

TÜRKİYE’DE İKİZ AÇIK SORUNU VE FELDSTEİN-HORİOKA HİPOTEZİ: ARDL YAKLAŞIMI VE NEDENSELLİK ARAŞTIRMASI

*Halil ALTINTAŞ**
*Sami TABAN***

Özet

Bu çalışma, 1974-2007 dönemi yıllık verileriyle Fidrmuc (2003)’un çalışması esas alınarak, Türkiye’de ikiz açık (cari açık-bütçe açığı) ve Feldstein Horioka (1980) hipotezini test etmeyi amaçlamaktadır. Cari işlemler, bütçe dengesi ve sabit sermaye yatırım değişkenlerinin farklı bütünleşme seviyelerinde durağan olmasından dolayı model ARDL sınır testi (Autoregressive Distributed Lag) yaklaşımıyla tahmin edilmiştir. Sınır testi sonucunda serilerin eşbütünleşik oldukları ve uzun dönem ilişkisinin var olduğu belirlenmiştir. Uzun dönem ARDL modeli tahmininde beklentilere uygun olarak Türkiye’de bütçe açığındaki 1 birimlik artışın cari açığı 0.246, yurtiçi yatırımlardaki 1 birimlik artışın ise cari açığı 0.324 birim artırdığı sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca modelde bütçe açığı katsayısının pozitif değer alması Türkiye’de ikiz açık sorunun var olduğunu göstermiştir. Yatırım katsayısının beklendiği gibi negatif (eşitlikteki işaretten dolayı pozitif) ancak 1’den küçük değer alması ise Feldstein-Horioka hipotezinin geçerliliğini gösterse de, incelenen dönemde yatırımların ancak 1/3’ünün yurtdışı tasarruflarla finanse edilmesi nedeniyle Türkiye’nin dünya sermaye piyasalarıyla yeterince entegre olmadığını göstermiştir. Ayrıca nedensellik testlerinde ikiz açık hipotezinin varlığı doğrulanmıştır.

Anahtar Kelimeler: İkiz Açık, Feldstein-Horioka Hipotezi, Sınır Testi, Türkiye

Twin Deficit Problem and Feldstein-Horioka Hypothesis in Turkey: ARDL Approach and Investigation of Causality

Abstract

This paper, based on the work of Fidrmuc (2003), aims to test the twin deficit (current account deficit-budget deficit) and Feldstein Horioka (1980) hypothesis, using the annual data from 1974 to 2007. Current account, budget balance and fixed capital investments were used in the model. Since the variables were found stationary in different levels, the bound test approach known as ARDL (Autoregressive Distributed Lag) cointegration method was used. The empirical results indicate that there is a significant long-run relationship between the variables. Evidence from the ARDL approach shows that one point increase in budget deficit increases current account deficit by 0.246 and one point increase in domestic investment increases current account deficit by 0.324. Moreover, the positive sign on the budget deficit coefficient implies that Turkey has a twin deficit problem. While the negative sign on the investment coefficient, but less than 1, suggest that Feldstein-Horioka hypothesis holds in Turkey. It can be derived from the model that since one-third of the investments was financed through foreign savings, Turkey could not be adequately integrated with the world capital markets. Furthermore, the presence of twin deficit has been confirmed by the granger causality test results.

Keywords: Twin Deficit, Feldstein-Horioka Hypothesis, Bound Test, Turkey.

* Yrd. Doç., Dr., K.Maraş Sütçü İmam Üniversitesi, İ.İ.B.F. İktisat Bölümü, haltin@ksu.edu.tr

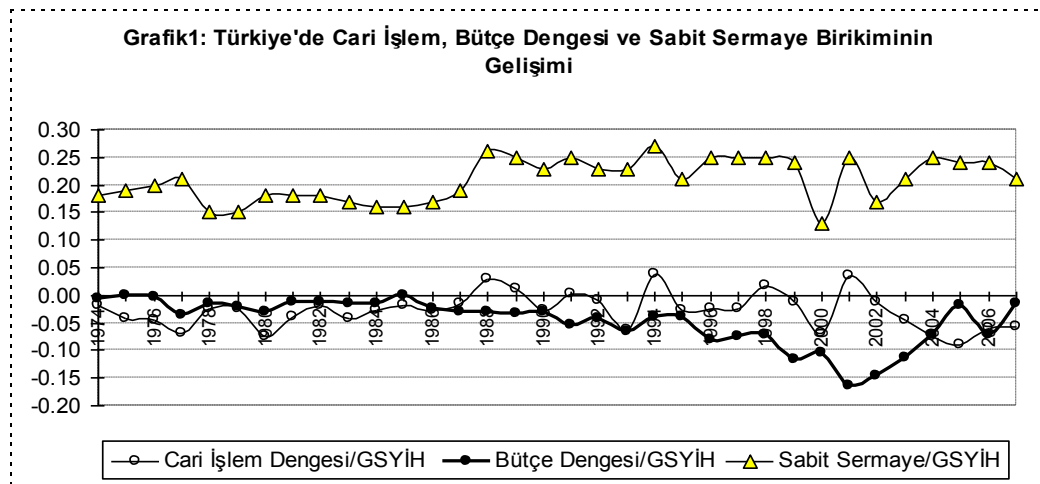
** Doç. Dr., Eskişehir Osmangazi Üniversitesi, İ.İ.B.F. İktisat Bölümü, staban@ogu.edu.tr

1. Giriş

Türkiye’de 1980’den sonra uygulanan politikalar sonucunda, kamu harcamalarının kamu gelirlerinden fazla arttığı, diğer bir ifadeyle bütçe dengesinde sürekli kötüleşme gözlemlenmiştir. Özel sektörü teşvik etmeye yönelik maliye politikaları, KİT ve sosyal güvenlik kuruluşları gibi kamusal birimlerin politize olmasına bağlı olarak aşırı istihdam ve artan finansman gereksinimleri, bütçe dengesinin kötüleşmesinde etkili olmuşlardır. Bütçe açıklarındaki bu artış yüksek miktarda iç ve dış borçlanmayı artırmıştır. Ancak faiz oranlarındaki yüksek artış, yurtiçi yatırım ve büyümeyi baskı altına almıştır. Bu durum, vergi gelirlerindeki artışı sınırlayarak bütçe açığını daha fazla artırmıştır.

Türkiye’de bütçe açıklarının artmasına bağlı olarak yurtdışı piyasalara göre reel faiz oranlarının oldukça yüksek olması, kısa vadeli sermaye girişlerini uyararak TL’nin aşırı değerlenmesini sağlamıştır. Faiz arbitrajı, aşırı değerli TL ve kısa vadeli sermaye girişlerindeki artış, ithalat ve tüketimi özendirmiş ve ihracat ve sabit sermaye yatırımları üzerinde caydırıcı etki yaratmıştır. İthalatın ihracat karşısında daha fazla artması, hem cari işlemler ve dış ticaret açığının kriz dönemi sonrasında da sürekli artmasına neden olmuştur (Altıntaş, 2008). Sonuçta artan bütçe ve cari işlemler dengesi açıklarının sürdürülemez boyutlara ulaştığı dönemlerde, kısa vadeli sermaye girişleri yerini sermaye çıkışlarına bırakarak krizlere zemin hazırlamıştır (Orhangazi, 2002:339; Ongun, 2002:54).

Aşağıdaki Grafik 1’de Türkiye’de cari işlem, bütçe dengesi ve sabit sermaye yatırımlarının gelişimi gösterilmektedir.



Kaynak: Veriler, TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS) ve TÜİK’den alınmıştır.

Grafik 1’de Türkiye’de bütçe açığındaki artışın cari dengeyi negatif yönde etkilediği söylenebilir. Bütçe açığının artmasına bağlı olarak kamu harcamalarının faiz oranlarını artırması, faize duyarlı özel yatırımların maliyetini yükselterek toplam yurtiçi yatırımların azalmasını sağlamaktadır. Diğer taraftan artan yurtiçi faizlerin yurtdışına göre nispi getiri

farkının sermaye hareketleri serbestisi altında, yurtiçine sermaye girişlerini artırması, TL'nin değerlenmesini sağlayarak dış ticaret açıkları kanalıyla cari işlem dengesini olumsuz etkilemektedir. Cari işlem dengesizlikleri ise yatırım ve ekonomik büyümeyi olumsuz etkileyerek bütçe açıklarının derinleşmesine katkıda bulunmaktadır.

Kamu tasarruflarının (bütçe açığı) özel tasarruflarla karşılanamaması ve bütçe açıklarının cari açıklarla birlikte hareket etmesi, ikiz açığın oluşmasına neden olmaktadır. Cari işlem dengesinin doğrudan tasarruf ve yatırımla ilişkili olduğundan, yatırımı destekleyici politikalar, dış ticaret kanalıyla cari açık üzerinde negatif bir etkiye sahip olabilmektedir. Türkiye'de ikiz açık ve Feldstein-Horioka sorununu farklı yöntemlerle araştıran ve farklı sonuçlar ortaya koyan çalışmalara rastlanmaktadır. Örneğin Akbostancı ve Tunç (2002), Zengin (2000) ve Utkulu (2003) Türkiye'de ikiz açık sorunun var olduğu, buna karşılık Aksu ve Başar (2005, 2009), Bilgili ve Bilgili (1998), Çetintaş ve Barışık (2005) ise ikiz açığın geçerli olmadığını yaptıkları araştırmalarda göstermişlerdir. Diğer taraftan sermaye hareketlerinin mobilitesinin yüksek olduğu bir ekonomide yurtiçi tasarruf ve yatırım ilişkisinin olmadığı hipotezini ileri süren Feldstein-Horioka hipotezini (1980) Türkiye için test eden çalışmalara da [Bolatoğlu, (2005) Kar ve Kara, 2001)] rastlanmaktadır.

Bu çalışma, Türkiye'de 1974-2007 dönemi yıllık veriler kullanarak cari açık-bütçe açığının (ikiz açık) varlığı ile yurtiçi yatırım-yurtiçi tasarruflar arasındaki ilişkinin bulunmadığı tezini ileri süren Feldstein-Horioka (1980) hipotezini, Fidrmuc (2003) tarafından geliştirilen modelle analiz etmeyi amaçlamaktadır. Birinci bölümde ikiz açık ve Feldstein-Horioka hipotezine ilişkin teorik gelişmeler, ikinci bölümde bu konularla ilişkili ampirik uygulamalar ve sonuçları, üçüncü bölümde Türkiye'de ikiz açık ve Feldstein-Horioka hipotezi arasındaki ilişkinin varlığı ampirik bir uygulamayla araştırılmakta ve sonuç bölümünde ise, araştırmada elde edilen bulgular ve öneriler değerlendirilmektedir.

2. Teorik Çerçeve

Feldstein ve Horioka (1980) yatırım-tasarruf ilişkisinin uluslararası sermaye hareketliliğinin derecesini ölçtüğünü ileri sürmüşlerdir. Ulusal sermaye hareketliliğinin mükemmel olduğu bir dünyada, yatırımlar dış tasarruflarla finanse edilebileceğinden, yatırımlar tasarruflar arasındaki ilişki zayıf olacaktır (Gomes, Ferreira ve Filho, 2008:859).

Feldstein ve Horioka, yatırımlarla tasarruflar arasındaki ilişkiyi 1960-1974 dönem ortalamasını esas alan yatay kesit veri analizini 16 OECD ekonomisi üzerine uygulamışlardır. Çalışmalarında tahmin ettikleri model aşağıdaki gibidir (Murthy, 2009:177):

$$(I/Y) = \alpha + \beta(S/Y) + \varepsilon \quad (1)$$

Burada (I/Y) ve (S/Y) sırasıyla yatırım ve tasarruf oranlarını göstermektedir. β ise tasarrufları tutma katsayısını (savings-retention coefficient) göstermektedir. Tahmin edilen tasarruf katsayısı yüksekse, sermaye hareketliliği söz konusu değildir. Çünkü bu durumda iç yatırımlar iç tasarruflarla finanse edilir. Buna karşılık katsayının sıfır olduğu durumda, sermaye hareketliliği meydana gelecek ve iç yatırımlar dış tasarruflarla finanse edilecektir. Bu yüzden, eğer hesaplanan tasarrufları tutma katsayısının değeri istatistiksel olarak sıfırdan farklı değil ise, bu durum mükemmel sermaye hareketliliğini, katsayının birden farklı olmadığı durum ise, tümüyle sermayenin hareketli olmadığını gösterir. Feldstein-Horioka (1980) çalışmalarında tahmin ettikleri β katsayısını 12.67'lik t değeriyle 0.887 olarak bulmuşlardır. Onlar bu sonuçları OECD ülkeleri için teorileştirerek, tasarruf ve yatırım oranları arasında bir ilişki olduğunu ve bu yüzden sermayenin hareketli olmadığını ifade etmişlerdir (Murthy, 2009:177). Kapalı bir ekonomide yatırımlar tasarruflarla finanse edilmek durumundadır. Ancak bir kısım yatırımın dış tasarruflarla finanse edilebilir olmasından dolayı tasarruf ve yatırım birbirinden bağımsız bir şekilde hareket edebilir. Bu yüzden Feldstein ve Horioka'na göre, yüksek yatırım-tasarruf ilişkisi ortaya çıkmışsa, sermaye hareketli olmayabilecektir (Levy, 2004). Ancak, OECD ülkelerindeki finansal piyasalardaki güçlü entegrasyon, sermaye kontrolünün kaldırılması, mevcut hazır bilgiye her an ulaşılması ve finansal piyasaların deregülasyonu ile birlikte bu ülkeler arasındaki mevcut faiz oranı farklılıklarının bulunması, Feldstein-Horioka'nın bulgularıyla çelişmektedir. Bu nedenle hipotez, literatürde Feldstein-Horioka paradoksu olarak geçmektedir. 1983 yılında Feldstein ve Horioka OECD ülkeleri için verilerini genişleterek modellerini tekrar test etmişler ve hipotezlerinin geçerliliğini burada da kanıtlamışlardır (Murthy, 2009:177).

Diğer taraftan, hipotezin öngördüğünün tersine tasarrufların ve yatırımların birbiriyle ilişkisiz olması ise, yüksek sermaye akışkanlığını ve Ricardocu denkliğin geçerli olmadığı anlamına gelir. Bu durum kamu tasarrufları (bütçe açığı) ve dış ticaretin birlikte hareket etmesini sağlayarak ikiz açığın oluşmasına neden olmaktadır. İkiz açığın nasıl oluştuğunu aşağıdaki milli gelir eşitliği yardımıyla inceleyebiliriz (Krugman ve Obstfeld, 2006: 285-291; Fidrmuc, 2003: 136-137).

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

Burada Y ulusal geliri, C tüketimi, I yatırımı, G kamu harcamalarını X-M ise net ihracatı göstermektedir. (2) nolu eşitlik basit bir biçimde aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$X - M = Y - C - G - I = S - I. \quad (3)$$

(3) nolu eşitliğe göre, dış ticaret, ulusal tasarruf ve yatırım arasındaki farklılığa eşit olmak zorundadır. Başka bir ifadeyle, bir ekonomide dış ticaret (cari işlemler) doğrudan tasarruf ve yatırımla ilişkilidir. Bu nedenle, yatırımı destekleyici politikalar dış ticaret üzerinde negatif bir etkiye sahip olurken, ulusal tasarrufları artıran özel veya kamu harcamalarını azaltıcı politika önlemleri ise, dış ticaret üzerinde pozitif etkilere sahip olacaktır. Ulusal tasarrufların kamu ve özel tasarruf olarak ayrıldığı duruma bağlı olarak ortaya çıkan eşitlik durumu ise aşağıdaki gibi olacaktır:

$$X - M = (Y - T - C) + (T - G) - I = S^p + S^s - I. \quad (4)$$

Burada S^s kamu tasarruflarını göstermekte ve gelir vergisi (T) ile kamu harcamaları (G) arasındaki fark olarak tanımlanmaktadır. Benzer şekilde S^p özel tasarrufları temsil etmekte ve harcanabilir gelirden vergiler ve özel tüketim harcamalarının çıkartılmasıyla elde edilmektedir. (4) nolu eşitlik durumuna göre, özel tasarruflar yatırıma eşitse, dış ticaret ve kamu bütçesi doğrudan birbiriyle ilişkili olacaktır. Başka bir deyişle, dış ticaret açığındaki artış kadar bütçe açığında bir artışın yaşandığı ikiz açık durumunu ortaya çıkaracaktır. Ayrıca, ikiz açık durumunu yaratan diğer bir husus, bütçe açığındaki azalmanın özel tasarruflardaki artışla karşılanamamasıdır. Böyle bir durumda toplam yurtiçi tasarruflar azalmaktadır. Yatırımların değişmediği bir ekonomide, toplam tasarruflardaki azalma dış ticaret dengesinde kötüleşmeye neden olmaktadır.

Yukarıdaki 4 nolu eşitlikte uzun dönemde cari işlem hesabı ve bütçe dengesi pozisyonunun, uzun dönemde denge düzeylerine geri dönme eğilimi göstereceği kabul edilmektedir. Dış denge ve mali denge arasındaki uzun dönem ilişkisi gösteren 4 nolu eşitlik yeniden düzenlenirse aşağıdaki 5 nolu eşitliğe dönüşür:

$$X_t - M_t = \beta_1 + \beta_2(T_t - G_t) - \beta_3 I_t \quad (5)$$

Fidrmuc (2003), 5 nolu eşitlikte ödemeler bilançosuna zamanlararası bir yaklaşımla özel kesim yatırımlarının rolüne vurgu yapmakta ve değişkenler arasında nedensellik ilişkisi önermektedir. Burada “(X-M)” cari açığı, “(T-G)” kamu bütçe dengesini, “I” yurtiçi yatırımları göstermektedir. Modelde yatırımların artması, cari dengeyi kötüleştirmektedir ve

yatırım katsayısının negatif olması beklenmektedir ($\beta_3 > 0$). Aynı zamanda β_3 katsayısının 1'den küçük değer almasının Feldstein-Horioka hipotezinin geçerli olacağı şeklinde yorumlanmaktadır. Buna karşılık bütçe dengesi katsayısının ise pozitif değer alması ($\beta_2 > 0$) beklenmekte ve bu durum ikiz açığın varlığına işaret etmektedir. Dolayısıyla modelde β_2 'nin pozitif ve β_3 'ün negatif değer almalarının hem bütçe açığında hem de yatırımlardaki artışların cari işlem dengesini kötüleştirmektedir. Ayrıca her iki değişkenin katsayılarının 1'e eşit olması, incelenen ülkenin dünya ekonomisiyle mükemmel bir şekilde bütünleştiğini ve böylece bütçe harcamalarının ve yurtiçi yatırım harcamalarının dünya finansal piyasalarından (dış kaynak kullanılarak) karşılandığını gösterecektir.

Bütçe açığı ile dış açık arasındaki ilişkiyi açıklamaya yönelik temel geleneksel yaklaşımlar bulunmaktadır. Mundell-Flemming yaklaşımına göre, bütçe açığındaki bir artış faiz oranlarında yukarı yönlü bir baskıya yol açarak sermaye girişlerine artırmakta ve yerli paranın değerlenmesini sağlamaktadır. Yüksek faiz oranları ülke dışından yatırımı cazip kılarak ve ulusal paraya olan talebi artırarak ulusal paranın değerlenmesini sağlamaktadır. Ulusal paranın değerlenmesi bir yandan ithalatın ucuzlaması öte yandan ihracat ürünlerinin pahalılaşması demektir. Yani ithalat artarken ihracat azalacak ve bu durum dış açığın artışıyla sonuçlanacaktır. (Kouassi, vd., 2004). Keynesçi masnetme yaklaşımına göre ise, bütçe açığındaki bir artış toplam talebin genişlemesine ve böylece ithalat artışına yol açarak cari işlem dengesini kötüleştirmektedir. Bu yaklaşımda, bütçe açıkları ile dış açıklar arasında pozitif yönlü bir ilişki bulunmakta ve ilişkinin yönü bütçe açıklarından dış açıklara doğru olmaktadır. Bütçe açıklarında veya vergi kesintilerindeki bir artış ise, toplam talep yoluyla ulusal geliri artırmaktadır. Gelirdeki bu artış daha yüksek ithalata neden olmakta ve bu durum ticaret dengesini kötüleştirerek dış açıkların artışına yol açmaktadır.

Cari işlemler açığı ve bütçe açığı ikiz açıklar olarak ifade edilmekte ve aynı yönde hareket etmektedirler. İkiz açık sorunu, uluslararası sermaye akışkanlığının düzeyi ve Feldstein-Horioka (1980) hipotezi ile ilişkilendirilmektedir. Tasarruflar ve yatırımlar yüksek oranda ilişkisiz olsa da, artan oranda sermaye akışkanlığının varlığı, bütçe açıklarıyla ve cari işlemler açığının birlikte hareket etmesini sağlayacaktır.

Barro'nun (1974, 1980) Ricardocu denklik hipotezinde ikiz açıklarla ilgili yukarıdaki geleneksel yaklaşımın görüşleri benimsenmemektedir. Ricardocu Denklik Hipotezi bütçe açıkları ile dış açıklar arasında bir ilişki olmadığını açıklamaktadır. Bu görüşü savunanlara göre, kamu harcamalarının değişmediği ve borçlanmada herhangi bir kısıtın olmadığı

varsayımları altında, bireylerin şimdi uygulanan bir vergi kesintisinin gelecekte yeni bir vergi artışına dönüşeceğini bildiklerinden, cari vergilerdeki bir azalmanın bireylerin planladıkları tüketim ve tasarruf düzeyini etkilemeyeceğini ileri sürmektedirler. Dolayısıyla vergi artışlarının bütçe açıklarını azaltacağı ve kamunun kendi harcamalarını finanse etmede kullandığı araçların özel kesim harcamalarını veya ulusal tasarrufları etkilemeyeceğinden dolayı dış açıkların değişmeyeceği benimsenmekte ve ikiz açık sorunu bu hipotez bağlamında reddedilmektedir.

Ayrıca Ricardocu denklik, cari açık ve bütçe açığı arasında nedensellik ilişkisinin varlığı halinde geçerliliğini kaybetmektedir. Bu bağlamda bütçe açığı ve cari açık arasında iki olası durum dikkate alınmakta ve bütçe açığından cari işlem açığına doğru işleyen pozitif tek yönlü Granger-nedenselliğin varlığı kabul edilmektedir. Birinci olası durum, cari işlem açığından bütçe açığına doğru işleyen tek yönlü nedenselliğin varlığıdır. Bu sonuca cari işlem hesabındaki bir kötüleşmenin ekonomik büyümeyi olumsuz etkilemesi ve bu durumun bütçe dengesinde bozulmaya yol açmasıdır. Bu tür bir ters nedensellik Summers (1988) ifadesiyle cari işlem hesabı hedeflemesinin bulunduğu durumlarda ortaya çıkmaktadır. İkinci olası durum iki açık arasında çift yönlü nedenselliğin varlığıdır. Bu durumda dış açıkları azaltmak için bütçe açığını küçültmek yetersiz kalmakta, politika yapıcılarının dış açık sorunuyla mücadelede döviz kuru, faiz oranı ve ihracatı artırıcı politikalar gibi tedbirlere önem vermeleri gerekmektedir (Morinheiro, 2008: 1042).

3. Ampirik Literatür

Feldstein-Horioka hipotezini test etmeye yönelik yapılan ampirik çalışmalar, hipotezin desteklenmesi yönünde tam bir uzlaşımın sağlanamadığını göstermektedir. Hipotezin geçerli olduğuna ilişkin bir kanıt Levy (2004) çalışması ile gelmiştir. Üç aylık ve yıllık veri seti kullanarak 1947-1987 dönemi ABD ekonomisi üzerine uyguladığı çalışmada, yatırım ve tasarruf verilerinin hem seviye değerinde hemde oransal olarak eşbütünleşik olduğu sonucuna varmıştır. Bu sonuç, Amerikan ekonomisinde söz konusu dönemde sermayenin hareketli olmadığını vurgulamaktadır. Wamvakidis ve Wacziarg (1988) 1970-1993 dönemi panel veri analizi kullanarak 20 OECD ülkesi üzerine yaptıkları çalışmada ise, β katsayısı 0.67 olarak bulunmuştur. Bu ampirik bulgu, çok güçlü olmasa da hipotezin desteklendiğini göstermektedir. Diğer taraftan aynı yazarlar tarafından 83 gelişmekte olan ülkeler için tahmin edilen katsayılar 0.25'in altında kalırken, düşük gelirli ülkeleri içeren β katsayısının değeri ise 0.18 olarak tahmin edilmiştir. Dolayısıyla bu sonuçlara göre, hipotezin sadece OECD ülkeleri için geçerli olduğu, diğer ülkeler için desteklenmediği görülmektedir. Feldstein-

Horioka hipotezinin Türkiye ekonomisi üzerine yapılan çalışmalarla da test edildiğini görmekteyiz. Bu çalışmalardan birisini 1970-2003 dönemi yıllık verilerini kullanarak Bolatoğlu (2005) yapmıştır. Pesaran eşbütünleşme yöntemini uyguladığı çalışmasında, yurtiçi yatırım oranı ile yurt içi tasarruf oranı arasında birebir ilişki bulunmasa da ($\beta = 0.52$), hipotezin bulgularıyla tutarlı biçimde, uzun dönemli bir ilişkinin var olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Hipotezi doğrulayan bir diğer çalışma, Kar ve Kara (2001) tarafından yapılmıştır. 1980-1998 dönemi iki aşamalı Engle-Granger test yöntemini uyguladıkları çalışmalarında, β katsayısını 0.74 olarak bulmuşlardır. Bu sonuç, Türkiye’de sermaye akışkanlığının ve finansal entegrasyonun düşüklüğüne bağlanarak, yatırımların finansmanında yurt dışı kaynakların yeterince kullanılmadığını göstermiştir. Dünyada ise Feldstein-Horioka hipotezini destekleyen çalışmalara, Dooley, Frankel ve Mathieson (1987), Feldstein ve Bacchetta (1989), Frankel (1991), Tesar (1991) ve Musa ve Goldstein (1993) örnek gösterilebilir (Georgopoulos ve Hejazi, 2009:341).

Hipotezi desteklemeyen çalışmalarda ise, tasarruf yatırım ilişkisinin sermaye hareketlilik derecesini ölçmede yetersiz kalabileceği ifade edilmiştir. Bu çalışmalardan bazısı, sermaye hareketliliğinin hareketli olduğu durumda bile, büyük ülke etkisi ve içsel şoklar gibi makro ekonomik faktörlerden dolayı, tasarruf ve yatırımın ilişkili ve eşbütünleşik olabileceğini göstermiştir (Murthy, 2009:177). Büyük ülkenin dünya faiz oranları üzerinde güçlü bir etkisi bulunduğu için, büyük ülkelerde tasarruf ve yatırım oranları arasındaki ilişkinin güçlü çıkabileceği Murphy (1984), Baxter ve Crucini (1993) ve Jansen (1996) çalışmalarında belirtilmiştir. Nitekim Murphy (1984) 17 OECD ülkesi üzerine yapmış olduğu çalışmasında, ülkeleri küçük ülke (10) ve büyük ülke (7) olmak üzere ikiye ayırmıştır. Ampirik sonuçlara göre, küçük ülkelerdeki tasarruf-yatırım ilişkisi büyük ülkelere göre daha küçük çıkmıştır (Bolatoğlu, 2005:23).

Murthy (2009) 1960-2002 dönemi 14 Latin Amerika ve 5 Karayıp ülkesine uyguladığı panel veri çalışmasında, yatırım ve tasarruf serilerinin eşbütünleşik olduklarını bulmuştur. Ancak, bir bütün olarak tahmin edilen tasarruf katsayılarının göreceli olarak küçük çıkması, bu ülkelerin en azından kısa dönemde ılımlı bir sermaye hareketliliğine sahip olduğunu göstermektedir. Feldstein-Horioka hipotezinin söz konusu ülkeler için geçerli olmadığını gösteren bu ampirik bulgular, bu ülkelerin son zamanlarda artan finansal entegrasyon, finansal sektörün deregülasyonu, sermaye girişi, sermaye kontrollerinin zayıflaması gibi makroekonomik gelişmelere uyum sağladığını göstermektedir. Hipotezin desteklenmediğine ilişkin bulgulara Fidrmuc (2003) tarafından da erişilmiştir. Fidrmuc çalışmasını 1970-2001

dönemi için, dünyanın önde gelen sanayi ülkelerinin yanı sıra seçilmiş gelişmekte olan ülkeler ve geçiş ekonomileri olmak üzere toplam 18 ülkeye uygulamıştır. Araştırma sonuçları, bazı Avrupa ülkelerindeki yatırımların yüksek derecede uluslararası finansal piyasalardan karşılandığı yönünde çıkmıştır. Bu sonuç, Feldstein-Horioka hipotezini destekleyici bir kanıt değildir.

1980'li yıllarda ABD ekonomisinin büyük ölçekli bütçe ve dış ticaret açıkları vermesi çoğu iktisatçıyı bütçe açıkları ile dış ticaret açıkları arasındaki ilişkiyi araştırmaya itmiştir (Marinheiro, 2003:1041). Dolayısıyla konuyla ilgili yapılan ampirik çalışmaların daha çok Amerikan verisine dayalı yapıldığı söylenebilir. Ancak çalışma sonuçlarının, Feldstein-Horioka hipotezinde olduğu gibi karışık olduğunu, yani bir kısım çalışmaların ikiz açık hipotezini doğruladığı görülürken, bazı çalışmaların ise hipotezi doğrulayıcı nitelikteki sonuçlara ulaşılmadığı görülmektedir. Örneğin Enders ve Lee (1990), Miller ve Russek (1989), Kim (1995) bulguları bütçe açıkları ile dış açıklar arasında bir ilişki olmadığını ileri süren Ricardo Denklik hipotezini desteklemektedir. Öte yandan, Bachman (1992) VAR yaklaşımını ve Granger nedensellik testini kullandığı çalışmada, ikiz açık hipotezini destekleyen sonuçlara ulaşmıştır. Rosenweigh ve Tallman (1993) bütçe açıkları, dış açıklar ve döviz kuru arasındaki ilişkileri inceledikleri çalışmada ikiz açık hipotezini destekleyen bazı bulgulara erişmişlerdir. Benzer şekilde Dibooğlu (1997) geniş bir makroekonomik değişken seti ile VAR yöntemini kullandığı çalışmasında, ikiz açık hipotezini destekleyen yukarı adı geçen yazarların bulduğu benzer sonuçlara ulaşmıştır. Konuyla ilgili ilk çalışmalardan sayılan Darrat (1988) çalışması ikiz açık arasındaki ilişkiye Granger nedensellik anlamında bakmaktadır. Elde edilen sonuçlar, iki yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğunu ortaya çıkarmıştır (Akboştancı ve Tunç, 2002). Bu çalışmalardan ayrı olarak Zietz ve Pemberton (1990) ve Bahmani-Oskooee (1992, 1995) çalışmaları da ABD için ikiz açık hipotezini doğrulayıcı diğer çalışmalara örnek olarak gösterilebilir. Diğer taraftan, ABD verisi yanında Fransa, Batı Almanya, İtalya, Japonya ve İngiltere verileri kullanılarak yapılan çalışmalarda (Evans, 1988, 1989) bütçe açıkları ile dış açıklar arasında kesin bir ilişki bulunamamıştır. Ayrıca Winner (1993) tarafından gelişmiş bir ülke olan Avusturya üzerine yapılan başka bir çalışmada da ikiz açık hipotezinin desteklenmediğini görmekteyiz.

İkiz açık hipotezinin gelişmekte olan ülkelerde geçerliliği ise, Laney (1984), Bernheim (1988), Vamvoukas (1997) ve Islam (1988) gibi birçok iktisatçı tarafından yapılan çalışmada sorgulanmıştır. Örneğin Lany (1984) ampirik olarak ikiz açığı incelediği çalışmasında, bütçe açıklarının dış açıklar üzerinde gelişmekte olan ülkelerde gelişmiş ülkelere göre daha fazla etkilerinin olduğunu tartışmıştır. Bernheim (1988) Meksika'daki açıkların etkilerini test etmiş

ve Japonya hariç ikiz açığın birbirleriyle ilişkili olduğu sonucuna varmıştır. Yıllık veri kullanılarak Yunanistan üzerine yapılan başka bir çalışma ise, Vamvoukas (1997) tarafından gerçekleştirilmiştir. Nedensellik testini uyguladığı çalışmasında, kısa ve uzun dönemde geleneksel görüşü destekleyecek biçimde bütçe açıklarından dış açığa doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulmuştur. Nedensellik testinin uygulandığı bir diğer çalışma Brezilya üzerine olmuştur. Islam (1988) tarafından gerçekleştirilen çalışmanın ampirik bulguları ikiz açık hipotezini desteklememiş, bütçe açıklarıyla dış açıklar arasında iki yönlü bir nedensellik ilişkisi görülmüştür (Hakro, 2009:56).

Türkiye’de de ikiz açık hipotezini değişik dönemler ve farklı yöntemler uygulayarak test eden birçok çalışmaya rastlamaktayız. Örneğin bu çalışmalardan birisi Akbostancı ve Tunç (2002) tarafından yapılmıştır. 1987-2001 dönemi çeyrek yıllık verilerini kapsayan çalışmalarında, eşbütünleşme ve hata düzeltme modelini kullanmışlardır. Elde edilen bulgular hem kısa hem uzun dönemde ikiz açık hipotezini desteklendiğini göstermiştir. Günaydın (2004) ikiz açık hipotezini Toda-Yamamoto testi çerçevesinde 1987-2003 dönemini esas olarak Türkiye için test etmiştir. Ampirik bulgular hipotezi destekler nitelikte çıkmış, bütçe açıklarından cari açığa doğru bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur. İkiz açık hipotezini destekleyen bir diğer çalışma Zengin (2000) aittir. Çalışmada 1987-1999 dönemi üç aylık veri setiyle VAR tekniği kullanılmıştır. Utkulu (2003) 1950-2000 yıllık veri kullanarak yaptığı çalışması eşbütünleşme analizine dayanmaktadır. Ampirik sonuçlar Keynesyen ikiz açık teorisini desteklemiştir. Ancak nedenselliğin yönü tek değil iki yönlü olarak bulunmuştur. Utkulu (2001) tarafından Türkiye’de dış ticaretin belirleyicilerini araştıran başka bir çalışmasında ise, dış açıkların maliye politikasının önemli bir belirleyicisi olduğu sonucuna ulaşılmış, yani dolaylı olsa da ikiz açık hipotezi desteklenmiştir. İkiz açık hipotezini doğrulayan bir diğer çalışma ise Kutlar ve Şimşek (2001) tarafından 1984-2004 dönemine uygulanmıştır. Üç aylık veri seti ile VAR yöntemine dayalı eşbütünleşme ve nedensellik analizinin kullanıldığı çalışmanın sonuçları, hem kısa hem uzun dönemde ikiz açık hipotezini desteklemiştir. Bu çalışmalardan başka, Ay ve diğerleri (2004), Değirmen ve Elmas (2008), Gök ve Altay (2007), Sever ve Demir (2007), Ümit ve Yıldırım (2008), Ata ve Yücel (2003) ve Yıldız (2006) hipotezin Türkiye için geçerliliğini destekleyen diğer çalışmalardır.

Diğer taraftan Türkiye’de ikiz açık hipotezini destekleyen yukarıda çalışmalardan ayrı olarak sınırlı sayıda da olsa ikiz açık hipotezini ret eden çalışmalara da rastlanmaktadır. Aksu ve Başar (2005, 2009), Bilgili ve Bilgili (1998), Çetintaş ve Barışık (2005) ve Kuştepe (2001) bu çalışmalara örnek gösterilebilir.

Aksu ve Başar (2005) 1989-2003 dönemi aylık veri setinden faydalanarak VAR ve nedensellik yöntemini uyguladıkları çalışmada Ricardocu denklik hipotezini destekleyen sonuçlara ulaşmışlardır. Yine Aksu ve Başar'ın (2009) aylık veri kullanarak yaptıkları diğer çalışmaları 1994-2008 dönemini kapsamaktadır. Önceki çalışmadan farklı olarak sınır testi yaklaşımını kullanan Yazarlar, bu çalışmalarında da ikiz açık hipotezini reddeden sonuçlara ulaşmışlardır. Yani Türkiye'de bütçe açıklarının dış ticaret açıklarının artmasında gerek uzun gerekse kısa dönemde önemli bir rolünün bulunmadığı görülmüştür. İkiz açık hipotezini ret eden diğer bir çalışma Bilgili ve Bilgili (1998)'in çalışmalarıdır. Yazarların regresyon metodunu uyguladıkları çalışma 1975-1993 dönemini kapsamaktadır. Çetintaş ve Barışık (2005) ise, Granger ve Hsiao nedensellik testlerini uyguladıkları çalışmada 1973-2003 dönemi yıllık verilerini kullanmışlardır. Ampirik sonuçlar ikiz açık hipotezini destekleyici yönde olmamıştır. Hipotezi ret eden bir diğer çalışma Kuştepeli (2001) den gelmiştir. 1975-1995 dönemini içeren çalışması VAR ve nedensellik test uygulamalarına dayanmaktadır.

4. Ekonometrik Yöntem

4.1. Model ve Veri Seti

Yukarıdaki teorik ve ampirik literatüre uygun olarak çalışmamızda ikiz açık ve Feldstein-Horioka hipotezi arasındaki ilişkinin belirlenmesinde Fidrmuc (2003) ve Morinheiro (2008)'nin çalışmalarında kullandıkları aşağıdaki model 6 temel alınmıştır.

$$x_t - m_t = \gamma_1 + \gamma_2(t_t - g_t) - \gamma_3 inv_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

Model 6'ya uygun olarak düzenlenen Model 7, Türkiye üzerine yapılan ikiz açık ve Feldstein-Horioka hipoteziyle ilgili önceki çalışmalardan, kullanılan tahmin ve modeldeki değişkenler bakımından farklılık göstermektedir.

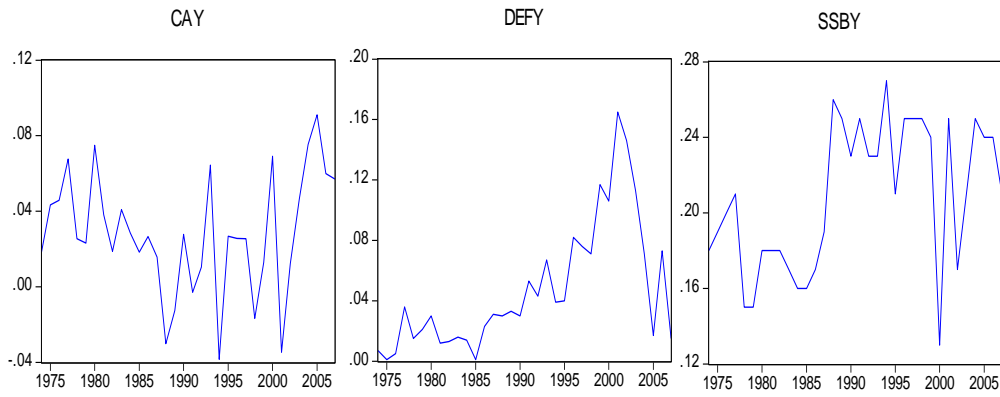
$$CAY_t = \beta_1 + \beta_2 DEFY_t + \beta_3 SSBY_t + u_t \quad (7)$$

Model 7'de CAY_t cari işlemler açığının GSYİH'ya oranını, $DEFY_t$ bütçe açığının GSYİH'ya oranını, $SSBY_t$ ise sabit sermaye yatırımlarının GSYİH'ya oranını ve u_t hata terimini göstermektedir. Modelde β_2 ve β_3 katsayıları, sırasıyla $DEFY_t$ ve $SSBY_t$ değişkenlerinin CAY_t değişkeniyle olan ilişkisini gösteren parametrelerdir ve teorik yaklaşımlarda bu parametrelerin sırasıyla pozitif ($\beta_2 > 0$) ve negatif ($\beta_3 < 0$) değer alması beklenmektedir. β_3 katsayısının negatif değer alması, bu katsayının eşitlikteki işaretinin negatif olmasından dolayı yatırımlarla cari işlemler arasında pozitif ilişkinin bulunduğunu şeklinde yorumlanmaktadır. Aynı zamanda $\beta_3 < 1$ olması, incelenen ülkede Feldstein-Horioka hipotezinin geçerliliğini ve $\beta_2 > 0$ alması ise ikiz açığın varlığını yansıtmaktadır. Dolayısıyla hem bütçe açığında hem de

yatırımlardaki artışların cari açığı kötüleştirilmesi beklenmektedir. Ayrıca her iki değişkenin katsayılarının 1'e eşit olması ($\beta_2 = 1, \beta_3 = 1$), incelenen ülkenin dünya ekonomisine mükemmel şekilde entegre olduğunu ve böylece hem bütçe açığı hem de yurtiçi yatırımların yurtdışı sermaye piyasalarından (dış kaynaklarla) finanse edildiğini göstermektedir.

Modelde bütçe açığı serisi, negatif bütçe açığı olarak düşünülmüş ve $DEFY_t$ serisinin pozitif (veya negatif) değer alması sağlanmıştır. Böylece pozitif bütçe açığı değerleri, hükümet harcamalarının vergi gelirlerinden büyük olmasını, negatif bütçe açığı değerleri ise hükümet harcamalarının vergi gelirlerinden küçük olmasını göstermiştir. $DEFY_t$ serisinde negatif değerlerin bulunması modeldeki 3 değişkenin logaritmik forma dönüştürülmesini engellemiş ve model çözümünde serilerin orijinal değerleri kullanılmıştır. Aşağıda modelde kullanılan üç değişkenin grafiksel gösterimi Grafik 2'de gösterilmektedir.

Grafik 2: Modelde Kullanılan Değişkenlerin Grafiksel Gösterimi



Değişkenlere ilişkin veriler 1974-2007 dönemini kapsayan yıllık değerlerden oluşmaktadır. DEF ve SSB ve Gayrisafi Yurtiçi Hasıla (GSYİH)'ya ilişkin veriler TCMB'nin Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS), Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK), IMF International Financial Statistics (IFS)'den alınmıştır. Modellerin tahmininde Eviews 6.0 Beta ekonometri paket programı kullanılmıştır.

4.2. Birim Kök Analizi

Uygulamada serilerin durağanlık özelliklerinin test edilmesinde en çok kullanılan yöntemler Dickey ve Fuller (1979), Genişletilmiş Dickey ve Fuller (ADF) (1981), Phillips-Perron (PP) (1988) testleridir. Bu çalışmada serilerin durağan olup olmadıklarının belirlenmesinde ADF ve PP birim kök testlerinden yararlanılmıştır.

Tablo 1: Birim Kök Test Sonuçları

Değişken	Düzye/ Birinci Fark	Augmented Dickey-Fuller (ADF) Test istatistiği		Philips-Perron (PP) Test istatistiği		Sonuç
		Trendsiz	Trendli	Trendsiz	Trendli	
CAY	Düzye	-4.488 (0)***	-4.419(0)***	-4.575 (3)***	-4.509 (3)***	I(0)
	Birinci Fark	-7.809(1)***	-5.831(2)***	-13.458 (6)***	-16.4(10)***	
DEFY	Düzye	-1.988 (0)	-2.959 (3)	-1.979(3)	-2.213(3)***	I(1)
	Birinci Fark	-7.035 (0)***	-3.265 (8)***	-7.019 (1)***	-7.057(1)***	
SSBY	Düzye	-2.112 (1)	-2.526 (1)	-3.672 (3)***	--4.316 (3)***	I(1);I(0)
	Birinci Fark	-9.662 (0)***	-9.503 (0)***	-11.91 (5)***	-11.69(5)***	

Not: ADF testinde parantez içindeki değerler Akaike Bilgi kriteri kullanılarak seçilen gecikme uzunluklarıdır ve maksimum gecikme uzunluğu 8 olarak alınmıştır. PP testinde optimal gecikme uzunluğu, Bartlett kernel (default) spectral estimation yöntemi ve Newey-West Bandwidth (automatic selection) kriterlerinden yararlanılmıştır. ***, ** ve * işaretleri sırasıyla % 1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 1, ADF ve PP birim kök test sonuçlarını göstermektedir. ADF ve PP birim kök test sonuçlarına göre, CAY serisi düzeyde durağan olduğundan I(0), DEFY değişkeninin ise her iki birim kök testinde düzeyde durağan olmadığı, birinci farkı alındığında durağan hale geldiği ve bütünleşme derecesinin I(1) olduğu görülmektedir. SSBY serisi her iki birim kök testinde farklı sonuçlar üretmişlerdir ve bütünleşme dereceleri AIC’te I(1) , PP’ de ise I(0) bulunmuştur.

Seriler arasında uzun dönemli bir ilişki araştırılmadan önce yapısal bir kırılmanın olabileceği dikkate alınarak yapısal kırılmayı dikkate alan Zivot ve Andrews (ZA) (1992) testi ile serilerin durağanlığı araştırılmıştır. Birçok yazar standart birim kök testlerinin yapısal değişmelere maruz kalacak değişkenler için uygun olmadığını belirtmektedir. Örneğin Perron (1989) yapısal değişmelerin varlığında standart ADF testlerinin birim kök hipotezini reddedememe eğilimi taşıdığını göstermiştir. Dolayısıyla, değişkenlerin durağan olmadığına yalnızca standart birim kök test sonuçlarına dayalı olarak karar vermek yanıltıcı olabilir. Perron (1989) bilinen kırılma noktasının dışsal olduğu varsayımı altında üç farklı model kullanarak serilerin durağanlığını test etmiştir. Bununla birlikte bu test önemli tartışmalara neden olmuştur. Perron (1989) testi bir serinin (Y_t) T_B zamanında meydana gelen ekzojen bir yapısal değişme ile birim köke sahip olduğu hipotezini test etmektedir. Zivot ve Andrews (1992) ise ekzojen kırılma noktası varsayımını reddetmiş ve alternatif bir hipotez altında trend fonksiyonunda tahmini bir kırılmaya imkan tanıyan bir birim kök test prosedürü geliştirmiştir.

Bu çalışmada tek bir yapısal değişmeyi endojen olarak dikkate alan Zivot ve Andrews birim kök testi kullanılarak serilerin entegrasyon düzeyi test edilmiştir.

Zivot ve Andrews (1992), Perron (1989)'un birim kök testini izleyerek oluşturdukları üç model aşağıdaki gibidir (Zivot ve Andrews,1992; 254):

Model A:

$$Y_t = \mu^A + \theta^A DU_t(\lambda) + \beta^A t + \alpha^A Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j^A \Delta Y_{t-j} + e_t \quad (8)$$

Model B:

$$Y_t = \mu^B + \beta^B t + \gamma^B DT_t^*(\lambda) + \alpha^B Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j^B \Delta Y_{t-j} + e_t \quad (9)$$

Model C:

$$Y_t = \mu^C + \theta^C DU_t(\lambda) + \beta^C t + \gamma^C DT_t^*(\lambda) + \alpha^C Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j^C \Delta Y_{t-j} + e_t \quad (10)$$

Eğer $t > T(\lambda)$ ise, $DU_t(\lambda) = 1$,

Diğer durumlarda 0

Eğer $t > T(\lambda)$ ise, $DT_t^*(\lambda) = t - T\lambda$

Diğer durumlarda 0

Model A ortalamadaki bir kırılmayı, model B eğimdeki bir kırılmayı, model C ise hem eğimdeki hem de ortalamadaki kırılmayı ifade etmektedir. Bu yaklaşıma göre, kırılma zamanı (TB) 8, 9 ve 10'daki α 'nın t değerinin minimize edildiği nokta olarak belirlenir. ve DU ve DT sırasıyla ortalama ve trenddeki kırılmayı ifade eden kukla değişkenleri ifade etmektedir. TB kırılma yılı iken, eğer $t > TB$ ise $DU = 1$, ve aksi durumda da 0'dır. $DT = (t-TB)$ şayet $(t > TB)$ iken ve aksi durumda da 0'a eşittir. Söz konusu denklemlerden, $\alpha_j = 1$ hipotezini test etmek için kullanılacak olan t değerleri hesaplanır. Kırılma yılı en küçük t değerinin olduğu modelde bulunan yıldır. Kırılma yılı belirlendikten sonra hesaplanan t değeri Zivot ve Andrews'un hesapladığı kritik değerden küçük ise "birim kök vardır" şeklinde kurulan boş hipotez reddedilir (Zivot ve Andrews, 1992; 254). Zivot- Andrews birim kök testinin sonuçları Tablo 2'de yer almaktadır.

Tablo 2: Zivot ve Andrews Birim Kök Test Sonuçları

CAY						
	Model A		Model B		Model C	
Test istatistiği (α)	-2.704		-3.801		-3.490	
Kırılma Tarihi (TB)	2002		2002		1988	
Gecikme uzunluğu (k)	2		2		2	
DEFY						
	Model A		Model B		Model C	
Test istatistiği (α)	-2.422		-3.487		-5.139*	
Kırılma Tarihi (TB)	1996		2002		2001	
Gecikme uzunluğu (k)	0		0		0	
SSBY						
	Model A		Model B		Model C	
Test istatistiği (α)	-6.819**		-4.713**		-6.665**	
Kırılma Tarihi (TB)	1998		1995		1998	
Gecikme uzunluğu (k)	0		0		0	
Kritik değerler	%1	%5	%1	%5	%1	%5
	-5.43	-4.80	-4.93	-4.42	-5.57	-5.08
Kritik değerler, Zivot ve Andrews (1992)'den alınan değerleri göstermektedir. Uygun gecikme sayısı Akaike bilgi kriterine (AIC) göre seçilmiştir.						

Not: Zivot-Andrews Testi sonuçları Stata 10.0 programı ile hesaplanmıştır.

Yukarıdaki tablo sonuçlarına göre, CAY değişkeni üç modelde de elde edilen test istatistiği değerleri % 5 düzeyinde kritik değerden küçük olduğundan 1988 ve 2002 yıllarında meydana gelen kırılmayla durağan olduğu hipotezi reddedilmektedir. Dolayısıyla yapısal kırılma olmadan seride birim kökün varlığını gösteren temel hipotez kabul edilmektedir. Bu durumda CAY değişkeninin bütünleşme derecesi I(1) olarak bulunmuştur. DEFY değişkeni 2001 yılında yapısal kırılmanın olduğunu gösteren Model C haricinde, yapısal kırılmalı birim kökün olduğu boş hipotezini reddedememektedir. SSBY değişkeni üç modelde de hesaplanan test istatistiği kritik değerden mutlak değerce büyüktür ve dolayısıyla serinin yapısal kırılmalı durağan olduğu ifade edilebilir.

Uygulanan birim kök testlerinin sonuçları değerlendirildiğinde değişkenlerin bütünleşme derecelerinin aynı olmadığı sonucu ortaya çıkmaktadır. Aşağıdaki Tablo 3'de çalışmada yapılan birim kök test sonuçları toplu olarak gösterilmektedir.

Tablo 3: Farklı Birim Kök Testleri Sonuçlarının Karşılaştırması

Değişken	Kırılmasız Birim Kök Testleri		Kırılmalı Birim Kök Testleri		
	ADF	PP	Zivot-Andrews		
			A	B	C
CAY	I(0)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)
DEFY	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)
SSBY	I(1)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)

4.3. Eşbütünleşme Analizi

Eşbütünleşme tekniğinin uygulanması için her değişkenin eşbütünleşme derecesinin belirlenmesi gerekmektedir. Yukarıdaki ADF, PP ve Zivot-Andrews birim test sonuçlarına göre, değişkenlerin eşbütünleşme derecelerinin aynı olmadığı sonucuyla karşılaşılmıştır. Serilerin eşbütünleşme derecelerinin farklı olması halinde hem Engle-Granger (1987) tarafından geliştirilen Engle-Granger eşbütünleşme yönteminin hem de Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) tarafından geliştirilen Johansen eşbütünleşme yaklaşımının uygulanması mümkün olmayacaktır. Bu yaklaşımlarda tüm serilerin düzeyde durağan olmamasını ve aynı derecede farkı alındığında durağan hale gelmelerini, yani serilerin bütünleşme derecelerinin aynı olmasını gerektirmektedirler. Oysa AIC ve PP'na göre modelde kullanılan üç değişkenden ikisinin (sırasıyla CAY ve DEFY) düzeyde ve farkı alındığında durağan, SSBY değişkeninin ise her iki birim kök testinde düzeyde veya farkı alındığında durağan oldukları ortaya görülmüştür. Zivot-Andrews birim kök testinde ise CAY serisi farkı alındığında durağan olurken SSBF düzeyde durağan oldukları anlaşılmıştır. Bu durumda Engle-Granger ve Johansen eşbütünleşme testlerinin kullanılması uygun değildir.

Eşbütünleşme dereceleri farklı olan serilere eşbütünleşme yönteminin uygulanamama sorununu Pesaran ve Shin (1995) ve Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen sınır testi yaklaşımı ortadan kaldırmaktadır. Bu yeni yöntem ARDL (Autoregressive Distributed Lag) yaklaşımı olarak ifade edilmektedir. Bu yaklaşımın avantajı değişkenlerin bütünleşme dereceleri dikkate alınmaksızın değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olup olmadığının araştırmasıdır. Diğer taraftan bu yöntemin uygulanması üç nedene bağlı olarak uygun görülmektedir. Birincisi, sınır testi prosedürü kolaydır ve Johansen ve Juselius (1990) gibi çok değişkenli eşbütünleşme yöntemlerinin aksine, modelin gecikme uzunluğu EKKY ile tahmin edildikten sonra eşbütünleşme ilişkisinin varlığı belirlenmektedir. İkincisi, sınır testi prosedürü Johansen and Juselius (1990) eşbütünleşme tekniklerinden farklı olarak, birim kök testi modeline dahil edilen değişkenlerin ön testlerinin yapılmasını gerektirmemektedir. Sınır testi, modeldeki serilerin $I(2)$ olması dışında, bütünüyle $I(0)$ ve $I(1)$ veya hepsinin karşılıklı eşbütünleşik $I(1)$ olup olmadığına bakılmaksızın uygulanabilmektedir. Üçüncüsü, sınır testi küçük veya sınırlı örnek kümeleri için oldukça etkindir.

Eşbütünleşme dereceleri farklı olan serilere eşbütünleşme yönteminin uygulanamama sorununu Pesaran ve Shin (1995) ve Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen sınır testi yaklaşımı ortadan kaldırmaktadır. Aşağıda 2 bağımsız değişkene sahip modellere ilişkin sınır testi için kurulan ARDL modelleri gösterilmektedir.

$$\Delta CAY_t = a_0 + \sum_{i=1}^m a_{1i} \Delta CAY_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{2i} \Delta DEFY_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{3i} \Delta SSBY_{t-i} \quad (11)$$

$$+ a_4 CAY_{t-1} + a_5 DEFY_{t-1} + a_6 SSBY_{t-1} + u_t$$

Yukarıdaki modele sınır testinin uygulanabilmesi için m olarak gösterilen gecikme uzunluğunun belirlenmesi gerekmektedir. Ardından eşbütünleşme ilişkisi varlığının araştırılmasında bağımlı ve bağımsız değişkenlerin birinci dönem gecikmelerine F istatistiği uygulanmaktadır. Bu test için hipotez H_0 hipotezi [$(H_0 = a_4 = a_5 = a_6 = 0)$] şeklinde kurulur ve hesaplanan F istatistiği Pesaran vd. (2001)'deki tablo alt ve üst kritik değerleri ile karşılaştırılır. Hesaplanan F istatistiği alt kritik değerinden küçükse, seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığına karar verilmektedir. Hesaplanan F istatistiği alt ve üst kritik değerler arasında ise kesin bir yorum yapılamamakta ve diğer eşbütünleşme testleri yaklaşımlarına başvurulması gerekmektedir. Diğer yandan, hesaplanan F istatistiği üst kritik değer üzerinde olduğunda ise seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğu sonucuna varılmaktadır. Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit edildikten sonra uzun ve kısa dönem ilişkileri belirlemek için ARDL modelleri kurulur.

Modeldeki gecikme sayısı belirlenirken AIC, SIC, FPE ve HQ gibi bilgi kriterlerinden yararlanılmaktadır. Burada en küçük kritik değeri sağlayan gecikme uzunluğu modelin gecikme uzunluğu olarak belirlenmektedir. Ancak burada seçilen kritik değerin en küçük olduğu gecikme uzunluğu ile oluşturulan model otokorelasyon problemi içeriyorsa bu durumda ikinci en küçük kritik değeri sağlayan gecikme uzunluğu alınmakta ve eğer otokorelasyon problemi devam ediyorsa bu problem ortadan kalkıncaya kadar bu işleme devam edilmektedir.

Modelde bağımlı değişkenin gecikmeli değeri de yer aldığı için otokorelasyon için DW testi yerine, Breusch ve Godfrey'in geliştirdiği otokorelasyon testi kullanılmaktadır. İncelenen veri seti yıllık olduğundan maksimum gecikme uzunluğu 4 olarak alınmış ve AIC ve SIC'ne göre uygun gecikme uzunluğu 3 olarak belirlenmiş ve bu gecikme uzunluğunda otokorelasyona rastlanmamıştır.

Tablo 4: Sınır Testi İçin Gecikme Sayısının Belirlenmesi

Gecikme Sayısı (m)	AIC	SIC	Breusch-Godfrey Otokorelasyon Testi (χ^{2BC})
1	-4.000	-3.588	14.88(0.000)***
2	-4.163	-3.608	7.76(0.002)***
3	-4.633	-3.932	0.909(0.634)
4	-4.489	-3.640	4.602(0.100)*

Not: ***, ** ve * işaretleri sırasıyla % 1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı ifade etmekte ve otokorelasyonun olduğunu göstermektedir

Uygun gecikme sayısı belirlendikten sonra sınır testi yaklaşımıyla seriler arasında eşbütünlüşme ilişkisi araştırılmaktadır. Aşağıdaki Tablo 5, değişkenler arasındaki eşbütünlüşme sonuçlarını göstermektedir.

Tablo 5: Sınır Testi Sonuçları

k	F- İstatistiği	Anlamlılık Düzeyinde Kritik Değerler		
			Alt Sınır	Üst Sınır
2	5.541	%10	3.17	4.14
		%5	3.79	4.85
		%1	5.15	6.36
Tanısal Testler				
$R^2 = 0.57$		$F \text{ İst} = 7.813(0.000)$		$DW = 2.042$
$\chi^2_{RRMKH} = 5.009(0.025)$		$\chi^2_{BGAB} = 0.909(0.634)$	$\chi^2_{JBN} = 2.012(0.365)$	
$\chi^2_{WDV} = 7.793(0.899)$				

Not: k (11) numaralı denklemdaki bağımsız değişken sayısıdır. Kritik değerler, Pesaran vd. (2001)'deki Tablo CI(iii)'den alınmıştır. χ^2_{BGAB} , χ^2_{RRMKH} , χ^2_{JBN} ve χ^2_{WDV} sırasıyla Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık, Ramsey regresyonda model kurma hatası, Jarque-Bera normallik ve White değişen varyans sınaması istatistikleridir. Parantez içindeki rakamlar p-olasılık değerlerini göstermektedir.

Tablo 5'te hesaplanan test istatistiğine göre Model 11'nin yüzde 5 düzeyinde, Pesaran vd. (2001)'den alınan üst kritik değerleri aştığı görülmektedir. Bu sonuç, değişkenler arasında bir eşbütünlüşme ilişkisinin mevcut olduğunu göstermektedir. Dolayısıyla değişkenler arasında bir eşbütünlüşme olduğundan uzun ve kısa dönem ilişkileri belirlemek için ARDL modelleri kurulabilecektir.

4.4.ARD L Modeli

Değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisini gösteren ARDL modeli aşağıdaki şekilde gösterilmektedir. Gecikme sayılarının belirlenmesi için yine Schwarz (SIC) bilgi kriterinden yararlanılmıştır.

$$CAY_t = a_0 + \sum_{i=1}^m a_{1i} CAY_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{2i} DEFY_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{3i} SSBY_{t-i} + u_t \quad (12)$$

Maksimum gecikme uzunluğunun 4 alındığı 12 nolu gecikmeli ARDL modeli tahmin edilmiştir. Model 12 nin tahmininde CAY değişkeni 4, DEFY değişkeni 4, SSBY değişkeni 0

gecikmeli deęerleri ile tahmin edilmesi gerektięi sonucuna varılmıřtır. Ařaęıdaki Tabloda 4, 4, 0 nolu gecikmeli ARDL modeline iliřkin tahmin sonuları gsterilmektedir.

Tablo 6: ARDL (4, 4, 0) Modeli Tahmin Sonuları ve Uzun Dnem Katsayıları

Deęiřken	Katsayı	t – istatistięi	Deęiřken	Katsayı	t – istatistięi
C	0.112	3.601 (0.001)***	DEFT _{t-1}	-0.283	-1.476 (0.1562)
CAY _{t-1}	-0.198	-1.291 (0.211)	DEFT _{t-2}	-0.113	-0.532 (0.600)
CAY _{t-2}	-0.274	-2.003 (0.059)*	DEFT _{t-3}	0.504	2.164 (0.043)
CAY _{t-3}	0.063	0.415 (0.682)	DEFT _{t-4}	0.455	2.151 (0.044)**
CAY _{t-4}	0.072	0.470 (0.643)	SSBY _t	-0.433	-3.451 (0.002)***
DEFY _t	-0.233	-1.482 (0.154)			
Uzun Dnem Katsayıları			Tanımsal Testler		
C	0.083	4.882***	R ² = 0.732 \bar{R}^2 = 0.592 F-ist= 5.210 (0.001) DW= 1.876		
DEFY	0.246	2.196**	$\chi^2_{RRMKH}(1) = 1.252 (0.263)$ $\chi^2_{JBN}(2) = 22.834 (0.000)$ $\chi^2_{BGAB}(2) = 0.220 (0.894)$		
SSBY	-0.324	-4.882***	$\chi^2_{WDV}(1) = 2.064 (0.995)$		

Not: Baęımlı deęiřken CAY_t'dir. ARDL modelindeki gecikme sayıları 4 olmak üzere, SIC'ne gre belirlenmiřtir. Parantez iindeki rakamlar P-olasılık deęerlerini gstermektedir. ***,** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 dzeylerinde anlamlılıklarını gsterir. χ^2_{BGAB} , χ^2_{RRMKH} , χ^2_{JBN} ve χ^2_{WDV} sırasıyla Breusch-Godfrey ardıřık baęımlılık, Ramsey regresyonda model kurma hatası, Jarque-Bera normallik ve White deęiřen varyans sınaması istatistikleridir.

Uzun dnem ARDL modeli tahmini sonucunda DEFY ve SSBY deęiřkenlerin katsayılarının beklentilere uygun iřaretler aldıkları (DEFY=0.246 ve SSBY= -0.324) ve istatistiksel bakımdan anlamlı oldukları grlmüřtür. Bylece Trkiye'de bte aıęındaki 1 birimlik artıřın cari aıęı 0.246, yurtii yatırımlardaki 1 birimlik artıřın ise cari aıęı 0.324 artırdıęı sonucuna ulařılmıřtır. Uzun dnem ARDL sonucundan hareketle Trkiye'de, bte aıęı katsayısının pozitif deęer alması incelenen dnemde ikiz aık sorunun varlıęını ortaya koymakla birlikte Ricardocu denklik hipotezinin geerli olmadıęını gstermektedir. Bu sonu Ay ve dięerleri (2004), Deęirmen ve Elmas (2008), Gk ve Altay (2007), Sever ve Demir (2007), Ümit ve Yıldırım (2008), Ata ve Ycel (2003) ve Yaldız (2006)'ın elde ettięi ikiz aık hipotezine uygundur. Yatırım katsayısının beklendięi gibi negatif (eřitlikteki iřareten dolayı pozitif) ancak 1'den kk deęer alması ise Feldstein-Horioka hipotezinin geerlilięini gsterse de, incelenen dnemde Trkiye'nin dnya sermaye piyasalarına yeterince entegre olmadıęını ve yatırımların ancak yaklařık 1/3'ünün yurtdıřı tasarruflarla finanse edildięini

göstermiştir. Bu sonucun ortaya çıkmasında çalışmanın kapsamının sermaye hareketlerinin sınırlı olduğu dönemi (1974-1988) kapsamasının etkili olduğu söylenebilir. Nitekim Türkiye’de sermaye hareketleri 1989 yılında 32 sayılı kararla serbestleştirilmiştir.

4.5. Kısa Dönem İlişkisi

Değişkenler arasındaki kısa dönem ilişkisi ise ARDL yaklaşımına dayalı bir hata düzeltme modeli ile araştırılmıştır. Bu model aşağıda görülmektedir.

$$\Delta CAY_t = a_0 + \alpha_1 ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^m a_{2i} \Delta CAY_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{3i} \Delta DEFY_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{4i} \Delta SSBY_{t-i} + u_t \quad (13)$$

Tablo 7: ARDL (2,4,2) Hata Düzeltme Modeli ve Kısa Dönem Katsayıları

Değişken	Katsayı	t – istatistiği	Değişken	Katsayı	t – istatistiği
C	0.001	0.387 (0.703)	$\Delta DEFY_{t-2}$	-0.048	-0.245 (0.808)
ECT_{t-1}	-0.839	-3.082 (0.006)***	$\Delta DEFY_{t-3}$	0.218	0.922 (0.369)
ΔCAY_{t-1}	-0.271	-1.555 (0.138)	$\Delta DEFY_{t-4}$	0.473	1.979 (0.064)*
ΔCAY_{t-2}	-0.554	-3.387 (0.003)***	$\Delta SSBY_t$	0.010	0.770 (0.442)
$\Delta DEFY_t$	-0.257	-1.587 (0.130)	$\Delta SSBY_{t-1}$	0.250	0.066 (0.948)
$\Delta DEFY_{t-1}$	-0.576	-2.700 (0.015)**	$\Delta SSBY_{t-2}$	-0.335	-1.896 (0.075)*
Kısa Dönem Katsayıları			Tanısal Testler		
<i>C</i>	0.0008	0.389	$R^2 = 0.5863$ $\bar{R}^2 = 0.775$ F-ist= 9.803(0.000) DW= 1.813		
<i>DEFY</i>	-0.104	-0.371	$\chi^2_{RRMKH} (1) = 0.563 (0.017)$ $\chi^2_{JBN} (2) = 8.918 (0.011)$		
<i>SSBY</i>	-0.434	-2.552**	$\chi^2_{BGAB} (2) = 1.624 (0.443)$ $\chi^2_{WDV} (1) = 4.806 (0.940)$		

Not: Bağımlı değişken ΔCAY_t 'dir. ARDL modelindeki gecikme sayıları 8 olmak üzere, SIC' ne göre belirlenmiştir. Parantez içindeki rakamlar P-olasılık değerlerini göstermektedir. ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeylerinde anlamlılıklarını gösterir. χ^2_{BGAB} , χ^2_{RRMKH} , χ^2_{JBN} ve χ^2_{WDV} sırasıyla Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık, Ramsey regresyonda model kurma hatası, Jarque-Bera normallik ve White değişen varyans sınaması istatistikleridir.

Modelde gecikme uzunlukları SIC bilgi kriteri yardımıyla belirlenmiştir. Maksimum gecikme uzunluğunun yine 4 alındığında, kısa dönem ilişkisinin ARDL (2, 4, 2) modeli ile araştırılması gerektiği sonucuna varılmıştır. ECT_{t-1} değişkeni Tablo 6’da verilen uzun dönem ilişkisinden elde edilen hata terimleri serisinin bir dönem gecikmeli değeridir. Bu değişkenin

katsayısı kısa dönemdeki dengesizliğin ne kadarının uzun dönemde düzeltileceğini gösterir. Bu katsayının işaretinin negatif ve anlamlı olması beklenir. Modelde hata düzeltme teriminin katsayısı (ECT_{t-1}) -0.83 olarak belirlenmiştir. Hata düzeltme teriminin beklenen şekilde işareti negatiftir ve yüzde 1 düzeyinde istatistiksel bakımdan anlamlıdır. (ECT_{t-1}), kısa dönemdeki dengesizliğin yüzde 83'ünün uzun dönemde düzeltileceğini göstermektedir.

Modellerde genellikle uzun ve kısa dönem katsayılarının istikrarının ölçülmesinde Brown vd. (1975) tarafından önerilen CUSUM ve CUSUMQ testlerinden yararlanılmaktadır. CUSUM testi, n gözlem kümesiyle ilişkili olarak kümülatif hata terimlerine dayanmakta ve yüzde 5 anlamlılığı gösteren kritik sınırlar (güven aralığı) arasında çizilmektedir. Hata terimlerine ilişkin olarak gösterilen CUSUM testi istatistiklerinde, modellerde elde edilen hata terimleri yüzde 5 anlamlılığını gösteren güven aralığı arasındaysa, tahmin edilen katsayıların istikrarlı olduğu söylenebilmektedir. Aynı işlem CUSUMQ, kümülatif hata terimlerinin karelerine dayalı olarak belirlenmekte ve anlamlılık testi değerlendirilmektedir. Bu iki teste ilişkin grafiksel gösterim, Tablo 6 ve Tablo 7'deki modelden elde edilen hata terimlerine uygulanarak elde edilmiş ve Ek'te gösterilmiştir. Ek'teki Grafik 3'de CUSUM ve CUSUMQ testinde uzun dönem CAY modelinin katsayılarının istikrarlı olduğu ve böylece hata terimleri ile hata terimleri karelerinin kritik sınırlar içinde kaldığı görülmektedir. Benzer şekilde Grafik 4'de CUSUM ve CUSUMQ test sonuçlarına göre hata düzeltme modelinin hata terimlerinin kritik sınırlar arasında olduğu görülmekte ve böylece kısa dönem katsayıların istikrarlı olduğu anlaşılmaktadır.

4.6.2. Toda-Yamamoto Nedensellik Testi

Engle-Granger eşbütünleşme testine göre; iki seri arasında uzun dönemli bir ilişkinin olabilmesi, iki serinin birim kök özelliklerinin aynı olmasına bağlıdır. Hâlbuki modelimizde kullanılan serilerin farklı bütünleşme düzeylerine [I(0) ve I(1)] sahip olması, Engle-Granger nedensellik testi yerine Tado ve Yamamoto (1995) nedensellik testlerinin kullanımı gerektirmiştir.

Toda ve Yamamoto (1995) tarafından geliştirilen nedensellik yöntemi, Granger nedensellik yönteminden hareketle uygulanmaktadır. Bu yöntem, birim kök ve eş-bütünleşme gibi son yıllarda sıkça eleştirilen sınamalara ihtiyaç duyulmadan analize olanak tanımaktadır. Modelde yer alan serilerin maksimum bütünleşme derecesini bilmek ve modeli doğru belirlemek nedensellik sınamaları için yeterli olmaktadır. Bu yöntemin tutarlı ve doğru sonuçlar vermesi, sistemde gecikme uzunluğunun doğru olarak belirlenmesine ve modele girmesi gereken tüm

bileşenlerin kullanılmasına bağlıdır. Toda ve Yamamoto (1995) tarafından geliştirilen VAR modeli aşağıdaki denklemler yardımıyla uygulanmaktadır.

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i Y_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \beta'_j Y_{t-j} + \sum_{i=1}^k \lambda_i X_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \lambda'_j X_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (18)$$

$$X_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \delta_i X_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \delta'_j X_{t-j} + \sum_{i=1}^k \phi_i Y_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \phi'_j Y_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (19)$$

Burada serbestlik derecesi k , maksimum bütünleşme derecesi d_{max} iken, tahmin edilecek $(k+d_{max})$ dereceden bir VAR modeline dayalı Wald testlerinin χ^2 dağılımına sahip olduğunu göstermiştir. Tado ve Yamamoto (1995), k gecikme sayısı ve d_{max} serilerin maksimum bütünleşme derecesini ifade etmek üzere, tahmin edilecek $(k+d_{max})$ dereceden bir VAR sisteminde, MWALD testinin asimptotik χ^2 dağılımına sahip olduğunu ispatlamıştır. Bu yaklaşımın temel düşüncesi, VAR modelindeki gecikme sayısını modele giren değişkenlerin maksimum bütünleşme derecesi kadar artırmaktır. Eğer denklem (18)'de $\lambda_i \neq 0$ ise, X, Y'nin nedenidir şeklinde yorumlanır. Denklem (19)'da ise $\phi_i \neq 0$ ise bu durumda Y, X'in nedenidir şeklinde yorumlanır. X'den Y'ye doğru Granger nedenselliğinin varlığını test etmek için Wald istatistiği kullanılarak $\lambda_i \neq 0$ sınırlaması test edilmektedir. Y'den X'e doğru nedenseliğinde ise $\phi_i \neq 0$ sınırlaması test edilmektedir. Tablo 9'da modelde kullanılan Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testi sonuçları yer almaktadır.

Tablo 8: Toda ve Yamamoto Nedensellik Testi Sonuçları

Model	Gecikme uzunluğu ($k+d_{max}$)	χ^2 -ist.	p-değeri	Karar	Nedenselliğin Yönü
CAY=f(DEFY)	2	3.435	0.0629*	Kabul	DEFY \leftrightarrow CAY
DEF=f(CAY)	2	3.257	0.0837*	Kabul	
SSBY=F(CAY)	2	3.010	0.0378**	Kabul	CAY \rightarrow SSBY
CAY=F(SSBY)	2	0.652	0.426	Red	
DEF=f(SSBY)	2	3.820	0.0157**	Kabul	SSBY \rightarrow DEF
SSBY=f(DEFY)	2	1.451	0.254	Red	

Tablo 8'de Tado Yamamoto nedensellik testi sonuçlarına göre CAY=f(DEFY) ve DEF=f(CAY) modellerinde bütçe açığının cari açığın nedeni olmadığı, aynı şekilde cari açığın da bütçe açığının nedeni olmadığı hipotezi reddedilmektedir. Bu sonuçlar incelenen dönemde ikiz açığın var olduğunu ve Ricardocu denklik hipotezinin reddedildiğini göstermektedir. Böylece uzun dönem ARDL modelinde elde edilen ikiz açığın varlığı, Tado ve Yamamoto nedensellik yaklaşımında da doğrulanmaktadır. Diğer taraftan modelde sabit

sermaye birikiminden bütçe açığına ve cari işlem açığından sabit sermaye birikimine doğru nedensel ilişki belirlenmiştir. Bu sonuç, incelenen dönemde vergi gelirlerinin kamu harcamalarını karşılamadığı bir durumda, kamunun sabit sermaye yatırım harcamalarının bütçe açığına yol açabileceği gerçeğini doğrulamıştır. Buna karşılık uzun dönem eşbütünleşme ilişkisinde sabit sermaye harcamalarının yeterince dış kaynaklarla karşılanmaması şeklindeki sonuç, sabit sermaye birikiminin cari açığın nedeni olmadığı sonucunu teyit etmektedir.

5. Sonuç

Bu çalışma, 1974-2007 dönemi yıllık verileriyle Türkiye’de ikiz açık (cari açık-bütçe açığı) ve Feldstein Horioka (1980) hipotezi test etmeyi amaçlamaktadır. Bu amaçla, çalışmada Fidrmuc (2003)’un çalışması esas alınarak, GSYİH’ya oran olarak cari açık (CAY), bütçe açığı (DEFY) ve yurtiçi yatırım (SSBY) değişkenleri düzey değerlerinde kullanılarak $CAY=F(DEF, SSBY)$ şeklinde model tanımlanmıştır. Birim kök testi sonuçlarına göre serilerin I(0) ve I(1) olmasından dolayı model, ARDL (Autoregressive Distributed Lag) eşbütünleşme yöntemi olarak bilinen sınır testi yaklaşımıyla tahmin edilmiştir. Sınır testi sonucunda yüzde 5 anlamlılık düzeyinde serilerin eşbütünleşik oldukları ve 3 değişken arasında uzun dönem ilişkisinin var olduğu belirlenmiştir. Uzun dönem ARDL modeli tahmini sonucunda değişkenlerin (DEFY ve SSBY) katsayılarının beklentilere uygun işaretler aldıkları (DEFY=0.246 ve SSBY= -0.324) ve istatistiksel bakımdan anlamlı oldukları görülmüştür. Böylece Türkiye’de bütçe açığındaki 1 birimlik artışın cari açığı 0.246, yurtiçi yatırımlardaki 1 birimlik artışın ise cari açığı 0.324 artırdığı sonucuna ulaşılmıştır. Uzun dönem ARDL sonucundan hareketle Türkiye’de, bütçe açığı katsayısının pozitif değer alması ikiz açık sorunun varlığını ortaya koymuştur. Yatırım katsayısının beklendiği gibi negatif (eşitlikteki işaretten dolayı pozitif) ancak 1’den küçük değer alması ise Feldstein-Horioka hipotezinin geçerliliğini göstermiş ve incelenen dönemde Türkiye’nin dünya sermaye piyasalarına yeterince entegre olmadığını ve yatırımların ancak yaklaşık 1/3’ünün yurtdışı tasarruflarla finanse edildiğini göstermiştir. ARDL yaklaşımına dayalı hata düzeltme modelinde hata düzeltme terimi katsayısı negatif (-0.83) ve anlamlı bulunmuş ve bu sonuç kısa dönemdeki dengesizliğin uzun dönemde düzeltileceği şeklinde yorumlanmıştır. Yapılan nedensellik testi sonuçlarında Türkiye’de ikiz açığın varlığı kabul edilmiş ve böylece uzun dönem eşbütünleşme modelinde elde edilen sonuç doğrulanmıştır. Bütçe açığının cari açığın nedeni olmadığı, aynı şekilde cari açığın da bütçe açığının nedeni olmadığı hipotezi reddedilmektedir. Diğer taraftan sabit sermaye birikiminden bütçe açığına ve cari işlem açığından sabit sermaye birikimine doğru nedensel ilişki belirlenmiştir. Böylece vergi

gelirlerinin kamu harcamalarını karşılamadığı bir durumda, kamunun sabit sermaye yatırım harcamalarının bütçe açığına yol açabileceği gerçeği doğrulanmıştır.

Kaynakça

- AKBOSTANCI, E. ve G. İ. TUNÇ; (2002), "Turkish Twin Deficits: An Error Correction Model of Trade Balance", *ERC Working Paper in Economics*, 01/06, Middle East Technical University.
- AKSU, H. ve S. BAŞAR; (2005), "İkiz Açıklar Hipotezinin Türkiye Açısından Araştırılması", *İktisat İşletme ve Finans*, 20(234), ss.109-114.
- AKSU, H. ve S. BAŞAR; (2009), "Türkiye İçin İkiz Açıklar Hipotezinin Tahmini: Bir Sınır Testi Yaklaşımı", *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, 64(4), ss.1-14.
- ALTINTAŞ, H.; (2008). "Neoliberal Politikalar: Brezilya ve Türkiye Uygulamaları, *Küreselleşme Sürecinde Finansal Piyasalar*, E. Alper Güvel ve Z. Mızırak (Ed.), Nobel Yayın Dağıtım, Ankara.
- ATA, A. Y. ve F. YÜCEL; (2003), "Eş-Bütünleşme ve Nedensellik Testleri Altında İkiz Açıklar Hipotezi: Türkiye Uygulaması", *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 12(12), ss.97-110.
- AY, A. Z. KARAÇOR, M. MUCUK ve S. ERDOĞAN; (2004), "Bütçe Açığı-Cari İşlemler Açığı Arasındaki İlişki: Türkiye Örneği (1992-2003)", *Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 12, ss.75-82.
- BACHMAN, D. D.; (1992), "Why is the US Current Account Deficits So Large? Evidence From Vector Autoregressions", *Southern Economic Journal*, 59(2), pp.232-240.
- BAHMANI-OSKOOEE, M.; (1992), "What Are the Long-Run Determinants of the US Trade Balance?", *Journal of Post Keynesian Economics*, 14, pp.85-97.
- BAHMANI-OSKOOEE, M.; (1995), "The Long-Run Determinants of the US Trade Balance Revisited", *Journal of Post Keynesian Economics*, 17, pp.457-465.
- BARRO, Robert J.; (1974), "Are Government Bonds Net Wealth?" *Journal of Political Economy*, 82(6), pp.1095-1117.
- BARRO, Robert J.; (1989), "The Ricardian Approach to Budget Deficits", *Journal of Economic Perspectives*, 3(2), pp.37-52.
- BAXTER, M. ve M. J. CRUCINI; (1993), "Explaining Saving-Investment Correlations", *American Economic Review*, 83(3), pp.416-436.
- BERNHEIM, B.D.; (1988), "Budget Deficits and the Balance of Trade", (Ed: L.H. Summers), *Tax Policy and The Economy*, Cambridge: MIT Press, pp.1-32.
- BİLGİLİ, E. ve F. BİLGİLİ; (1998), "Bütçe Açıklarının Cari İşlem Dengesi Üzerindeki Etkileri: Teori ve Uygulama", *İktisat İşletme ve Finans*, 13(146), ss.4-16.
- BODMAN, P.M.; (1995), "National Saving and Domestic Investment in the Long Term: Some Time Series Evidence from the OECD", *International Economic Journal*, 9, pp. 37-60.

- BOLATOĞLU, N.; (2005), "Türkiye’de Yurtiçi Yatırım ve Yurtiçi Tasarruf Oranları Arasındaki İlişki, *Ekonomik Yaklaşım*, 16(56), 19-32.
- BROWN, R. L., J. DURBIN ve J. M. EVANS; (1975), "Techniques for Testing the Constancy of Regression Relations over Time", *Journal of Royal Statistical Society, Series B*, 37, pp.149-163.
- COAKLEY, J., KULASI, F. ve R. SMITH; (1996), "Current Account Solvency and the Feldstein-Horioka Puzzle", *The Economic Journal*, 106, pp.620-627.
- ÇETİNTAŞ, H. ve S. BARIŞIK; (2005), "Yapısal Kırılma, Birim Kök ve İkiz Açıklar Hipotezi: Türkiye’den Ampirik Bulgular", *Maltepe Üniversitesi İİBF Dergisi*, Sayı 1.
- DARRAT, A.F.; (1988), "Have Large Budget Deficits Caused Rising Trade Deficits?", *Southern Economic Journal*, 54, pp.879-887.
- DEĞİRMEN, S. ve F. ELMAS; (2008), "Türkiye’de Faiz ve Kur Politikalarının İhracat Üzerindeki Etkisi", *Ekonomik Yaklaşım*, 19(69), ss.47-66.
- DİBOOĞLU, S.; (1997), "Accounting for US Current Account Deficits: An Empirical Investigation, *Applied Economics*, 29, ss.787-793.
- DICKEY, D.A. ve W.A. FULLER; (1979), "Distribution of The Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp.427-431.
- DICKEY, D.A. ve W.A. FULLER; (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with A Unit Root", *Econometrica*, 49(4), pp. 1057-1072.
- DOOLEY, M., FRANKEL, J. ve D.J. MATHIESON; (1987), "International Capital Mobility: What Do Saving-Investment Correlation Tell Us?", *IMF Staff Papers*, 34, pp.503-529.
- ENDERS, W. ve B. S. LEE; (1990), "Current Account and Budget Deficits:Twins or Distant Cousins?", *The Review of Economics and Statistics*, 72(3), pp.373-381.
- ENGLE, R. F. ve C. W. J. GRANGER; (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55 (2), pp.251-276.
- EVANS, P.; (1988), "Is the Dollar High Because of Large Budget Deficits", *Journal of Monetary Economics*, 18(3), pp.227-249.
- EVANS, P.; (1989), "Do Budget Deficits Affect the Current Account?" *Working Paper*, Ohio State University.
- FELDSTEIN, M. ve C. HORIOKA; (1980), Domestic Saving and International Capital Flows, *Economic Journal*, 90 (358), pp.314–29.
- FELDSTEIN, M.; (1983), "Domestic Saving and International Capital Movements in the Long Run and in the Short Run", *European Economic Review*, 21(1-2), pp.129-151.

- FELDSTEIN, M. ve P. BACCHETTA; (1989), “National Savings and International Investment”, *NBER Working Paper*, No:3164.
- FIDRRMUC, J. (2003), “The Feldstein-Horioka Puzzle and Twin Deficits in Selected Countries”, *Economic of Planning*, 36, pp.135-152.
- FRANKEL, J.A.; (1991), “Quantifying International Capital Mobility in the 1980s”, (Ed: B.D. Bernheim ve J.B. Shoven), *National Saving and Economic Performance*, Chicago: University of Chicago Press.
- GOMES, F. A .R., A. H. B. FERREIRA ve J.J. FILHO; (2008), “The Feldstein-Horioka puzzle in South American Countries: a time-varying approach”, *Applied Economic Letters*, 15, pp.859-863.
- GÖK, B. ve O. ALTAY; (2007), “Türkiye’de İkiz Açıklar Hipotezi: 1989-2005”, *TİSK Akademi*, 2(3), ss.186-197.
- GEORGOPOULOS, G. ve W. HEJAZI; (2009), “The Feldstein-Horioka Puzzle Revisited: Is the Home-Bias Much Less?”, *International Review of Economics and Finance*, 18, pp.342-350.
- GÜNAYDIN, İ.; (2004), “Bütçe ve Ticaret Açıkları Arasındaki İlişki: Türkiye Uygulaması”, *Ekonomik Yaklaşım*, 15(52-53), pp.143-259.
- HAKRO, A.N.; (2009), “Twin Deficits Causality Link-Evidence from Pakistan”, *International Research Journal of Finance and Economics*, 24, pp.54-70.
- ISLAM, M.F.; (1998), “Brazil’s Twin Deficits: An Empirical Examination”, *Atlantic Economic Journal*, 26(2), pp.121-128.
- JANSEN, W. J.; (1996), “Estimating Saving-Investment Correlations: Evidence for OECD Countries Based on an Error-Correction Model”, *Journal of International Money and Finance*, 15(5), pp.749-781.
- JOHANSEN, S.; (1988). “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), pp.231-254.
- JOHANSEN S. ve JUSELIUS, K.; (1990), “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration –with Application to the Demand for Money”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), pp.169-210.
- KAR, M. ve M. A. KARA; (2001), “Finansal Entegrasyon ve Sermaye Akışkanlığı: Türkiye Örneği”, *İktisat, İşletme ve Finansi*, 16(180), ss.62-71.
- KIM, K. H.; (1995), “On the Long-Run Determinants of the US Trade Balance: A Comment”, *Journal of Post Keynesian Economics*, 17(3), pp.447-455.
- KOUASSİ, E., M., MOUGOUE, ve K. O. KYMN; (2004), “Causality Tests of The Relationship Between The Twin Deficits”, *Empirical Economics*, 29, pp.503-525.

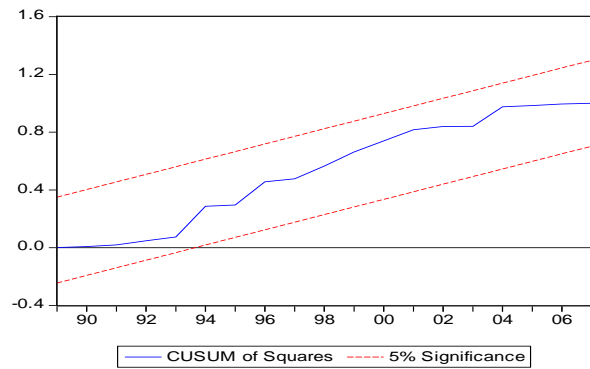
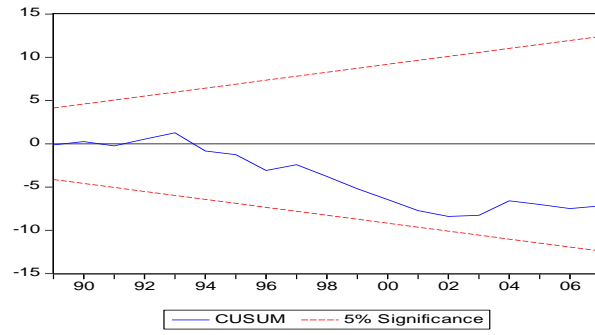
- KUŞTEPELİ, Y.R.; (2001), “An Empirical Investigation of the Feldstein Chain for Turkey”, *Dokuz Eylül Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi*, 2(1), pp.99-108.
- KUTLAR, A. ve M. ŞİMŞEK; (2001), “Türkiye’de Bütçe Açıklarının Dış Ticaret Açıklarına Etkileri, Ekonometrik Bir Yaklaşım: 1984(4)-2000(2)”, *D.E.Ü.İ.İ.B.F. Dergisi*, 16(1), ss.1-13.
- KRUGMAN, P. R. ve OBSTFELD, M.; (2006), *International Economics Theory-Policy*, Seventh Edition, Pearson Addison Wesley, pp.285-291.
- LANEY, L.O.; (1984) “The Strong Dollar, the Current Account and Federal Deficits: Cause and Effect”, *Federal Reserve Bank of Dallas Economic Review*, (January), pp.1-14.
- LEVY, D.; (2004), “Is the Feldstein-Horioka Puzzle Really a Puzzle”, *Aspects of Globalization: Macroeconomic and Capital Market Linkages in the Integrated World Economy*, (Ed: C. Tsoukis, G. M. Agiomirgianakis ve T. Biswas), London: Kluwer Academic Publishers..
- MARINHEIRO, C. F.; (2008), “Ricardian Equivalence, Twin Deficits, and the Feldstein-Horioka Puzzle in Egypt”, *Journal of Policy Modeling*, 30, pp.1041-1056.
- MILLER, S. M.; (1988), “Are Saving and Investment Cointegrated?”, *Economic Letters*, 27, pp. 31-34.
- MILLER, S. M. ve F.S. RUSSEK; (1989), “Are the Twin Deficits Really Related?”, *Contemporary Economic Policy*, 7(4), pp.91-115.
- MURPHY, R.G. (1984), “Capital Mobility and the Relationship Between Saving and Investment in OECD Countries”, *Journal of International Money and Finance*, 3, pp.327-342.
- MURTHY, N.R.V.; (2009), “The Feldstein-Horioka Puzzle in Latin American and Caribbean Countries: A Panel Cointegration Analysis”, *Journal of Economics and Finance*, 33, pp.176-188.
- MUSSA, M. ve M.; GOLDSTEIN; (1993), “The Integration of International Capital Markets”, *International Monetary Fund Working Paper: WP/93/95*, (December).
- OBSTFELD, M.; (1986), “Capital Mobility in the World Economy: Theory and Measurement”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 24(1), pp. 55-103.
- ONGUN, T.; (2002), “Türkiye’de Cari Açıklar ve Ekonomik Krizler”, *Kriz ve IMF Politikaları*, Ed., Ö. F. ÇOLAK, Aklım Yayınevi, ss. 39-93.
- ORHANGAZİ, Ö.; (2002), “Turkey: Bankruptcy of Neoliberal Policies and the Possibility of Alternatives”, *Review of Radical Political Economics*, 34(3), pp.335-341.
- PERRON, P.; (1989), The Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit Root Hypothesis, *Econometrica*, 57(6), pp.1361-1401.

- PESARAN, H. ve Y. SHIN; (1995), "An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis", iç. S. Strom, A. Holly ve A. Diamond (Eds.), *Centennial Volume of Ranger Frisch*, Cambridge University Press.
- PESARAN, H., SHIN, Y. ve R. J. SMITH; (2001), "Bound Testing Approaches to the Analysis of Long Run Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), pp.289-326.
- PHILLIPS, P. C. B. ve P. PERRON; (1988), Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biomètrika*, 75(2), pp.336-346.
- ROSENWEIGH, J.A. ve E.W. TALLMAN; (1993), "Fiscal Policy and Trade Adjustment: Are the Deficits Really Twins?", *Economic Inquiry*, 31, pp.580-594.
- SEVER, E. ve M. DEMİR; (2007), "Türkiye’de Bütçe Açığı ile Cari Açık Arasındaki İlişkilerin VAR Analizi ile İncelenmesi", *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 2(1), ss.47-63.
- SUMMERS, Lawrence; (1988), "Tax Policy and International Competitiveness" in J. A. Frenkel (ed.), *International Aspects of Fiscal Policies (NBER Conference Report)*, Chicago: University of Chicago Press, pp.349-375.
- TESAR, L.; (1991), "Savings, Investment and International Capital Flows", *Journal of International Economics*, 31(1-2), pp.55-78.
- UTKULU, U; (2001), "Türkiye’de Dış Açıkların Belirleyicileri: Ekonometrik Bir İnceleme", *DEÜ İ.İ.B.F. Dergisi*, 16(2), ss. 113-132.
- UTKULU, Utku; (2003), "Türkiye’de Bütçe Açıkları ve Dış Ticaret Açıkları Gerçekten İkiz mi? Koentegrasyon ve Nedensellik Bulguları", *D.E.Ü. İ.İ.B.F. Dergisi*, 18(1), ss.45-61.
- ÜMİT, A.Ö. ve K. YILDIRIM; (2008), "İkiz Açıklar Hipotezi: Türkiye Analizi", *İktisat İşletme ve Finans*, 23(267), ss.116-132.
- VAMVADIDIS, A. ve R. WACZIARG; (1998), "Developing Countries and the Feldstein-Horioka Puzzle", *IMF Working Paper*, WP/98/2 (January).
- VAMVOUKAS, G.A.; (1997), "A Note on Budget Deficits and Interest Rates: Evidence from a Small Open Economy", *Southern Economic Journal*, 63(3), pp. 803-811.
- YALDIZ, E.; (2006), "İkiz Açık Hipotezi ve Türkiye", İzmir İktisat Kongresi Araştırma Merkezi Bilimsel Çalışma Raporları Serisi No. 2006.01.
- ZENGİN, A.; (2000), "İkiz Açıklar Hipotezi (Türkiye Uygulaması)", *Ekonomik Yaklaşım*, 2(35), ss.37-67.
- ZİETZ, J. ve D.K. PEMBERTON; (1990), "The US Budget and Trade Deficits: A Simultaneous Equation Model", *Southern Economic Journal*, 57(1), pp.23-24.

ZIVOT, E. ve D.W.K. ANDREWS; (1992), "Further Evidence of Great Crash, the Oil-Price Shock and the Unit Root Hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3), pp.251-270.

EK:

Grafik 3: Uzun Dönem CUSUM ve CUSUMQ Test İstatistik Sonuçları



Grafik 4: Kısa Dönem CUSUM ve CUSUMQ Test İstatistik Sonuçları

