$

Testin ilk aşamasında, her bir birim için modelin OLS tahmini elde edilmektedir. Bu tahmin doğrultusunda "H₀: α_{y_i}=0" olarak belirlenen sıfır hipotezi t testi ile sınanmaktadır. Alternatif hipotez ise "H₁ = α_{y_i}<0" şeklinde belirlenmektedir. Teste ilişkin hipotezler, olasılık değerinin 0.1'den küçük ya da büyük olmasına göre aşağıdaki gibidir:

$$H_0 = p > 0.1 \text{ (Değişkenler arasında eşbütünleşme yoktur)}$$

$$H_1 = p \leq 0.1 \text{ (Değişkenler arasında eşbütünleşme vardır)}$$

Buna göre verilere uygulanan eşbütünleşme testinin bulguları Tablo 7'de görülmektedir.

Tablo 7. Westerlund Panel Eşbütünleşme Testleri

d.y	coef	T-bar	P-value
y(t-1)	-1,288	-4,693	<=0,01

Tablo 7'de y_(t-1)'in p-value bakıldığında 0,01'den küçük eşit olduğu görülmektedir. Bu durumda panelin genelinde bir eşbütünleşme söz konusudur diyebiliriz. Bu durumda hem panel geneli için hem de ayrı ayrı birimler için değişkenler arasındaki katsayıların hesaplanması yoluyla değişkenler arası ilişkilere bakmak konuyu daha netleştirebilir.

Kısa ve Uzun Dönemli Katsayıların Tahminlenmesi

Analiz konusu olan panele ilişkin katsayı tahminleri Pooled Mean Group Estimator (PMG), Mean Group Estimator (MGE) ve Dynamic Fixed Effect Estimator (DFE) ile gerçekleştirilerek tüm panel için kısa ve uzun dönemli katsayılar karşılaştırmalı olarak hesaplanmıştır. Bununla birlikte söz konusu tahminlemelerde her bir ülke için, değişkenlerin hem uzun hem de kısa dönemli katsayıları yine PMG ve MG tahmincileri ile araştırılmıştır. MG tahmincisi, Pesaran ve Smith (1995) tarafından önerilmiş bir tahminci olup, otoregresif dağıtılmış gecikmeli modellerin (ARDL) uzun dönem parametrelerinin ortalamasını kullanarak her birim birim

için uzun dönem parametresini üretir. Bu nedenle tüm panel için olduğu gibi paneldeki her bir birim için de ayrı ayrı uzun ve kısa dönem parametrelerini hesaplamayı mümkün kılar. PMG tahminleme yöntemi yine Pesaran ve Smith (1999) tarafından önerilmiştir. Ancak bu tahminci uzun dönem için tek bir parametre üretirken kısa dönemde her bir birim için ayrı katsayılar vermektedir. Böylelikle birimler için kıyaslamalı bir yorum yapmak mümkün olacaktır. Öte yandan DFE tahmincisi, sabit etkiler varsayımı altında hata düzeltme modelini tahminlemekle birlikte parametrelerin tamamını sabit kabul ettiği için yalnızca panele ilişkin katsayıları hesaplar. Tahmincilerin hata düzeltme modelleri sırasıyla MG, PMG ve DFE olmak üzere aşağıda 10, 11 ve 12 nolu denklemlerdeki gibidir (Yerdelen Tatoğlu, 2018:279/273/270):

$$(10) \Delta Y_{it} = \phi_i Y_{it-1} + \beta_i' X_{it} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^* \Delta Y_{it-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{ij} \Delta X_{it-j} + \varepsilon_{it}$$

$$(11) \Delta Y_{it} = \phi_i (Y_{it-1} - \theta' X_{it-1}) + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^* \Delta Y_{it-j} + \sum_{j=0}^{p-1} \delta_{ij} \Delta X_{it-j} + \mu_i + e_{it}$$

$$(12) \Delta Y_{it} = \phi_i (Y_{it-1} - \theta' X_{it-1}) + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_j^* \Delta Y_{it-j} + \sum_{j=0}^{p-1} \delta_j \Delta X_{it-j} + \mu_i + e_{it}$$

Denklemlerde ϕ katsayısı, hata düzeltme parametresi olup, değişkende ortaya çıkan sapmaların dengeye dönüş hızlarını ifade eder. 12 nolu denklemde ise hata düzeltme parametresi aşağıdaki eşitlikleri içermektedir (Yerdelen Tatoğlu, 2018:270):

$$\phi_i = -(1 - \sum_{j=0}^p \lambda_j), \theta = \sum_{j=0}^p \delta_j / (1 - \sum_k \lambda_k), \lambda_j^* = - \sum_{m=j+1}^p \lambda_m, \delta_j^* = - \sum_{m=j+1}^q \delta_m$$

Tablo 8'de tüm panel için hesaplanan PMG, MG ve DF tahmincileri sonuçları birlikte karşılaştırmalı olarak görülmektedir.

Tablo 8. PMG, MG ve DF Tahmincileri Sonuçları

D,ca	Katsayı			Std, Hata			Güven Düzeyi (%95)		
	PMG	MGE	DFE	PMG	MGE	DFE	PMG	MGE	DFE
Hata Düzeltme Katsayısı	-0,363 (0,091*)	-0,497 (0,087*)	-0,338 (0,000*)	0,214	0,290	0,066	-0,783/ 0,057	-1,067/ 0,072	-0,469/ -0,207
Uzun dönem ba	0,014 (0,139*)	0,015 (0,838*)	-0,019 (0,490*)	0,009	0,077	0,027	-0,004/ 0,033	-0,135/ 0,166	-0,073/ 0,035
Uzun dönem ta	0,968 (0,000*)	1,061 (0,000*)	1,014 (0,000*)	0,022	0,079	0,038	0,923/ 1,013	0,905/ 1,217	0,939/ 1,089
Uzun dönem og	-0,048 (0,044*)	0,025 (0,383*)	-0,008 (0,771*)	0,024	0,028	0,030	-0,096/ -0,001	-0,031/ 0,081	-0,069/ 0,051
Kısa dönem ba	-0,002 (0,924*)	0,014 (0,556*)	0,009 (0,492*)	0,030	0,024	0,013	-0,062/ 0,056	-0,033/ 0,061	-0,017/ 0,036
Kısa dönem ta	0,952 (0,000*)	0,477 (0,105*)	0,624 (0,000*)	0,016	0,294	0,072	0,920/ 0,984	-0,099/ 1,055	0,482/ 0,766
Kısa dönem og	-0,009 (0,585*)	0,004 (0,874*)	-0,005 (0,787*)	0,017	0,025	0,020	-0,043/ 0,024	-0,045/ 0,053	-0,045/ 0,034
sabit	0,092 (0,015*)	-0,212 (0,515*)	0,074 (0,317*)	0,038	0,325	0,074	0,017/ 0,167	-0,851/ 0,426	-0,071/ 0,221

*Parantez içerisindeki değerler olasılık değerleridir.

Tablo 8'de tüm panel için üç ayrı tahminci ile hesaplanan uzun ve kısa dönem katsayıları ile hata düzeltme katsayıları yer almaktadır. Hata düzeltme katsayısı, değişkenlerden biri nedeniyle bir dönemde ortaya çıkacak bir dengesizliğin bir sonraki döneme aktarılırken yüzde kaçının dengeye yaklaşacağını gösterir. Buna göre PMG tahmincisinden elde ettiğimiz sonuçlara bakarsak; hata düzeltme parametresinin (-0,363) negatif olsa da %95 ve %90 güven düzeyinde anlamlı değildir. Bu sonuç ancak %85 güven düzeyinde anlamlı kabul edilebilir. Ancak bu düzey, analiz için çok kabul gören bir düzey değildir. Yine de kısa ve uzun dönemde cari açık üzerinde etkin olan değişkenin ta olduğunu söylememiz mümkündür. Bununla

birlikte hata düzeltme katsayısı MG tahmincisi için %90, DFE tahmincisi için %95 güven düzeyinde anlamlı kabul edilebilir. Buna göre içinde bulunulan dönemde ortaya çıkan bir dengesizlik bir sonraki döneme aktarılırken, MG tahmincisine göre %49 oranında, DFE tahmincisine göre %33 oranında dengeye yaklaşılabacaktır. Hata düzeltme katsayılarının anlamlılığı nedeniyle uzun ve kısa dönemli katsayılar MG ve DFE tahmincileri için yorumlanacaktır. Tablo 9'da yer alan uzun dönem katsayılar değerlendirildiğinde; ba ve og değişkenleri için tahminler uzun ve kısa dönemde anlamlı sonuçlar vermemiştir. Bu durumda panelde ele alınan ülkeler için cari açığın bütçe açığı ve çıktı açığından etkilendiğini söylemek olası değildir. ta değişkeninin katsayılarına bakıldığında ise MG tahmincisinin kısa dönem katsayısı dışında, tüm panel için anlamlı olduğu görülmektedir. Diğer bir deyişle; analiz sonuçlarına göre panel genelinde cari açığı etkileyen temel değişken tasarruf açığıdır. Elde edilen katsayılara göre tasarruf açığında meydana gelecek artış ya da azalışlar cari açığı aynı yönlü olarak etkileyecektir. Bu etkileme oranı tasarruf açığındaki %1'lik değişime karşılık kısa dönemde MG tahmincisine göre %47, DFE tahmincisine göre %62 olarak görülmektedir. Uzun dönem katsayıları ise hem MG hem DFE tahmincileri için yaklaşık %100'dür. Bunun anlamı; tasarruf açığında bir dönemde ortaya çıkacak %1'lik bir değişimin uzun dönemde cari açığı aynı yönde ve oranda etkileyeceğidir. Dolayısıyla Türkiye ve PIIGS ülkeleri için 1986-2021 dönemi verilerine göre cari açıktaki artış ve azalışların temel açıklayıcısı tasarruf açığıdır.

Değişkenlere ilişkin kısa ve uzun dönem katsayıları her bir ülke için tek tek analiz edilebilir. PMG tahmincisinin tüm panel boyunca hata düzeltme katsayısı anlamsız çıktığı için birimler bazında analizi MG tahmincisi ile yapmak daha uygun görünmektedir. MG tahmincisi hata düzeltme katsayısı ile uzun ve kısa dönem katsayılarını her bir birim için ayrı ayrı hesaplamaktadır. Tablo 9, MG tahmincisine göre birimler bazında katsayıları özetlemektedir.

Tablo 9. MG Tahmincisinin Ülkeler İçin Katsayıları

D.ca		Katsayı	Std. Hata	Z	P> z	Güven Düzeyi (%95)
Portekiz	Hata Düz. Katsayısı	-0,609	0,186	-3,28	0,001	-0,974/-0,244
	Uzun dönem ba	-0,135	0,125	-1,08	0,280	-0,381/0,110
	Uzun dönem ta	1,133	0,066	17,00	0,000	1,003/1,264
	Uzun dönem og	0,156	0,086	1,80	0,071	-0,013/0,325
	Kısa dönem ba	0,125	0,080	1,56	0,118	-0,031/0,282
	Kısa dönem ta	0,281	0,237	1,18	0,237	-0,185/0,747
	Kısa dönem og	-0,092	0,095	-0,98	0,328	-0,279/0,093
	Sabit	0,523	0,533	0,98	0,327	-0,522/1,570
İrlanda	Hata Düz. Katsayısı	-1,393	0,325	-4,28	0,000	-2,031/-0,756
	Uzun dönem ba	0,017	0,012	1,44	0,149	-0,006/0,041
	Uzun dönem ta	0,961	0,030	31,78	0,000	0,901/1,020

	Uzun dönem og	-0,055	0,031	-1,77	0,077	-0,117/0,005
	Kısa dönem ba	-0,013	0,015	-0,90	0,366	-0,043/0,016
	Kısa dönem ta	-0,390	0,326	-1,20	0,231	-1,030/0,248
	Kısa dönem og	0,043	0,046	0,93	0,352	-0,048/0,135
	Sabit	0,081	0,096	0,84	0,401	-0,108/0,271
İtalya	Hata Düz. Katsayısı	-0,263	0,197	-1,33	0,183	-0,650/0,123
	Uzun dönem ba	0,008	0,108	0,01	0,993	-0,211/0,213
	Uzun dönem ta	0,899	0,124	7,23	0,000	0,655/1,143
	Uzun dönem og	0,009	0,154	0,06	0,951	-0,292/0,311
	Kısa dönem ba	0,010	0,047	0,22	0,825	-0,081/0,102
	Kısa dönem ta	0,686	0,185	3,71	0,000	0,323/1,049
	Kısa dönem og	-0,040	0,047	-0,85	0,398	-0,133/0,053
	Sabit	0,003	0,140	0,02	0,981	-0,271/0,278
Yunanistan	Hata Düz. Katsayısı	-1,089	0,218	-4,98	0,000	-1,517/-0,660
	Uzun dönem ba	0,0001	0,0003	0,53	0,594	-0,0004/0,0007
	Uzun dönem ta	0,999	0,0002	4487,93	0,000	0,999/1,000
	Uzun dönem og	0,000	0,0001	0,09	0,929	-0,0002/0,0003
	Kısa dönem ba	0,0001	0,0004	0,45	0,651	-0,0006/0,0010
	Kısa dönem ta	-0,0890	0,218	-0,41	0,684	-0,517/0,339
	Kısa dönem og	0,000	0,000	0,15	0,880	-0,000/0,001
	Sabit	-0,000	0,003	-0,06	0,953	-0,006/0,005
İspanya	Hata Düz. Katsayısı	-0,251	0,132	-1,89	0,058	-0,511/0,008
	Uzun dönem ba	-0,157	0,117	-1,34	0,180	-0,388/0,072
	Uzun dönem ta	0,948	0,141	6,72	0,000	0,671/1,225
	Uzun dönem og	0,009	0,130	0,07	0,941	-0,245/0,265
	Kısa dönem ba	0,012	0,034	0,36	0,720	-0,055/0,080

	Kısa dönem ta	0,724	0,154	4,69	0,000	0,421/1,027
	Kısa dönem og	0,077	0,044	1,73	0,083	-0,010/0,164
	Sabit	-0,103	0,169	-0,61	0,541	-0,436/0,229
Türkiye	Hata Düz. Katsayısı	0,623	0,591	1,05	0,293	-0,537/1,783
	Uzun dönem ba	0,369	0,229	1,61	0,107	-0,079/0,817
	Uzun dönem ta	1,424	0,406	3,50	0,000	0,627/2,221
	Uzun dönem og	0,031	0,112	0,28	0,783	-0,189/0,251
	Kısa dönem ba	-0,049	0,133	-0,37	0,712	-0,311/0,212
	Kısa dönem ta	1,654	0,586	2,82	0,005	0,504/2,803
	Kısa dönem og	0,036	0,092	0,39	0,695	-0,145/0,217
	Sabit	-1,779	1,009	-1,76	0,078	-3,758/0,199

Ülkeler bazında katsayılara bakıldığında; uzun dönemde ele alınan altı ülkede de ta değişkeninin katsayıları anlamlıdır. Buna göre tasarruf açığında ortaya çıkacak %1'lik bir artış ya da azalış cari açığı Portekiz'de %113, İrlanda'da %96, İtalya'da %89, Yunanistan'da %99, İspanya'da %94 ve Türkiye'de %142 oranında ve aynı yönlü olarak etkileyecektir. Ele alınan ülkelerde tasarruf açığındaki artışın uzun dönemde oldukça ciddi oranda cari açığa yansması, ülkelerin bu açıkları kapatma konusunda uyguladıkları politikaların da tartışılabilceğini göstermektedir. Uzun dönem katsayılarında göze çarpan bir başka nokta, %90 güven düzeyinde Portekiz ve İrlanda'nın çıktı açığı katsayılarının da anlamlı olmasıdır. Bu katsayılara bakıldığında; Portekiz'de çıktı açığında %1'lik bir artışın olması cari açığı %15 oranında arttıracığı görülmektedir. İrlanda içinse durum tam ters yönde ortaya çıkmıştır. İrlanda'da çıktı açığında ortaya çıkacak %1'lik bir artış cari açığı %05 oranında azaltacaktır. İki ülke arasındaki bu etki farkı, çıktı açığını gidermeye yönelik nasıl bir politika izlendiği ve/veya çıktı açığının kaynağı konusundaki farklılıktan kaynaklanıyor olabilir. Böyle bir analiz ayrı bir çalışmanın konusu olabilir. Kısaca, analizde ele alınan altı ülkeden yalnızca Portekiz ve İrlanda'da cari açığı belirleyen iki temel unsur tasarruf açığı ve çıktı açığı olarak belirlenmiştir. Diğer beş ülkede cari açık üzerinde etkili olan tek değişken tasarruf açığıdır.

Kısa dönem katsayıları yorumlanmadan önce hata düzeltme katsayılarına bakmak gerekmektedir. Buna göre hata düzeltme katsayısının yalnızca Portekiz (%95 güven düzeyi) ve İspanya (%90 güven düzeyi) için anlamlı olduğu görülmektedir. Dolayısıyla kısa dönem katsayıların bu iki ülke için yorumlanması anlamlı olacaktır. Öncelikle bu iki ülkenin hata düzeltme katsayılarına bakılacak olursa; Portekiz'de bir dönemde tasarruf açığının cari açık üzerinde yarattığı bir dengesizliğin takip eden dönemde yeniden dengeye yaklaşma oranı %60'tır. İspanya'da ise aynı şekilde ortaya çıkan bir dengesizliğin bir sonraki dönemde dengeye yaklaşma oranı %25'tir. Burada dikkat edilmesi gereken nokta; bu oranlara göre Portekiz için dengesizliğin yaklaşık iki dönemde ve İspanya için dört dönemde giderileceğini söylemenin yanlış olacağıdır. Çünkü bu dengeye yaklaşma oranları, her dönem için bir önceki dönemden kalan (aktarılan) dengesizliğin belli bir oranının dengeye yaklaşacağını ifade eder.

Şimdi her iki ülke için kısa dönem katsayıları yorumlanabilir. Ele alınan değişkenler kısa dönemde Portekiz için ilişkili çıkmamıştır. İspanya içinse %95 güven düzeyinde tasarruf açığı ve %90 güven düzeyinde çıktı açığı cari açık üzerinde etkilidir. Buna göre İspanya'da tasarruf açığında meydana gelen bir değişme kısa dönemde cari açığı %72 oranında ve aynı yönde dengeden uzaklaştıracaktır. Çıktı açığında meydana gelen bir değişimin ise yine aynı yönlü olarak cari açığı %07 oranında dengeden uzaklaştıracaktır.

Tüm tahminler ve birimler birlikte dikkate alındığında Türkiye ve PIIGS ülkeleri için 1986-2021 yıllar aralığında dördüz açık varlığının geçerli olmadığını, cari açık üzerinde etkili değişkenin temelde tasarruf açığı olduğunu söylemek mümkündür. Birimler bazında ise öncelikle tasarruf açığı etken değişken olarak göze çarparken, çıktı açığının da dikkat edilmesi gereken bir değişkendir.

Tartışma, Sonuç ve Öneriler

Bu çalışmada Türkiye ve PIIGS ülkelerinde 1986-2021 dönemi için dördüz açık hipotezi test edilmiş, cari açık üzerinde bütçe açığı, tasarruf açığı ve çıktı açığı değişkenlerinin etkisi analiz edilmiştir. Analizin kısıtı özellikle İrlanda ve Türkiye'ye ait bazı yıllara ait verilere World Bank, IMF ve OECD gibi uluslararası veri kaynaklarından ulaşılamaması olmuştur. Bu nedenle analiz dengesiz panel özelliği dikkate alınarak gerçekleştirilmiştir. Söz konusu analiz Pooled Mean Group, Mean Group (fixed effect) and Dynamic Fixed Effect tahminleri ile yapılmıştır. Elde edilen bulgular panel genelinde dördüz açık hipotezini doğrulamamakta, cari açığı etkileyen değişkenin tasarruf açığı olduğu sonucunu vermektedir.

Panel için uygulanan analizde MG ve DFE tahminlerinin hata düzeltme katsayıları anlamlı çıktığından, birimler bazında analiz yalnızca MG tahminci ile yapılmıştır. Ülkeler için elde edilen bulgular yine cari açık üzerinde etkili olan temel değişkenin tasarruf açığı olduğunu göstermektedir. Gerek panel geneli için gerekse ele alınan ülkelerin her biri için elde edilen bu sonuç literatürde özellikle Ricardian yaklaşımla uyumlu görünmektedir. Buna ek olarak Portekiz ve İrlanda'da uzun dönem, İspanya'da ise kısa dönem bulguları göstermektedir ki çıktı açığı da tasarruf açığıyla birlikte cari açığın belirleyicileri arasında dikkate değerdir. Bu ülkelerde çıktı açığının cari açık üzerindeki etkisi, ceteris paribus, düşüncemizi iki temel noktaya yönlendirebilir: (i) söz konusu ülkelerin çıktı açığını gidermek için uyguladıkları politikalar, (ii) üretim maliyetleri arasında farklılıklar bulunan ülkelerin, katı bir sabit döviz kuru politikası olarak ortak para birimi kullanmasının o ülkenin maliyet rekabetçiliğine yansması. Birinci durumda en genel çerçevede, bir ülkede tasarruflar üretime yönlendirilmiyorsa, çıktı açığında meydana gelen artışlar ithalat yoluyla giderilmeye çalışılacağından cari açık da artacaktır. İkinci durumda ise tek bir para birimi kullanan ve ortak para politikası uygulayan ülkeler, özellikle ithal girdiye dayalı üretim yapıyorlarsa, üretimde fiyat ve ücret maliyetlerinde kur değişimlerinin avantajlarını kullanamayacaklarından, girdi

fiyatlarında yaşanacak bir artış, ithalatı kısıcı etki yapacak, çıktı açığını artıracak ancak cari açığı düşürebilecektir. Bu konu başka bir çalışmada ayrıca analiz edilerek daha net sonuçlara ulaşmamızı sağlayabilir. Literatürde konuya ilişkin çalışmalar olmakla birlikte, cari açık ve çıktı açığı arasındaki ilişkiyi doğrudan inceleyen Downes and More (2007), özellikle sabit döviz kuru uygulayan ülkelerde çıktı açığının cari açık üzerindeki etkisinin dikkate alınması gerektiğini vurgulamıştır.

Elde edilen bulgularla çalışmanın temel çıkarımı, tasarruf açığının cari açığı hem kısa hem uzun dönemde %100'e yaklaşan oranlarda etkilediğidir. Bu yüksek oran tasarruf açığını

düşürücü yönde politikaların uygulanmasının ve tasarrufların üretime yönlendirilmesinin önemini vurgulamaktadır. Bu noktada politika yapıcılarının, cari açığı düşürmeye yönelik politika kararlarında tasarrufların miktarını artıracak ve üretim için kullanımını sağlayacak politika kararlarına öncelik vermeleri önem arz etmektedir.

Kaynakça

- Akıncı, M., Akıncı, G.Y. & Yılmaz, Ö. (2016). Dördüz açıklar: ütopya mı gerçek mi? *Paradoks Ekonomi, Sosyoloji ve Politika Dergisi*. 12(1), 22-47.
- Bank of Japan (2003). *The output gap and the potential growth rate: issues and applications as an indicator for the pressure on price change*. https://www.boj.or.jp/en/research/brp/ron_2003/data/ron0305b.pdf. (18.08.2019).
- Blanchard, F. & Giavazzi, O. (2002). Current account deficits in the Euro Area: The End of the Feldstein-Horioka Puzzle? *Brookings Papers on Economic Activity*. 2, 147-186.
- Brown, M.B. & Forsythe, A.B. (1974). Robust test for the equality of variance. *Journal of the American Statistical Association*. 69(346), 364-367.
- Calderon, C., Chang, A. & Loayza, N. (2000). Determinants of current account deficits in developing countries. *The World Bank Latin America and the Caribbean Region, Regional Studies Program, July 2000, Policy Research Working Paper, 2398*. https://openknowledge.worldbank.org/bitstream/handle/10986/19825/multi_page.pdf?sequence=1&isAllowed=y. (21.09.2019).
- Chudick, A., Pesaran, M.H. & Tosetti, E. (2011). Weak and strong cross-section dependence and estimation of large panels. *The Econometrics Journal*. 14(1), 45-90.
- Darby, J. & McIntyre, S. (2018). The output gap: what is it, how can it be estimated and are they fit for policy makers' purposes? *Fraser of Allander Economic Commentary*. 42(2), 44-50.
- Ditzen, J. (2019). Estimating long-run effects in models with cross-sectional dependence using xtDCC2. *Centre for Energy Economics Research and Policy. CEERP Working Paper. No: 7*.
- Downes, D. & Moore, W.R. (2007). Does the exchange rate regime influence the relationship between the output-gap and the current account? *Applied Economics*. 39(15), 1955-1960.
- Gediz Oral, B. & Arpazlı Fazlılar, T. (2021a). AB borç krizi ve makroekonomik göstergelerle Türkiye-PIIGS (Portekiz, İrlanda, İtalya, Yunanistan, İspanya) ülkeleri değerlendirmesi. *IBAD Sosyal Bilimler Dergisi*, (10), 292-321. DOI:10.21733/ibad.882959.
- Oral, B. G., & Fazlılar, T. A. (2021b). Türkiye ve PIIGS ülkelerinde ikiz açık hipotezinin testi: panel veri analizi. *Yönetim ve Ekonomi Dergisi*, 28(4), 731-749.
- Oral, B. G., & Fazlılar, T. A. (2022). Türkiye ve PIIGS ülkelerinde üçüz açık hipotezinin testi: panel veri analizi. *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 20(1), 19-46. <http://dx.doi.org/10.11611/yead.944793>.
- Gengenbach, C., Urbain, J.P. & Westerlund, J. (2016). Error correction testing in panels with common stochastic trends. *Applied Econometrics*. 31(6), 982-1004.

- Jaumotte, F., Sodsriwiboon, P. (2010). Current Account Imbalances in the Southern Euro Area. *IMF Working Paper*. <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2010/wp10139.pdf>. (20.09.2019).
- Katsouli, E.F. & Katos, A.V. (2014). Empirical evidence on convergence across the PIIGS member states of the Euro-zone. *International Journal of Sustainable Economy*. 6(3), 230-242.
- Nickel, C. & Vansteenkiste, I. (2008). Fiscal policies, the current account and Ricardian Equivalence. *European Central Bank Working Paper*. No: 935. <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/153369/1/ecbwp0935.pdf>. (27.10.2018).
- Pesaran, M.H. (2015). Testing weak cross-sectional dependence in large panels. *Econometric Reviews*. 34(6-10), 1089-1117.
- Topal, M.H., Bölükbaş, M. & Bostan, M. (2018). The public debt and unemployment growth nexus in the PIIGS countries and Turkey: empirical evidence. *Studies on Balkan and Near Eastern Social Sciences*, Vol:2, 33-46. (Edt: Yılmaz, R., Löschening, G.). Peterlang.
- Yaraşır Tülümce, S. & Saykal, B. (2021). Türkiye’de dördüz açık analizinin ampirik analizi, *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 17(1), 297-315.
- Yerdelen Tatoğlu, F. (2018). *Panel zaman serileri analizi*. İstanbul: Beta Basım A.Ş.