

İKİZ AÇIKLAR VE FELDSTEIN-HORIOKA HİPOTEZİ: OECD ÜLKELERİ ÜZERİNE YATAY KESİT BAĞIMLILIĞI ALTINDA YAPISAL KIRILMALI PANEL EŞBÜTÜNLEŞME ANALİZİ¹

Özgür KOÇBULUT*

Halil ALTINTAŞ**

ÖZ

Bu çalışma, cari işlemler açığı, bütçe açığı ve sabit sermaye yatırımı değişkenlerini kullanarak 20 OECD ülkesi için ikiz açıklar ve Feldstein-Horioka hipotezinin geçerliliğini araştırmaktadır. Ampirik uygulamada değişkenler arasında eşbütünleşmenin varlığı doğrulanmış ve her iki hipotezinde geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Çalışmadan elde edilen sonuçlara göre, OECD ülkelerinde bütçe açığındaki bir artış cari işlemler açığını artırmaktadır. Ayrıca, yatırım katsayısının 1'e yakın olması (0.929) ilgili dönemde incelenen ülke grubunun dünya ekonomisi ile bütünlüğünü ve yurt içi yatırımların yaklaşık %93'ünün yurt dışı kaynaklardan finanse edildiğini ortaya koymaktadır. Buna göre, politika uygulayıcılarının artan bütçe ve tasarruf açıklarını azaltmaya yönelik politikaları desteklemeleri gerekmektedir.

Anahtar Kavramlar: İkiz Açıklar, Feldstein-Horioka Hipotezi, Panel Eşbütünleşme.

TWIN DEFICITS AND THE FELDSTEIN-HORIOKA HYPOTHESIS: THE ANALYSIS OF PANEL COINTEGRATION WITH STRUCTURAL BREAK UNDER THE CROSS SECTION DEPENDENCE ON OECD COUNTRIES

ABSTRACT

This study investigates the validity of the twin deficits and the Feldstein-Horioka hypotheses for 20 OECD countries by using the current account deficit, budget deficit and fixed capital investment variables. The presence of co-integration has been confirmed among variables in empirical application and it has been concluded that both hypotheses are valid. According to the results obtained from the study, an increase in the budget deficit increases the current account deficit in OECD countries. Furthermore, Investment coefficient's being close to 1 (0.929) reveals that the group of countries which is examined during the relevant period integrates with the world economy and approximately %93 of domestic investment are financed from foreign sources. Accordingly, policy makers should support the policies that reduce increasing budget and savings deficit.

Keywords: Twin Deficits, Feldstein-Horioka Hypothesis, Panel Cointegration.

¹Bu çalışma Erciyes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü'nde hazırlanan "İkiz Açıklar ve Feldstein-Horioka Hipotezi: OECD Ülkeleri Üzerine Bir Uygulama" başlıklı doktora tezinden türetilmiştir.

*Öğr. Gör. Dr. Bozok Üniversitesi, Akdağmadeni MYO

**Doç. Dr. Erciyes Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü.

Makalenin kabul tarihi: Mart 2016.

GİRİŞ

1980'lerin başında Amerika Birleşik Devletleri önemli büyüklükte bir bütçe açığı problemi ile karşı karşıya kalmıştır. Oluşan bütçe açığı ekonomik etkinliğin düşmesine ciddi katkılarda bulunmuştur. Daha sonra bütçe açığına cari işlemler dengesinde meydana gelen yüksek açıklarda eşlik etmiştir. Bu durum iki açık arasındaki ilişkiyi ifade eden "ikiz açık" tartışmasını başlatmış ve iki açık arasındaki ilişki ekonomi politikalarının önemli bir konusu haline gelmiştir (Baharumshah vd., 2006: 332).

Bir ülkede makroekonomik dengenin sağlanmasında güçlü bir role sahip olan kamu açıkları ve cari açıklar aynı zamanda iç ve dış dengeyi temsil eden en iyi birer göstergelerdir. İkiz açıklar hipotezi, bütçe açıkları ile cari açıklar arasında güçlü ve pozitif nedensel bir bağlantı olduğunu ileri süren bir olgudur. Bu yüzden bütçe açıkları daha çok hükümet kontrolü altında tutulmak istenmektedir. Dış açık ekonomilerin ekonomi politikalarında ikiz açıklar hipotezinin varlığı ve bütçe açıkları ile cari açıklar arasındaki etkileşimin pozitif yönde olması bu kontrollerin daha çok dikkate alınmasına neden olmaktadır (Papadogonas, Stournaras, 2006: 595-596).

İkiz açıklar hipotezi, dış açıkların finansman kaynağı ile ilişkili olduğu için, Feldstein-Horioka hipotezi ile de yakından ilişkilidir. Uluslararası piyasalarda tam sermaye hareketliliği söz konusu ise yurtiçi yatırımlar sadece yurtiçi tasarruflarla sınırlı kalmayıp uluslararası tasarruf havuzundan finanse edilebilecektir. Bu yüzden ikiz açık hipotezinin geçerliliği uluslararası sermaye hareketliliğinin derecesi ile de bağlantılıdır. Bir ekonomide Ricardian Denklik hipotezinin geçerli olmaması durumunda, bütçe açıklarında meydana gelen artışlar ulusal tasarrufları azaltır. Keynesyen Teori'ye göre, ulusal tasarrufların azalmasına neden olan bütçe açığı artışları, yurt içi faiz oranlarını artırır. Yurtiçi faiz oranlarının uluslararası faiz oranlarını aşması durumunda, tam sermaye hareketliliği varsayımı altında ülkeye giren yabancı sermaye miktarı artar. Bir ekonomide yabancı sermaye girişindeki artışlar, ulusal parayı aşırı değerlendirerek (ters dolarizasyon) ithalatı ucuzlatacağı için cari işlemler açıklarını artırır (Marinheiro, 2008: 1052; Alkswani, 2000: 4-5).

Bu çalışma, Fidrmuc (2003) ve Marinheiro (2008) tarafından geliştirilen model ile ikiz açıklar ve Feldstein-Horioka hipotezini test etme avantajına sahiptir. Çalışmanın birinci bölümünde ikiz açıklar ve Feldstein-Horioka hipotezinin teorisi, ikinci bölümde bu konuda yapılan teorik ve ampirik literatür, üçüncü bölümde ekonometrik model ve veri seti, dördüncü bölümde ise ekonometrik yöntem ve bu yönteme ilişkin ampirik uygulamalar anlatılacaktır.

I. İKİZ AÇIKLAR VE FELDSTEİN-HORİOKA HİPOTEZİ TEORİK ÇERÇEVE

Feldstein ve Horioka, tam sermaye hareketliliği varsayımı altında ulusal tasarruf ve yatırımlar arasında herhangi bir ilişkinin olmadığını, çünkü yatırımların uluslararası sermaye havuzundan finanse edildiğini, aksine uluslararası sermaye hareketliliğinin sıfır olması durumunda ise yurtiçi tasarruf ve yatırımlar arasında doğrudan bir ilişkinin söz konusu olduğunu düşünmektedirler (Coakley vd.,

1998: 170). Bu düşünceden hareketle, Feldstein ve Horioka (1980), sermaye hareketliliğinin derecesini belirlemek amacıyla yatırım ve tasarruf ilişkisini kullanarak 16 OECD ülkesi için yatay-kesit regresyon analizi yapmışlardır. Yatırım ve tasarruf oranları arasındaki ilişkiyi aşağıda (1) nolu eşitliği kullanarak tahmin etmişlerdir.

$$\left(\frac{I}{Y}\right)_i = \beta \left(\frac{I}{S}\right)_i \quad (1)$$

Burada, $\left(\frac{I}{Y}\right)_i$, i ülkesinde gayri safi yurtiçi yatırımların gayri safi yurt içi hâsılaya oranıdır. $\left(\frac{I}{S}\right)_i$ ise i ülkesinde gayri safi yurtiçi tasarrufların gayri safi yurtiçi hâsılaya oranıdır. Bu temel denkleme göre, sermaye tam hareketli varsayıldığı için i ülkesindeki tasarruf oranlarında meydana gelen bir artış, tüm ülkelerin yatırımlarında bir artışa neden olmaktadır. Ülkeler arasında artan sermaye dağılımı her ülkenin başlangıç sermaye stoku ile pozitif ve sermayenin marjinal ürün esnekliği ile negatif ilişkilidir. Yukarıdaki eşitlikte β katsayısı 0 ile 1 arasında değişmektedir. Katsayının 0 olması sermaye hareketliliğinin tam olduğunu ve yurt içi yatırımların yurt dışı tasarruflarla finanse edildiğini göstermektedir. β katsayısının bir değerine yakın değer alması, her ülkede artan tasarrufların büyük bir kısmının orada kaldığını dolayısıyla sermaye hareketliliğinin düşük olduğunu göstermektedir (Feldstein, Horioka, 1980:317). Feldstein ve Horioka, 16 OECD ülkesi için 1960-1974 dönemi gayri safi tasarruf ve yatırım verilerini kullanarak yaptıkları analizde, β değerini 0,887 olarak hesaplamışlardır. Bu sonuçlar güçlü bir şekilde tam sermaye hareketliliği hipotezini reddetmekte, yani bu ülkelerin kendi içerisinde ortaya çıkan tasarrufların çoğunun yine kendi içinde kaldığını ifade etmektedir. Ancak özellikle 1970'li yılların birinci yarısından sonra uluslararası finans piyasalarında gerçekleşen düzenlemeler sonucu finansal serbestleşmeler hız kazanmıştır. OECD ülkeleri de bu serbestleşmede aktif rol oynayan sanayileşmiş ülkeler olduğu için bu ülkeler arasında sermaye hareketliliğinin yüksek olması ve yurt içi yatırımlarında sadece yurt içi tasarruflara değil uluslararası tasarruf havuzunda biriken diğer tasarruflara karşıda büyük oranda duyarlılık göstermesi gerekmektedir. İşte bu yüzden Feldstein ve Horioka'nın yaptığı bu çalışmanın sonuçları, literatürde "*Feldstein-Horioka Puzzle*" veya "*Feldstein-Horioka Paradoksu*" olarak adlandırılmaktadır.

Feldstein-Horioka hipotezinin aksine, yurtiçi tasarruf ve yurtiçi yatırımlar arasında herhangi bir ilişkinin olmaması, ülkeler arasında sermayenin tam hareketli olduğunu ve Ricardocu denkliğin geçerli olmadığı anlamına gelir. Bu durum kamu açıkları ile cari işlemler dengesi açıklarının birlikte hareket etmesini sağlayarak ikiz açığın oluşmasına neden olmaktadır (Altıntaş, Taban, 2011:1707). Açık ekonomilerde ikiz açıklar hipotezinin teorik çerçevesi milli gelir eşitliği üzerinde yapılacak bazı hesaplamalarla açıklanabilir (Krugman vd., 2012: 299-304; İslam, 1998:122-123). Dışa açık ekonomilerde milli gelir (2) nolu eşitlikte olduğu gibi yazılabilir.

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

Eşitlik (2)'de milli gelir (Y), tüketim (C), yatırım (I), kamu harcamaları (G) ve net ihracat ($X - M$) toplamından oluşmaktadır. (2) nolu eşitlikte yeni bir düzenleme yapılarak (3) nolu eşitlik elde edilebilir.

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

(3) nolu eşitliğe göre ticaret dengesi ulusal tasarruf ve yatırımlar arasındaki farka eşittir. Bu durum dış denge ile tasarruf ve yatırımlar arasındaki bağlantı olarak yorumlanabilir. Böylece, yatırımlardaki bir artış diğer şartlar sabitken dış ticaret dengesi üzerinde negatif bir etkiye sahiptir. Diğer taraftan kamu veya özel tüketimdeki azalışlar ulusal tasarrufları artıracığından dolayı cari işlemler dengesini olumlu etkileyecektir (Fidrmuc, 2003:136). Bir ekonomide özel tasarruflar, vergi sonrası gelirin tüketilmeyen kısmını, kamu tasarrufları ise kamunun elde ettiği net vergi geliri (T) ile kamu harcamaları arasındaki farkı göstermektedir. (3) nolu eşitliğin sağ tarafına vergileri ekleyip çıkartarak yeniden düzenlediğimizde (4) nolu denklemi elde edebiliriz. (4) nolu eşitlikte, S^P , özel tasarrufları, S^G , kamu tasarruflarını göstermektedir.

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

(4) nolu eşitliğe göre, özel tasarruflar yatırıma eşit ise ($S^P = I$), cari işlemler dengesi ile bütçe dengesi arasında doğrudan bir ilişki ortaya çıkacaktır. Bu husus, bütçe açığında meydana gelen artışın cari işlemler açığını artırdığı; ikiz açık durumunu ifade etmektedir (Altıntaş, Taban, 2011:1708).

Fidrmuc (2003) çalışmasında, cari işlemler dengesi ile bütçe dengesi ve yatırımlar arasındaki ilişkiyi gösteren (4) nolu eşitliği yeniden düzenleyerek (5) nolu eşitliği elde etmiştir.

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

Bu modelde, ($X - M$) cari işlemler dengesini, ($T - G$) kamu bütçe dengesini, I ise yatırımları temsil etmektedir. Modelde, milli gelir özdeşliğinden hareketle *ceteris paribus* varsayımı altında, yatırımlardaki artış cari işlemler dengesini bozmakta ve yatırım katsayısının (β_3) negatif olması beklenmektedir. Buna karşılık bütçe dengesi katsayısının (β_2) ise pozitif değer alması beklenmektedir. Bütçe dengesi katsayısının pozitif değer alması, ikiz açığın varlığını ve Ricardian denklemin geçerli olmadığını işaret etmektedir. Sonuç olarak, modelde bütçe açığı ve yatırımlardaki artışların cari işlemler açığını artırması beklenir. Ayrıca β_2 ve β_3 katsayılarının 1'e eşit olması incelenen ülke veya ülke grubunun dünya ekonomisi ile mükemmel bir şekilde bütünleştiğini ifade ederken, aynı zamanda hem bütçe açıklarının hem de yurt içi yatırımların yurt dışı kaynaklardan finanse edildiğini göstermektedir. Modelde β_3 katsayısının 1'den anlamlı bir şekilde düşük olması ise Feldstein-Horioka hipotezinin geçerli olacağı şeklinde yorumlanmaktadır (Marinheiro, 2008: 1052).

Bütçe açığı ile cari işlemler açığı arasındaki ilişki Mundell-Fleming modeline dayalı Geleneksel Keynesyen yaklaşım ve Ricardocu denklik yaklaşımı ile açıklanabilir. Mundell-Fleming modeli, iki değişken arasındaki etkileşim konusunda iki çıkarımda bulunmaktadır. Bunlardan birincisi, bütçe açığı ve cari açıklar arasında pozitif bir ilişki olduğu, ikincisi ise, nedenselliğin yönünün bütçe açığından cari açıklara doğru olduğu şeklindedir (Alkswani, 2000: 4).

Mundell-Fleming modeli çerçevesinde bütçe açıklarında meydana gelen bir artış hem toplam talebi hem de ekonominin borçlanma gereğini artıracaktır. Bu durum yurt içi faiz oranları üzerinde yukarı yönlü bir etki ortaya çıkarır. Yurtiçi faiz oranlarının yurt dışı faiz oranları üzerine çıkması, tam sermaye hareketliliği varsayımı altında yurt içi yatırımı cazip kılacak ve yurt dışından sermaye girişinin artmasına neden olacaktır. Esnek döviz kuru rejimi varsayımına göre, uluslararası sermaye akımlarındaki artış, ulusal paranın değer kazanmasına neden olur. Dolayısıyla ulusal paranın değer kazanması, yurt dışındaki malların fiyatlarını nispi olarak ucuzlatacağı için ithalat eğilimi artarken ihracat azalacaktır. Bu durumda da dış ticaret açıkları ortaya çıkmaktadır.

Barro (1974) tarafından ileri sürülen Ricardocu Denklik yaklaşımı ise bütçe açıklarının vergi veya borçlanma ile finanse edilmesi arasında fark olmadığını, veri bir harcama modeli için vergi-borç ikamesinin toplam talep ve faiz oranları üzerinde bir etkisinin olmadığını açıklamaya çalışır. Bu yaklaşım, bir vergi artışının bütçe açığını azaltacağını ancak bütçe açıklarındaki bu azalışın dış açıklar üzerinde herhangi bir değişikliğe yol açmayacağını savunur (Marinheiro, 2008: 1042).

II. AMPİRİK LİTERATÜR

Gerek ikiz açıklar gerekse Feldstein-Horioka hipotezini test etmeye yönelik yapılan ampirik çalışmalar, her iki hipotezin desteklenmesi yönünde tam bir uzlaşının olmadığını göstermektedir. İkiz açık olarak tanımlanan bütçe açığı ve cari işlemler açığı arasındaki ilişkiyi tespit etmeye yönelik yapılan çalışmalarda farklı sonuçlar ortaya çıkmaktadır. Bu çalışmaların bazılarında ikiz açık hipotezi doğrulanırken, bazılarında ise hipotezi destekleyici sonuçlar elde edilemediği görülmektedir. Örneğin, Miller ve Russek (1989), Zietz-Pemberton (1990), Bahmani-Oskooee (1992), Holmes (2010), Bayrak ve Esen (2012) tarafından yapılan çalışmalarda bütçe açıkları ile cari açıklar arasında pozitif bir ilişki olduğunu ileri süren, yani ikiz açıklar hipotezini destekleyen sonuçlar elde edilmiştir. Anoruo ve Ramchander (1998), Khalid ve Guan (1999), Çalışkan Çavdar (2011) ve Magazzino (2012) tarafından yapılan çalışmalarda ise ters yönlü nedensellik teyit edilmiştir. Bu durum, cari işlemler açıklarındaki artışların büyüme oranını yavaşlatmasından dolayı kamu açıklarını artırdığı şeklinde yorumlanabilir. Darat (1988), İslam (1998), Lau ve Baharushah (2006), Pahlavani ve Saleh (2009) tarafından yapılan çalışmalarda bütçe açıkları ile cari işlemler açıkları arasında çift yönlü nedensellik tespit edilmiştir. Bütçe açıklarındaki bir artışın cari işlemler açığını artırması ve aynı zamanda cari işlemler açığındaki bir artışında özellikle tasarruflar üzerinde olumsuz bir etki ortaya çıkararak geri besleme etkisi ile bütçe açıklarını artırması çift yönlü nedensellik olarak adlandırılır. İkiz açıklar

hipotezinin aksine; Dewald ve Ulan (1990), Feldstein (1992), Rosenweig ve Tallman (1993), Arıcan (2005) ve Daly ve Siddiki (2009) tarafından yapılan çalışmalarda ise Ricardocu Denklik hipotezini destekleyen sonuçlar elde edilmiştir. Literatürde ikiz açıklar hipotezi ile ilgili literatür oldukça geniştir. Bu konudaki diğer çalışmalar² dipnot olarak verilmiştir.

Feldstein ve Horioka (1980) tarafından yapılan çalışma sonucu elde edilen bulgular ülkeler arasında finansal entegrasyon ve açıklık derecesi üzerine bir tartışmanın doğmasına neden olmuştur. Ekonomi literatürü incelendiğinde başta OECD ülkeleri ve çeşitli ülke veya ülke grupları için, çeşitli dönem aralıklarında, değişik ekonometrik yöntemler kullanılarak Feldstein-Horioka hipotezinde sermaye hareketliliğinin göstergesi olan β katsayısı hesaplamalarında yeni sonuçlar üretmeye çalışan çok sayıda çalışma yapılmıştır (Bolatoğlu, 2005: 22).

Feldstein ve Horioka'nın (1980) çalışmasına katkı sağlamak amacıyla; Feldstein (1983), Dooley, Frankel ve Mathieson (1987), Feldstein ve Bacchetta (1989), Bayoumi (1989), Frankel (1989), Marinheiro (2008) ve Altıntaş ve Taban (2010) tarafından yapılan çalışmalarda Feldstein-Horioka hipotezini destekleyen sonuçlar elde edilmiştir. Öte yandan Murphy (1984), Obstfeld (1985), Bodman (1995), Krol (1996), Sarno ve Taylor (1998), Fidrmuc (2003), Kollias vd. (2008), Kejriwal (2008), Murthy (2009), Ketenci (2013) ve Mercan (2014) tarafından yapılan çalışmalarda ise Feldstein-Horioka hipotezinin desteklenmediği sonucuna ulaşılmıştır. Literatürde Feldstein-Horioka hipotezi ile ilgili literatür oldukça geniştir. Bu konudaki diğer çalışmalar³ dipnot olarak verilmiştir.

III. EKONOMETRİK MODEL VE VERİ SETİ

OECD ülkelerinde ikiz açıklar ve Feldstein-Horioka hipotezinin geçerliliğini test etmek için düzenlenen model (7), Fidrmuc (2003) ve Marinheiro (2008) tarafından geliştirilen model (6) temel alınarak oluşturulmuştur.

$$X_t - M_t = \beta_1 + \beta_2(T - G) - \beta_3 I_t \quad (6)$$

(6) nolu modelde, $(X - M)$ cari işlemler dengesini, $(T - G)$ kamu bütçe dengesini, (I) ise yatırımları temsil etmektedir. Model (6)'ya göre oluşturulan (7) nolu model, ikiz açıklar ve Feldstein-Horioka hipotezi konusunda yapılan önceki çalışmalara göre kullanılan tahmin yöntemleri, incelenen dönem ve ülkeler bakımından farklılık arz etmektedir.

$$CADI_{it} = \varphi_{0it} + \varphi_{1it}BDY_{1it} - \varphi_{2it}GFCY_{2it} + e_{it} \quad (7)$$

²Bu konuda daha ayrıntılı bilgi için Bernheim (1988), Enders ve Lee (1990), Diboğlu (1997), Normandin (1999), Alkswani (2000), Kulkarni ve Erickson (2001), Leachman ve Francis (2002), Bagnai (2006), Baharumshah, Lau ve Khalid (2006), Kim ve Kim (2006), Kalyoncu (2007), Bolat, Belke ve Aras (2011)'e bakınız.

³Bu konuda daha ayrıntılı bilgi için Taylor (1994), Coakley vd. (1996), Oh vd. (1999), Coiteux ve Oliver (2000), De Vita ve Abbott (2002), Özmen ve Parmaksız (2003a), Özmen ve Parmaksız (2003b), Coakley vd. (2004), Levy (2004), Georgopoulos ve Hejazi (2005), Bolatoğlu (2005), Payne ve Kumazawa (2006), Andrade (2007), Katsimi ve Moutos (2007), Rao, Tamazian ve Kumar (2010), Petreska ve Blazevski (2013)'e bakınız.

Modelin Özellikleri

- ✓ Eşitlik (7)'de *CADY* cari işlemler açığını, *BDY* bütçe açığını, *GFCY* ise sabit sermaye yatırımlarını ve *e* hata terimini ifade etmektedir. Modelde bu değişkenlere ilişkin veriler ülkelerin gayri safi yurtiçi hâsılasına oranlanarak kullanılmıştır.
- ✓ Modelde kullanılan parametrelerden φ_0 ; sabiti, φ_1 ; *BDY* değişkeninin *CADY* değişkeni ile ilişkisini, φ_2 ise *GFCY* değişkeninin yine *CADY* değişkeni ile ilişkisini göstermektedir.
- ✓ Eşitlikte i ($i = 1 \dots \dots N$) ülkeleri, t ($t = 1 \dots \dots T$) zamanı göstermektedir.
- ✓ Modelde φ_2 katsayısının negatif işaretli olmasından ve bu katsayının negatif değer alması beklendiğinden dolayı sabit sermaye yatırımları ile cari işlemler arasında pozitif yönlü bir ilişki ortaya çıkmaktadır.
- ✓ Modelde $\varphi_1 > 0$ olması durumu incelenen ülke grubu için ikiz açığın varlığını, $\varphi_2 < 1$ olması durumu ise incelenen ülke grubu için Feldstein-Horioka hipotezinin geçerli olduğunu göstermektedir.
- ✓ Modelde kullanılan φ_1 ve φ_2 değişkenlerinin 1'e eşit olması ($\varphi_1 = 1, \varphi_2 = 1$) durumu ise incelenen ülke grubunun dünya ekonomisi ile mükemmel bir şekilde bütünleştiğini ifade ederken, aynı zamanda hem bütçe açıklarının hem de yurt içi yatırımların yurt dışı kaynaklardan finanse edildiğini göstermektedir.

Uygulamada kullanılacak verilerin elde edilebilirliğine göre 20 OECD ülkesi (Avusturya, Belçika, Kanada, Danimarka, Finlandiya, Fransa, Almanya, Yunanistan, İrlanda, İtalya, Japonya, Kore, Hollanda, Portekiz, İspanya, İsveç, İsviçre, Türkiye, İngiltere ve ABD) analize dahil edilmiştir. İkiz açıklar ve Feldstein-Horioka hipotezinin test edilmesine ilişkin oluşturulan modelin tahmin edilmesinde 1987-2012 dönemi yıllık verileri kullanılmıştır.

Değişkenlere ilişkin veriler, Dünya Bankası istatistiklerinden, OECD veri tabanından (OECDSTAT) ve IMF tarafından yayınlanan Uluslararası İstatistikî Göstergeler (International Financial Statistics) adlı CD'den derlenmiştir. Analiz için Gauss-10 ve Stata-11 paket programları kullanılmıştır.

IV. EKONOMETRİK YÖNTEM VE AMPİRİK UYGULAMALAR

İkiz açıklar ile birlikte Feldstein-Horioka hipotezini incelediğimiz çalışmamızda seriler arasında eşbütünleşme ilişkisini analiz etmeden önce paneli oluşturan yatay kesitler arasında bir bağımlılık olup olmadığını ortaya koymak için Breusch ve Pagan (1980) LM (Lagrange Multiplier) testi, Pesaran (2004) tarafından geliştirilen CD (Cross Section Dependent) ve CD_{LM} testleri ile Pesaran vd. (2008) tarafından geliştirilen sapması düzeltilmiş LM_{adj} (Bias-Adjusted Cross Sectionally Dependence Lagrange Multiplier) testi kullanılmıştır. Çalışmada, seriler için birim kök analizi, yatay kesit bağımlılığı altında, ikinci kuşak panel birim kök testlerinden Pesaran (2007) tarafından geliştirilen CADF (Cross-

sectionally Augmented Dickey Fuller) testi ile yapılmıştır. Modelde bağımsız değişkenlerin katsayılarının yatay kesitten yatay kesite değişip değişmediği yani eşbütünleşme katsayılarının homojenliği; Pesaran ve Yamagata (2008) tarafından geliştirilen Homojenite Testi (Δ testi) ile incelenmiştir. Seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin varlığı; Westerlund (2006) tarafından geliştirilen çoklu yapısal kırılmalı panel eş bütünleşme testi (Multiple Structural Breaks Cointegration Test) ile analiz edilmiştir. Panelin geneli ile uzun ve kısa döneme ait bireysel eşbütünleşme katsayıları ise Pesaran (2006) tarafından geliştirilen ve yatay kesit bağımlılığını dikkate alan CCE (Common Corelated Effect) ve CCEMG (Common Corelated Effects Mean Group) tahmincileri ile tahmin edilmiştir.

A. YATAY KESİT BAĞIMLILIK TESTLERİ

Yatay kesit bağımsızlığı, paneli oluşturan birimlerden herhangi birine gelen bir şoktan tüm ülkelerin etkilenme derecelerinin aynı olması ve ülkelerin herhangi birinde ortaya çıkan bir makroekonomik şoktan paneli oluşturan diğer ülkelerin etkilenmediği varsayımına dayanmaktadır. Bugün dünyamızda küreselleşmenin, uluslararası ticaret düzeyinin ve finansal entegrasyon derecesinin artması ile birlikte, 2008 yılında ortaya çıkan küresel finansal krizde olduğu gibi herhangi bir ülkede ortaya çıkan ekonomik şokun, diğer ülkeleri farklı şekilde etkileyeceği daha gerçekçi olacaktır. Bu nedenle yatay kesit bağımlılığı dikkate alınmadan yapılan analizlerde elde edilen sonuçlar sapmalı ve tutarsız olacağından dolayı analize başlamadan önce seriler arasında yatay kesit bağımlılığı olup olmadığının test edilmesi gerekmektedir (Mercan, 2014:235; Menyah vd. 2014:389).

Yatay kesit bağımlılık testlerinden ilki, Breusch ve Pagan (1980) tarafından geliştirilen ve eşitlik (8) de görülen Lagrange Multiplier (LM) testidir.

$$LM = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2 \quad (8)$$

(8) nolu eşitlikte, $\hat{\rho}$, kalıntıların ikili korelasyonunun örnek tahminidir. Bu testte H_0 hipotezi yatay kesitler arasında ilişkinin olmadığını ve $T \rightarrow \infty$ iken N sabit ise $\frac{N(N-1)}{2}$ serbestlik derecesinde ki-kare asimptotik dağılıma sahip olduğu ve testin, zaman boyutu T 'nin yatay kesit boyutu N 'den büyük olduğu durumlarda kullanılacağı varsayılmaktadır (Pesaran, 2004: 4; Güloğlu, İvrendi, 2010: 384).

(9) nolu eşitlikte görülen ve Pesaran (2004) tarafından geliştirilen CD_{LM} testi hem N ve hem de T 'nin büyük olduğu durumlar için uygulanabilmektedir. Bu test Breusch ve Pagan (1980) testinin geliştirilmiş halidir.

$$CD_{LM} = \sqrt{\frac{1}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N (T \hat{\rho}_{ij}^2 - 1) \quad (9)$$

Bu teste göre $T \rightarrow \infty$ ve $N \rightarrow \infty$ olduğu durumda yatay kesit bağımlılığının olmadığı varsayılır. Ancak $N > T$ olduğu durumlarda ise CD_{LM} testi önemli dü-

zeyde bozulmalar göstermekte ve N büyüdükçe sapmalar daha da artmaktadır. Bu yüzden Pesaran (2004), $N > T$ olduğu durumlarda yatay kesit bağımlılığı için CD testini geliştirmiştir. (10) nolu eşitlikte görülen bu test N'nin T'den büyük olması ($N > T$) durumunda kullanılmaktadır.

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \quad (10)$$

Bu test yatay kesit kalıntıları arasındaki korelasyon katsayılarının toplamına dayandırılmaktadır. Yatay kesitler arasında ilişkinin olmadığını gösteren H_0 hipotezi altında bu test istatistiği standart normal dağılım gösterir (Pesaran, 2004:9; Güloğlu, İvrendi, 2010:384; Menyah vd., 2014:390). Yatay kesit bağımlılık testlerinden bir diğeri (11) nolu eşitlikte görülen ve Pesaran vd. (2008) tarafından geliştirilen sapması düzeltilmiş LM_{adj} testidir.

$$LM_{adj} = \sqrt{\left(\frac{2}{N(N-1)}\right)} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N T \hat{\rho}_{ij} \frac{(T-k)\hat{\rho}_{ij}^2 - \mu_{Tij}}{\sqrt{v_{Tij}^2}} \quad (11)$$

Burada k regresör numarasını gösterirken, μ_{Tij} , $(T - k)\hat{\rho}_{ij}^2$ 'nin ortalamasını, v_{Tij}^2 ise $(T - k)\hat{\rho}_{ij}^2$ 'nin varyansını göstermektedir. Bu eşitliğe göre elde edilen test istatistiği, asimptotik olarak standart normal dağılım göstermektedir (Pesaran vd., 2008: 108; Menyah vd., 2014: 390). Bu testler için oluşturulan hipotezler;

H_0 : Yatay kesit bağımlılığı yoktur.

H_1 : Yatay kesit bağımlılığı vardır.

Test sonuçlarına göre H_0 hipotezinin kabul edilmesi durumu, ülkeler arasında yatay kesit bağımlılığının olmadığı anlamına gelmektedir. Bu durumda analize birinci nesil panel birim kök testleri ile devam edilir. Ancak, H_0 hipotezi reddedilir ve ülkeler arasında yatay kesit bağımlılığının olduğu tespit edilirse bu durumda da analize ikinci nesil panel birim kök testleri ile devam edilmelidir (Baltağı, 2008:284).

Tablo 1: Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları

Değişkenler	Testler			
	LM Testi	CD _{LM} Testi	CD Testi	LM _{adj} Testi
CADY	271.010 [0.000]	4.156 [0.000]	-2.709 [0.003]	6.144 [0.000]
BDY	282.593 [0.000]	4.750 [0.000]	-1.838 [0.033]	2.825 [0.002]
GFCY	357.369 [0.000]	8.586 [0.000]	0.964 [0.016]	9.646 [0.000]
Eşbütünleşme Denklemi	435.686 [0.000]	12.603 [0.000]	1.563 [0.059]	46.480 [0.000]

Not: CD test istatistiklerinde tablodaki köşeli parantez içindeki değerler olasılık değerlerini ifade etmektedir. Olasılık değerlerinin asimptotik olarak normal dağıldığı varsayılmaktadır.

Tablo 1'de görüldüğü gibi, LM, CD_{LM} , CD ve LM_{adj} testlerinde cari işlemler açığı (CADY), bütçe açığı (BDY) ve sabit sermaye yatırımı (GFCY) değişkenlerine ait olasılık değerleri 0,05'ten küçük olduğu için H_0 hipotezi %1 anlamlılık düzeyinde reddedilerek serilerde yatay kesit bağımlılığının olduğu tespit edilmiştir. Eşbütünleşme denklemi için LM, CD_{LM} ve LM_{adj} testlerinde H_0 hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde, CD testinde ise %10 anlamlılık düzeyinde reddedilerek yatay kesit bağımlılığının olduğu tespit edilmiştir. Seriler arasındaki yatay kesit bağımlılığı, analize katılan herhangi bir ülkede ortaya çıkan şokun diğer ülkeleri de etkileyeceğini ifade ettiği için bu ülkelerdeki politika yapıcılar diğer ülkelerde uygulanan ekonomi politikalarını da dikkate almak durumundadırlar. H_0 hipotezinin reddedilmesi sonucu yatay kesit bağımlılığı kabul edilmekte ve bu yüzden çalışmanın bundan sonraki aşamalarında yatay kesit bağımlılığını dikkate alan ikinci nesil panel birim kök testleri ve yine yatay kesit bağımlılığını dikkate alan panel eşbütünleşme yöntemleri uygulanmaktadır.

B. PANEL BİRİM KÖK TESTİ

Paneli oluşturan yatay kesitlerin birbirlerinden bağımsız olup olmamalarına göre birim kök testleri birinci nesil ve ikinci nesil panel birim kök testleri olmak üzere ikiye ayrılır. Birinci nesil testler, paneli oluşturan yatay kesitlerin bağımsız olduğu (paneli oluşturan birimler arasında korelasyon olmadığı) varsayımına dayanmaktadır. Levin, Lin ve Chu (2002), Breitung (2005), Hadri (2000), Maddala ve Wu (1999), Im, Pesaran ve Shin (IPS, 2003), Choi (2001) birim kök testleri birinci nesil panel birim kök testlerinden en çok bilinenleridir. Aslında küreselleşmenin her geçen gün artmasıyla birlikte uluslararası alanda birçok ekonomi birbiriyle etkileşim içindedir. Bu yüzden yatay kesitler arasında çoğu zaman korelasyon ortaya çıkmaktadır. Bu eksikliği ortadan kaldırmak için yatay kesitler arasındaki bağımlılığı dikkate alarak birim kök analizi yapan ikinci nesil birim kök testleri geliştirilmiştir. İkinci nesil testlerin temel özelliği birimlere ait seriler arasında korelasyon olduğunu varsaymasıdır. Başlıca ikinci nesil birim kök testleri ise Bai ve Ng (2004), Taylor ve Sarno (MADF, 1998), Breuer, Mcknown ve Wallace (SURADF, 2002), Pesaran (CADF, 2006, 2007) ve Carrion-i Silvestre vd. (PANKPSS, 2005)'dir (Yıldırım vd., 2013: 88; Pesaran, 2007: 266).

Bu çalışmada, değişkenler için paneli oluşturan ülkeler arasında yatay kesit bağımlılığının varlığı tespit edilmiş ve serilerin durağanlığı ikinci nesil panel birim kök testlerinden Yatay Kesit Genelleştirilmiş Dickey Fuller-CADF testi ile analiz edilmiştir.

Pesaran (2007) CADF testi, bireysel serilerin birinci farkları ve gecikme düzeylerinin yatay kesit ortalamaları ile ADF regresyonunun genişletilmiş şeklidir. Testte hem CADF istatistiği ile her bir yatay kesite ait bireysel sonuçlar elde edilirken hemde kesit ortalamaları alınarak genişletilen CIPS (Cross sectionally IPS) istatistiği ile panelin geneline ilişkin sonuçlar elde edilmektedir. CADF testi, yatay kesit (N) ve zaman (T) boyutunun nispeten küçük olduğu durumlarda bile oldukça tutarlı sonuçlar vermektedir. Ayrıca bu test hem $T > N$ hemde $N > T$ olduğu durumlarda kullanılabilir (Pesaran, 2007: 266-267).

y_{it} 'nin t zamanında, i . yatay kesit biriminde gözlemlenebilir bir değer olduğu varsayılarak, y_{it} , basit dinamik doğrusal heterojen panel veri modeline göre (12) nolu eşitlikte olduğu gibi oluşturulur.

$$y_{it} = (1 - \phi_i)\mu_i + \phi_i y_{i,t-1} + u_{it} \quad (i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T) \quad (12)$$

Burada, başlangıç değeri y_{i0} , sıklık fonksiyonu ile sonlu ortalama ve varyansa sahiptir. Hata terimi u_{it} , tek faktörlü bir yapıya sahiptir.

$$u_{it} = \gamma_i f_t + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

(13) nolu eşitlikte f_t , her ülkenin gözlemlenemeyen ortak etkilerini, ε_{it} ise bireysel-spesifik hata terimidir. (12) ve (13) nolu eşitlikler manipüle edilerek (14) nolu eşitlik yazılabilir (Pesaran, 2007: 268).

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{i,t-1} + \gamma_i f_t + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

Burada, $\alpha_i = (1 - \phi_i)\mu_i$, $\beta_i = -(1 - \phi_i)$ ve $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{i,t-1}$.

Buna göre $\phi_i = 1$ olmak üzere CADF testinin hipotezleri şu şekilde oluşturulur.

$H_0: \beta_i = 0$ (tüm i 'ler için) *seri durağan değildir*

$H_A: \beta_i < 0$ ($i = 1, 2, \dots, N$, $\beta_i = 0$
 $= N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N$) *seri durağandır*

$N \rightarrow \infty$ ve δ , 0'dan büyük, 1'den küçük veya 1'e eşit ($0 < \delta \leq 1$) olmak üzere 0'dan farklı ve sabit bir değere yakınsadığında, N_1/N varsayımıyla bireysel sonuçların bir kısmında durağanlık ortaya çıkar. Im et al. (2003), çalışmasında da belirtildiği gibi bu şart panel birim kök testlerinin tutarlılığı için gereklidir. Buna göre CADF regresyonu aşağıda eşitlik (15)'deki gibi yazılabilir.

$$\Delta y_{it} = a_i + b_i y_{i,t-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + d_i \Delta \bar{y}_t + e_{it} \quad (15)$$

Bireysel CADF testinin (Δy_{it}) kritik değerleri, EKK regresyonuna dayalı 50,000 replikasyon uygulanarak sabitsiz ($y_{i,t-1}$), sabitli ($\bar{y}_{t-1}$) ve sabitli-trendli ($\Delta \bar{y}_t$) olmak üzere üç farklı durum için ayrı ayrı hesaplanmıştır. Uygulamada tablo kritik değerler T ve N 'nin boyutuna göre (10 ile 200 aralığında herhangi bir değer için) %1, %5 ve %10 anlamlılık derecesine göre belirlenir (Pesaran, 2007:269).

Pesaran (2007) tarafından geliştirilen CADF testinde her ülkeye yani her bir yatay kesite ait birim kök test istatistiklerinin ortalaması alınarak panelin geneli için birim kök test istatistiği olan CIPS hesaplanabilir. CIPS istatistiği şu şekilde formüle edilir.

$$CIPS(N, T) = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_i(N, T) \quad (16)$$

(16) nolu eşitlikte $t_i(N, T)$, i .yatay kesit birimi için CADF istatistiği olur. Bu yüzden (16) nolu eşitlik aşağıdaki gibi yazılabilir (Pesaran, 2007: 276).

$$CIPS(N, T) = N^{-1} \sum_{i=1}^N CADF_i \quad (17)$$

Paneli oluşturan her bir ülke için CADF birim kök istatistikleri ve panelin tamamı için CIPS istatistik değerleri sabitli ve sabitli trendli olmak üzere Tablo 2, 3 ve 4'de gösterilmektedir.

Tablo 2: Cari İşlemler Açığı Serisi Birim Kök Analizi Sonuçları

Ülkeler	CADY (Sabitli)					CADY (Sabitli-Trendli)				
	CADF İst.	P	Kritik Değerler			CADF İst.	P	Kritik Değerler		
			0.01	0.05	0.10			0.01	0.05	0.10
Avusturya	-0.870	2	-4.11	-3.34	-2.96	-1.432	2	-4.68	-3.87	-3.49
Belçika	0.014	4	-4.11	-3.34	-2.96	-2.571	4	-4.68	-3.87	-3.49
Kanada	-1.990	4	-4.11	-3.34	-2.96	-1.732	3	-4.68	-3.87	-3.49
Danimarka	-1.240	2	-4.11	-3.34	-2.96	-2.662	2	-4.68	-3.87	-3.49
Finlandiya	-2.090	2	-4.11	-3.34	-2.96	-1.027	2	-4.68	-3.87	-3.49
Fransa	0.140	2	-4.11	-3.34	-2.96	-1.783	3	-4.68	-3.87	-3.49
Almanya	1.020	3	-4.11	-3.34	-2.96	-1.033	3	-4.68	-3.87	-3.49
Yunanistan	-1.650	2	-4.11	-3.34	-2.96	-0.840	2	-4.68	-3.87	-3.49
İrlanda	-0.859	2	-4.11	-3.34	-2.96	0.722	2	-4.68	-3.87	-3.49
İtalya	-0.762	4	-4.11	-3.34	-2.96	2.051	4	-4.68	-3.87	-3.49
Japonya	-1.680	2	-4.11	-3.34	-2.96	-0.680	4	-4.68	-3.87	-3.49
Kore	-2.400	4	-4.11	-3.34	-2.96	-2.851	4	-4.68	-3.87	-3.49
Hollanda	-1.100	2	-4.11	-3.34	-2.96	-1.976	5	-4.68	-3.87	-3.49
Portekiz	-1.440	2	-4.11	-3.34	-2.96	-0.410	5	-4.68	-3.87	-3.49
İspanya	-0.859	2	-4.11	-3.34	-2.96	0.287	5	-4.68	-3.87	-3.49
İsveç	-1.120	2	-4.11	-3.34	-2.96	-2.985	5	-4.68	-3.87	-3.49
İsviçre	-2.180	2	-4.11	-3.34	-2.96	-4.136**	5	-4.68	-3.87	-3.49
Türkiye	-0.140	3	-4.11	-3.34	-2.96	-2.403	3	-4.68	-3.87	-3.49
İngiltere	-1.340	3	-4.11	-3.34	-2.96	-1.403	2	-4.68	-3.87	-3.49
ABD	-1.120	3	-4.11	-3.34	-2.96	-0.829	3	-4.68	-3.87	-3.49
PANEL CIPS	-1.080		-2.38	-2.20	-2.11	-1.590		-2.88	-2.72	-2.63

Not: Tabloda her ülke için bireysel kritik değerler, Pesaran (2007) çalışmasında s.275-276'daki Tablo I (b) ve Tablo I (c)'den, panelin geneli için kritik değerler ise aynı çalışmada s.280-281'deki Tablo II (b) ve Tablo II (c)'den elde edilmiştir. Test istatistikleri sonuçlarına göre *, **, *** sırasıyla %10, %5 ve %1 düzeylerindeki istatistiksel anlamlılığı ifade etmektedir. P: Gecikme sayısıdır.

Tablo 2'deki sonuçlara göre cari işlemler serisi için sabitli modelde tüm ülkelerde, sabitli-trendli modelde ise İsviçre dışındaki tüm ülkelerde ve panelin genelinde birim kök kabul edilmiştir.

Tablo 3: Bütçe Açığı Serisi Birim Kök Analizi Sonuçları

Ülkeler	BDY (Sabitli)					BDY (Sabitli-Trendli)				
	CADF İst.	P	Kritik Değerler			CADF İst.	P	Kritik Değerler		
			0.01	0.05	0.10			0.01	0.05	0.10
Avusturya	-3.008	2	-4.11	-3.34	-2.96	-3.057	2	-4.68	-3.87	-3.49
Belçika	-1.810	2	-4.11	-3.34	-2.96	-0.515	2	-4.68	-3.87	-3.49
Kanada	0.497	4	-4.11	-3.34	-2.96	0.442	4	-4.68	-3.87	-3.49
Danimarka	-2.156	2	-4.11	-3.34	-2.96	-1.631	2	-4.68	-3.87	-3.49
Finlandiya	-5.234***	4	-4.11	-3.34	-2.96	-5.42***	4	-4.68	-3.87	-3.49
Fransa	-1.987	4	-4.11	-3.34	-2.96	-1.483	4	-4.68	-3.87	-3.49
Almanya	-0.843	2	-4.11	-3.34	-2.96	-0.715	2	-4.68	-3.87	-3.49
Yunanistan	-0.807	2	-4.11	-3.34	-2.96	-0.907	2	-4.68	-3.87	-3.49
İrlanda	-0.853	5	-4.11	-3.34	-2.96	0.155	5	-4.68	-3.87	-3.49
İtalya	-1.114	2	-4.11	-3.34	-2.96	-0.776	2	-4.68	-3.87	-3.49
Japonya	-0.146	2	-4.11	-3.34	-2.96	-0.479	2	-4.68	-3.87	-3.49
Kore	-2.362	2	-4.11	-3.34	-2.96	-2.292	2	-4.68	-3.87	-3.49
Hollanda	-3.454**	2	-4.11	-3.34	-2.96	-3.236	2	-4.68	-3.87	-3.49
Portekiz	-2.775	3	-4.11	-3.34	-2.96	-2.675	3	-4.68	-3.87	-3.49
İspanya	-1.133	2	-4.11	-3.34	-2.96	-1.640	2	-4.68	-3.87	-3.49
İsveç	-3.215	4	-4.11	-3.34	-2.96	-2.745	4	-4.68	-3.87	-3.49
İsviçre	-1.923	2	-4.11	-3.34	-2.96	-2.664	2	-4.68	-3.87	-3.49
Türkiye	-1.499	2	-4.11	-3.34	-2.96	-1.577	2	-4.68	-3.87	-3.49
İngiltere	-1.793	4	-4.11	-3.34	-2.96	-1.518	4	-4.68	-3.87	-3.49
ABD	0.271	4	-4.11	-3.34	-2.96	-1.230	4	-4.68	-3.87	-3.49
PANEL CIPS	-1.767		-2.38	-2.20	-2.11	-1.698		-2.88	-2.72	-2.63

Not: Tabloda her ülke için bireysel kritik değerler, Pesaran (2007) çalışmasında s.275-276'daki Tablo I (b) ve Tablo I (c)'den, panelin geneli için kritik değerler ise aynı çalışmada s.280-281'deki Tablo II (b) ve Tablo II (c)'den elde edilmiştir. Test istatistikleri sonuçlarına göre *, **, *** sırasıyla %10, %5 ve %1 düzeyindeki istatistiksel anlamlılığı ifade etmektedir. P: Gecikme sayısıdır.

Tablo 3'deki sonuçlara göre bütçe açığı serisi için sabitli modelde Finlandiya ve Hollanda dışındaki tüm ülkelerde, sabitli-trendli modelde ise Finlandiya dışındaki tüm ülkelerde ve panelin genelinde birim kök kabul edilmiştir.

Tablo 4: Sabit Sermaye Yatırımları Serisi Birim Kök Analiz Sonuçları

Ülkeler	GFCY (Sabitli)					GFCY (Sabitli-Trendli)				
	CADF İst.	P	Kritik Değerler			CADF İst.	P	Kritik Değerler		
			0.01	0.05	0.10			0.01	0.05	0.10
Avusturya	-0.825	1	-4.11	-3.34	-2.96	-3.271	1	-4.68	-3.87	-3.49
Belçika	-0.347	2	-4.11	-3.34	-2.96	-0.794	2	-4.68	-3.87	-3.49
Kanada	-0.182	1	-4.11	-3.34	-2.96	-1.286	1	-4.68	-3.87	-3.49
Danimarka	-1.663	4	-4.11	-3.34	-2.96	-3.083	3	-4.68	-3.87	-3.49
Finlandiya	-2.133	3	-4.11	-3.34	-2.96	-2.024	4	-4.68	-3.87	-3.49
Fransa	0.590	1	-4.11	-3.34	-2.96	-0.358	1	-4.68	-3.87	-3.49
Almanya	-2.338	1	-4.11	-3.34	-2.96	-1.990	1	-4.68	-3.87	-3.49
Yunanistan	-1.806	4	-4.11	-3.34	-2.96	0.016	4	-4.68	-3.87	-3.49
İrlanda	-2.910	1	-4.11	-3.34	-2.96	-0.551	1	-4.68	-3.87	-3.49
İtalya	-1.914	1	-4.11	-3.34	-2.96	-3.592	1	-4.68	-3.87	-3.49
Japonya	-0.876	1	-4.11	-3.34	-2.96	-1.177	1	-4.68	-3.87	-3.49
Kore	-3.488**	1	-4.11	-3.34	-2.96	-3.678	1	-4.68	-3.87	-3.49
Hollanda	-1.509	4	-4.11	-3.34	-2.96	-5.34***	4	-4.68	-3.87	-3.49
Portekiz	-1.148	1	-4.11	-3.34	-2.96	-1.822	2	-4.68	-3.87	-3.49
İspanya	-1.335	1	-4.11	-3.34	-2.96	-0.780	1	-4.68	-3.87	-3.49
İsveç	-0.629	3	-4.11	-3.34	-2.96	-0.314	1	-4.68	-3.87	-3.49
İsviçre	-2.000	1	-4.11	-3.34	-2.96	-1.487	1	-4.68	-3.87	-3.49
Türkiye	-1.866	1	-4.11	-3.34	-2.96	-1.839	1	-4.68	-3.87	-3.49
İngiltere	-0.569	4	-4.11	-3.34	-2.96	-1.668	4	-4.68	-3.87	-3.49
ABD	-2.434	1	-4.11	-3.34	-2.96	-1.343	1	-4.68	-3.87	-3.49
PANEL CIPS	-1.469		-2.38	-2.20	-2.11	-1.819		-2.88	-2.72	-2.63

Not: Tabloda her ülke için bireysel kritik değerler, Pesaran (2007) çalışmasında s.275-276'daki Tablo I (b) ve Tablo I (c)'den, panelin geneli için kritik değerler ise aynı çalışmada s.280-281'deki Tablo II (b) ve Tablo II (c)'den elde edilmiştir. Test istatistikleri sonuçlarına göre *, **, *** sırasıyla %10, %5 ve %1 düzeylerindeki istatistiksel anlamlılığı ifade etmektedir. P: Gecikme sayısıdır.

Tablo 4'deki sonuçlara göre sabit sermaye yatırımları serisi için sabitli modelde Kore dışındaki tüm ülkelerde, sabitli-trendli modelde ise Hollanda dışındaki tüm ülkelerde ve panelin genelinde birim kök kabul edilmiştir.

Modelde kullanılan serilerin birim kök içerip içermediğini tespit etmek amacıyla Pesaran (2007) tarafından geliştirilen CADF birim kök testi ile her bir yatay kesit birim için bireysel ve panelin geneline ilişkin hesaplanan istatistikler kritik değerlerden büyüktür. Buna göre serilerde birim kökün olduğunu varsayan H_0 hipotezi reddedilememekte ve serilerin $I(1)$ olduğuna karar verilmektedir. Serilerin $I(1)$ yani durağan olmaması durumu, ilgili ülke ekonomisine gelen bir şokun etkisini hemen kaybetmediğini göstermektedir. Ayrıca, serilerin $I(1)$ olması durumu eşbütünleşme analizinin yapılabilmesi için de bir ön koşuldur.

C. EŞBÜTÜNLEŞME KATSAYILARININ HOMOJENLİĞİNİN TEST EDİLMESİ

Panel veri analizlerinde homojenite testi ile ilgili ilk çalışmalar Swamy (1970) tarafından yapılmıştır. (18) nolu eşitlik Swamy testini ($\hat{S}$) göstermektedir.

$$\hat{S} = \sum_{i=1}^N (\hat{\beta}_i - \hat{\beta}_{WFE}) \frac{X_i' M_T X_i}{\sigma_i^2} (\hat{\beta}_i - \hat{\beta}_{WFE}) \quad (18)$$

Swamy'nin bu testi, Pesaran ve Yamagata (2008) tarafından geliştirilerek delta (Δ) testi olarak adlandırılmıştır (Pesaran, Yamagata, 2008:54-55). Bu teste göre; $Y_{it} = \alpha + \beta_{it}X_{it} + \varepsilon_{it}$ gibi bir eşbütünleşme denkleminde β_i gibi bir eğim katsayısını ifade eder ve Δ testine ilişkin oluşturulacak hipotezler şu şekilde kurulur.

$H_0: \beta_i = \beta$ ise eğim katsayıları homojendir.

$H_1: \beta \neq \beta_j$ ise eğim katsayıları homojen değildir.

Pesaran ve Yamagata (2008) bu hipotezleri test etmek için eşitlik (19) ve (20)'deki test istatistiklerini geliştirmişlerdir.

$$\text{Büyük örneklem için: } \hat{\Delta} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1}\hat{S} - k}{\sqrt{2k}} \right) \quad (19)$$

$$\text{Küçük örneklem için: } \tilde{\Delta}_{adj} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1}\hat{S} - k}{\sqrt{2k}} \right) \quad (20)$$

Burada N; yatay kesit sayısını, S; Swamy test istatistiğini, k; açıklayıcı değişken sayısını göstermektedir. Bu eşitliklerde, H_0 hipotezi altında $(N, T) \rightarrow \infty$, $\sqrt{N}/T \rightarrow \infty$ olduğunda hata terimleri serbest dağılım göstermektedir (Pesaran, Yamagata, 2008: 52-57)

Tablo 5: Homojenite Testleri

Testler	Test İstatistiği	Olasılık Değerleri
$\tilde{\Delta}$	19.678***	0.000
$\tilde{\Delta}_{adj}$	15.903***	0.000

Not: Test istatistikleri sonuçlarına göre *, **, *** sırasıyla %10, %5 ve %1 düzeylerindeki istatistiksel anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 5'de görüldüğü gibi, hesaplanan homojenlik testlerinin olasılık değerleri 0,05'ten küçük olduğu için H_0 hipotezi güçlü bir şekilde reddedilerek modelde yer alan sabit ve eğim katsayılarının heterojen olduğu sonucu elde edilir. Bu sonuçlar, değişkenlere ait hesaplanan regresyon katsayılarının her bir yatay kesit birimine göre değişebilir ve paneldeki tüm ülkeler için yapılacak eşbütünleşme yorumlarının geçerli ve güvenilir olacağını göstermektedir.

D. ÇOKLU YAPISAL KIRILMALI PANEL EŞBÜTÜNLEŞME TESTİ

Westerlund (2006) tarafından geliştirilen çoklu yapısal kırılmalı panel eşbütünleşme testi, McCoskey ve Kao (1998)'nin LM testine dayalı, hem sabitte hem de trendde yapısal kırılmaları tespit eden bir testtir. Bu test, hem yatay kesit bağımlılığının olduğu durumlarda hemde yatay kesit bağımlılığının olmadığı durumlarda kullanılabilir. Test sıfır hipotezi altında sınırlı normal dağılım gösterir. Bu dağılım kırılma sayısına ve kırılma yerine göre değişiklik göstermez. Westerlund Monte Carlo simülasyonları ile testin küçük örneklem performansını değerlendirmiş ve küçük boyutlu bozulmalar dışında testin makul bir güce sahip olduğunu ortaya koymuştur (Westerlund, 2006:102).

Çok boyutlu bir zaman serisi değişkeninde, $i = 1, \dots, N$ yatay kesit, $t = 1, \dots, T$ zaman boyutu olmak üzere, y_{it} eşitlik (21)'de olduğu gibi düzenlenir.

$$y_{it} = z'_{it}\gamma_{ij} + x'_{it}\beta_i + e_{it} \quad (21)$$

$$e_{it} = r_{it} + u_{it} \quad (22)$$

$$r_{it} = r_{it-1} + \phi_i u_{it} \quad (23)$$

(21) nolu eşitlikte x_{it} , $x_{it} = x_{it-1} + v_{it}$ şeklinde K boyutlu bir regresyon vektörü iken z_{it} ise deterministik bileşen vektörü olur. Bu parametrelere karşılık gelen vektörler β_i ve γ_{ij} dir. Burada $j = 1, \dots, M_i + 1$ olup yapısal kırılmaları gösterir. Kırılmalar M_i ve $M_i + 1$ olmak üzere, kırılma yerleri ise $T_{i1}, \dots, T_{iM_i}$ dir. Burada, $T_{i0} = 1$ ve $T_{iM_i+1} = T$ dir. Ayrıca başlangıç değeri olan r_{it} 'nin 0 olduğu varsayılır. Testin oluşturulması ve asimptotik dağılımın türetilmesinde kolaylık sağlamak amacıyla, $w_{it} = (u_{it}, v'_{it})'$ nin yatay kesit bağımsızlık vektörü olup genel doğrusal bir süreç izlediği varsayılır (Westerlund, 2006: 103).

(23) nolu eşitlikte hata terimi kombinasyonlarının durağan bileşenleri ve birim kök türetme süreçleri, onların nispi ağırlığını yansıtan ϕ_i ile tam ilişkili olduğu varsayılır. Buna göre, Westerlund (2006) çoklu yapısal kırılmalı panel eşbütünleşme testinin hipotezleri aşağıdaki gibi oluşturulur:

$$H_0: \phi_i = 0 \quad i = 1, \dots, N \text{ için} \quad (\text{eş bütünleşme vardır})$$

$$H_0: \phi_i \neq 0 \quad i = 1, \dots, N \text{ ve } \phi_i = 0 \quad i = N_1 + 1, \dots, N \text{ için} \quad (\text{eş bütünleşme yoktur})$$

Test istatistiği ise (24) nolu eşitlikte olduğu gibi tanımlanır.

$$Z(M) \equiv \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^{M_i+1} \sum_{t=T_{ij-1}+1}^{T_{ij}} (T_{ij} - T_{ij-1})^{-2} \hat{\omega}_{i1.2}^{-2} S_{it}^2 \quad (24)$$

(24) nolu eşitlikte $\hat{\omega}_{i1.2}^2 = \hat{\omega}_{i11}^2 - \hat{\omega}'_{i21} \hat{\Omega}_{i22}^{-1} \hat{\omega}_{i21}$ ve $S_{it} = \sum_{k=T_{ij-1}+1}^t \hat{e}_{ik}^*$ burada $\hat{e}_{it}^*$, e_{it} 'nin etkili bir tahminidir (Westerlund, 2006:105-106; Narayan, Smyth, 2008: 2336-2337).

Testte elde edilen sonuçlara göre, eşbütünleşme ilişkisi incelenirken, paneli oluşturan ülkeler arasında yatay kesit bağımlılığının olup olmamasına göre hareket edilir. Eğer paneli oluşturan ülkeler arasında yatay kesit bağımlılığı yoksa testin asimptotik olasılık değerleri dikkate alınırken, yatay kesit bağımlılığı varsa testin bootstrap olasılık değerlerine bakılır. %5 anlamlılık düzeyinde eşbütünleşmenin varlığını tespit etmek için, hem asimptotik hem de bootstrap olasılık değerleri 0.05 ile karşılaştırılır. Hesaplanan testin olasılık değerinin 0.05'ten büyük olması durumunda, H_0 kabul edilerek seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğuna karar verilmektedir. Westerlund (2006) çoklu yapısal kırılmalı panel eşbütünleşme test sonuçları Tablo 6'da görülmektedir.

Tablo 6: Çoklu Yapısal Kırılmalı Panel Eşbütünleşme Test Sonuçları

	LM Test İstatistiği	Asimptotik Olasılık Değeri (YKB yoktur)	Karar	Bootstrap Olasılık Değeri (YKB vardır)	Karar
Yapısal Kırılmaların Dikkate Alınmadığı Durum					
Sabitte	14.052	0.000	Eşbütünleşme yoktur	0.000	Eşbütünleşme yoktur
Sabitte ve Trendde	-0.922	0.822	Eşbütünleşme vardır	0.837	<i>Eşbütünleşme vardır</i>
Yapısal Kırılmaların Dikkate Alındığı Durum					
Sabitte	39.708	0.000	Eşbütünleşme yoktur	0.521	<i>Eşbütünleşme vardır</i>
Sabitte ve Trendde	984.249	0.000	Eşbütünleşme yoktur	0.627	<i>Eşbütünleşme vardır</i>

Not: Yapısal kırılmalı panel eşbütünleşme testinde 1.000 tekrarlı bootstrap dağılım ile olasılık değerleri hesaplanmıştır.

Tablo 6'daki eşbütünleşme testi sonuçları incelenirken bootstrap olasılık değerleri dikkate alınarak seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olup olmadığına karar verilmiştir. Test sonuçlarına göre, yatay kesit bağımlılığının olmadığı, yapısal kırılmaların dikkate alınmadığı durumda sadece sabitte ve trendde eşbütünleşme tespit edilmiş olup (asimptotik olasılık değeri 0.822), diğer durumlarda ise eşbütünleşme ilişkisi yoktur. Ancak yatay kesit bağımlılığının olduğu durumda ise yapısal kırılmaların dikkate alınmadığı durumda sadece sabitte eşbütünleşme yoktur (bootstrap olasılık değeri 0.000). Diğer durumlarda ise bootstrap olasılık değeri 0.05'ten büyük olduğu için seriler arasında daha güçlü eşbütünleşme ilişkisinin olduğunu gösteren sonuçlar elde edilmiştir.

Tablo 7: Eşbütünleşme Denklemlerinde Tespit Edilen Yapısal Kırılma Tarihleri

ÜLKELER	KIRILMA TARİHLERİ	
	SABİTLİ MODEL	SABİTLİ-TRENDLİ MODEL
Avusturya	2001	1991
Belçika	1992-1999-2007	1999
Kanada	1995-2000	1996-2001
Danimarka	1995-2000	-----
Finlandiya	2004	1994
Fransa	1996-2001-2007	1994-1999
Almanya	1991-2003	2003
Yunanistan	1994-2005	2002-2007
İrlanda	1992-2006	1992-2002-2007
İtalya	2007	1994-2000-2007
Japonya	1991-2000-2007	1993-2000-2006
Kore	-----	-----
Hollanda	-----	-----
Portekiz	1992-1998-2004	2007
İspanya	2004	1991-2002
İsveç	1991-2002	1991-1996-2005
İsviçre	-----	2006
Türkiye	1998	-----
İngiltere	1998	1991-1998-2007
ABD	1991-1999	1991-1996-2001

Not: Yapısal kırılmalı panel eşbütünleşme testinde 1.000 tekrarlı bootstrap dağılım ile olasılık değerleri hesaplanmış, maksimum kırılma sayısı 3 alınmıştır.

Westerlund (2006) çoklu yapısal kırılmalı panel eşbütünleşme testi sonucunda elde edilen yapısal kırılma tarihleri Tablo 7'de görülmektedir. Testin ortaya koyduğu bu yapısal kırılma tarihlerinin bir çoğu oldukça isabetli bir şekilde tespit edilmiş olup, iktisadi açıdan anlamlı ve yorumlanabilir özelliğe sahiptir. Almanya'da 1991'de görülen kırılma, 1990 yılında Almanya'nın Doğu Almanya ile birleşmesinin bir dönem gecikmeli etkisini, 2003 yılındaki kırılma ise o dönem Euro'nun Dolar karşısında değer kazanması ile birlikte ihracatın bu durumdan olumsuz etkilenmesi ve aynı yıl Alman ekonomisinde ortaya çıkan daralmadan kaynaklandığını gösterir (Şanlıoğlu, 2010: 82). Belçika ile birlikte İrlanda ve Portekiz'de 1992 yılında Avrupa Döviz Kuru Krizi'nin, Kanada'da 1994'te imzalanan NAFTA'nın ve 1994 Meksika Krizi'nin, Finlandiya'da 1990-1993 döneminde yaşanan ekonomik daralma sonucu uygulanan düzenlemelerin, Yunanistan, İrlanda ve İspanya'da 2002 yılında Avrupa Birliği ortak para birimine geçişin ekonomiler üzerinde etkili olduğunu gösterir (Buiter vd., 1998: 9; Micco vd., 2003: 342-343; İncekara, 1995: 159-163). İsveç'te 1991 yılında tespit edilen yapısal kırılma yaşanan bankacılık krizi ile açıklanır (Aydın, 2002: 15). ABD'nin 1991 yılında Irak'a düzenlediği askeri harekât (Körfez Savaşı) ve 2001'de yaşanan 11 Eylül saldırıları ABD ekonomisi üzerinde oldukça etkili olmuştur. Japonya'da ki yapısal kırılmalar; 1991'de varlık fiyatlarının aşırı yükselmesinden

kaynaklanan bankacılık krizinin ve 1993 yılında yaşanan ekonomik daralmanın etkilerini göstermektedir (Bilmes, Stiglitz, 2006: 5). Türkiye'de 1990'lı yılların ilk yarısından itibaren koalisyon hükümetleri ile birlikte ortaya çıkan siyasi ve ekonomik istikrarsızlıklar, 1997 yılında yaşanan 28 Şubat süreci ve 1997-1998 yıllarında Güneydoğu Asya ve Rusya ekonomilerinde yaşanan krizler, Türkiye'de 1998 yılında görülen yapısal kırılmayı açıklar. 2007 yılında Yunanistan, İrlanda, İtalya, Portekiz ve İngiltere'deki kırılmalar, 2008 yılı küresel finansal kriz öncesi bu ekonomilerde ortaya çıkan bozulmaları işaret etmektedir.

E. UZUN DÖNEM EŞBÜTÜNLEŞME KATSAYILARININ TAHMİN EDİLMESİ

Çalışmanın bu kısmında, her bir yatay kesit birimi için, uzun dönem bireysel eşbütünleşme katsayıları Pesaran (2006) tarafından geliştirilen CCE tahmincisi ile tahmin edilmiştir. Yatay kesit bağımlılığı altında heterojen paneller için geliştirilen bu tahminci T sabit, $N \rightarrow \infty$ veya $N, T \rightarrow \infty$ gibi her iki durumda gözlemlenemeyen ortak etkilerin ilişkili olması durumunda bile tutarlı, asimptotik normal dağılım sağlayan sonuçlar üretmektedir. Bu tahmin yönteminin temel amacı, yatay kesit toplamalarının ortalamalarını kullanarak bireysel spesifik regresörleri sınırlandırmaktır. Öyle ki, asimptotik olarak, gözlemlenemeyen ortak faktörlerin farklı etkileri elimine edilir. Tahmin yönteminin en önemli avantajı ek bir regresyon uygulanarak sıradan en küçük kareler ile hesaplanabilmesidir. Bireysel eşbütünleşme katsayılarının tahmin edilmesini sağlayan CCE tahmincisi $N, T \rightarrow \infty$ olduğunda tutarlıdır ve asimptotik dağılım gösterir (Pesaran, 2006: 969).

CCE tahmincisi, eşitlik (25)'deki doğrusal panel veri modeline göre oluşturulmuştur.

$$y_{it} = \alpha'_i d_t + \beta'_i x_{it} + e_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (25)$$

Pesaran, panel veri analizlerinde uzun dönem bireysel eşbütünleşme katsayılarının tahmin edilebilmesinde CCEMG (Common Corelated Effects Mean Group) ve CCEP (Common Corelated Effects Pooled) olmak üzere iki tahminci geliştirmiştir. CCEMG tahmincisi her bir yatay kesit için uzun dönem eşbütünleşme katsayılarını eşitlik (26) ile hesaplar.

$$\hat{\alpha}_{MG} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\alpha}_i \quad (26)$$

Burada $\hat{\alpha}_i$ her bir yatay kesitin bireysel eğim katsayısı için CCE tahminini verir. CCEMG tahmincisi, her bir yatay kesite ait katsayıların aritmetik ortalamasını alarak uzun dönem eşbütünleşme katsayılarını hesaplar. CCEP tahmincisi ise her bir yatay kesit birimi için eğim katsayıları (β_i) aynı olduğunda ($\beta_i = \beta$) (sabit etkiler veya havuzlanmış), yatay kesitler üzerine gözlemlenebilir ortak etkilerin havuzlanmasından dolayı daha etkili sonuçlar ortaya koymaktadır. β 'nın havuzlanmış tahmincisi CCEP (27) nolu eşitlikte olduğu gibi tanımlanır (Pesaran, 2006: 982-986; Pesaran, Tosetti, 2011: 185).

$$\hat{\alpha}_P = (\sum_{i=1}^N \theta X'_i \bar{M}_D X_i)^{-1} \sum_{i=1}^N \theta X'_i \bar{M}_D y_i \quad (27)$$

Tablo 8: Uzun Dönem Bireysel Eşbütünleşme Katsayıları

Ülkeler	BDY	Prob.	GFCY	Prob.
Avusturya	-0.343	0.283	-1.157	0.001
Belçika	0.338	0.136	0.909	0.825
Kanada	0.618***	0.000	-0.616***	0.000
Danimarka	0.499***	0.001	-1.547	0.000
Finlandiya	0.980***	0.000	-1.620	0.000
Fransa	0.199	0.339	-1.251	0.000
Almanya	0.588***	0.001	-1.765	0.000
Yunanistan	0.429	0.106	-0.691***	0.000
İrlanda	0.169***	0.000	-0.500***	0.000
İtalya	-0.027	0.803	-1.503	0.000
Japonya	0.247***	0.005	-0.393***	0.000
Kore	-0.416	0.301	-1.256	0.000
Hollanda	-0.141	0.469	-1.143	0.003
Portekiz	0.678**	0.097	-0.661**	0.067
İspanya	0.747	0.560	-0.836***	0.000
İsveç	0.465*	0.100	-0.810*	0.037
İsviçre	0.507	0.283	-0.850**	0.062
Türkiye	0.327***	0.000	-0.035	0.804
İngiltere	0.287	0.845	-0.878***	0.001
ABD	0.427***	0.000	-1.153	0.000
PANEL	0.249***	0.003	-0.929***	0.000

Not: ***, **, * ifadeleri sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Analizde elde edilen Wald Ki-kare testi sonucu 71.23 olup, modelin istatistikî olarak %1'de anlamlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 8'den izlenebileceği gibi; CCE tahmincisinden elde edilen *BDY* ve *GFCY* değişkenlerine ait uzun dönem eşbütünleşme katsayılarının, beklentilere uygun işaret aldıkları ve panelin geneli ile birçok ülke için istatistiki olarak anlamlı oldukları görülmektedir. Böylece panelin geneli için elde edilen *BDY* değişkeninin katsayısı ($\varphi_1 = 0.249$) bütçe açığındaki 1 birimlik artışın cari işlemler açığını 0.249 artırdığını ve bu iki değişken arasında pozitif yönlü bir ilişkinin olduğunu göstermektedir. Modelde bütçe açığı değişkeni katsayısının pozitif değer alması ($\varphi_1 > 0$), incelenen ülke grubu için Ricardocu Denklik hipotezinin geçerli olmadığını, Geleneksel Keynesyen Yaklaşımda anlatıldığı gibi ikiz açık hipotezinin geçerli olduğunu ortaya koymaktadır. Modelin ikinci kısmında yatırım değişkeninin katsayısı beklenildiği gibi $\varphi_2 < 1$ ($GFCY = -0.929$) ve negatif olarak (eşitlikte de negatif olduğu için pozitif) elde edilmiştir. Bu sonuç, yurt içi yatırımlardaki 1 birimlik artışın cari işlemler açığını 0.929 artırdığını gösterirken, aynı zamanda incelenen ülke grubu için Feldstein-Horioka hipotezinin de geçerli olduğunu göstermektedir. Eğer incelenen ülke grubu dünya ekonomisine tam entegre olmuş olsaydı, yurt içi yatırımların tamamı uluslararası sermaye piyasalarından finanse edilir ve $\varphi_2 = 1$ olurdu. Çalışmada elde edilen φ_2 yatırım katsayısı 1'e eşit değildir (0,929). Fakat 1 katsayısından çokta uzak değildir. Bu sonuç, incelenen ülkeler için yurt içi yatırımların yaklaşık %93'ünün yurt

dışı kaynaklardan finanse edildiği anlamına gelmektedir. Feldstein-Horioka hipotezinin geçerliliğine ilişkin edilen bu sonuçlar, sonuçlar gerek Fidrmuch (2003) gerekse Marinheiro'nun (2008) sonuçları ile benzerlik göstermektedir.

F. KISA DÖNEM EŞBÜTÜNLEŞME KATSAYILARININ TAHMİN EDİLMESİ

Çalışmanın bu kısmında değişkenler arasındaki kısa dönemli ilişki, CCEMG tahmincisine dayalı bir hata düzeltme modeli ile tahmin edilmiştir. Hata düzeltme modeli (ECM), kısa ve uzun dönem ilişkisi arasındaki dengesizliğin giderilmesi ve eşbütüneleşen değişkenler arasında kısa ve uzun dönemli nedenselliğin test edilmesi için kullanılan modeldir. Hata düzeltme modeli, değişkenler arasında uzun dönem dengesi ile kısa dönem dinamikleri arasında ayırım yapmak ve kısa dönem dinamiklerinin belirlenmesi amacıyla da kullanılır. Bu model aşağıda (28) nolu eşitlikte görülmektedir.

$$\Delta CADY_{it} = \varphi_{0it} + \varphi_{1i}ECT_{i,t-1} + \varphi_{2i}\Delta BDY_{it} - \varphi_{3i}\Delta GFCY_{it} \quad (28)$$

Tablo 9: Kısa Dönem Bireysel Katsayılar

Ülkeler	ECT _{t-1}	Prob.	BDY	Prob.	GFCY	Prob.
Avusturya	-0.465**	0.000	-0.250	0.193	-0.541	0.146
Belçika	-0.265	0.114	0.478**	0.094	-0.398	0.477
Kanada	-0.186	0.368	0.307	0.251	-0.645	0.034
Danimarka	-0.147	0.361	0.418**	0.058	-1.082	0.001
Finlandiya	0.322	0.776	0.642***	0.021	-1.194	0.005
Fransa	-0.136	0.373	0.296	0.247	-0.639	0.187
Almanya	0.054	0.642	0.047	0.742	-1.373	0.008
Yunanistan	0.004	0.964	0.160	0.300	-0.550***	0.004
İrlanda	-0.277	0.171	0.088	0.252	-0.708***	0.006
İtalya	-0.062	0.589	0.005	0.978	-1.361	0.000
Japonya	-0.427***	0.000	0.228***	0.001	-0.953***	0.000
Kore	-0.565***	0.002	0.220	0.659	-1.142	0.001
Hollanda	-0.280*	0.100	-0.068	0.651	-0.127	0.820
Portekiz	-0.090	0.260	0.336**	0.053	-1.434	0.000
İspanya	0.069	0.468	-0.248	0.070	-0.552***	0.020
İsveç	0.496	0.669	0.087	0.623	-0.510	0.204
İsviçre	-0.393	0.117	0.962	0.162	-0.670	0.463
Türkiye	-0.145	0.216	-0.129	0.496	-0.612***	0.019
İngiltere	-0.127	0.474	-0.116	0.677	-0.473	0.160
ABD	0.050	0.654	0.055	0.720	-0.946***	0.002
PANEL	-0.165***	0.000	0.176***	0.009	-0.796***	0.000

Not: ***, **, * ifadeleri sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Analizde elde edilen Wald Ki-kare testi sonucu 126.64 olup, modelin istatistiki olarak %1'de anlamlı olduğunu göstermektedir.

Modelde $ECT_{i,t-1}$ değişkeni uzun dönem eş bütünleşme ilişkisinden elde edilen hata terimleri serisinin bir dönem gecikmeli değeridir. (28) nolu denklemde $ECT_{i,t-1}$ katsayısının işaretinin negatif ve anlamlı olması beklenir. Bu katsayı panel için kısa dönemde ortaya çıkacak dengesizliğin ne kadarının uzun dönemde düzeltileceğini göstermektedir (Altıntaş, Taban, 2010: 1724).

Tablo 9'da görüldüğü gibi, kısa dönem panel sonuçlara göre, hata düzeltme katsayısının beklenildiği gibi işareti negatif ve istatistikî olarak anlamlıdır. Panelde $ECT_{i,t-1}$ katsayısının -0.165 olması, kısa dönemde seriler arasındaki dengesizliğin her dönem yüzde 16.5'i olmak üzere yaklaşık altı dönem sonra ortadan kalkacağını göstermekte ve ayrıca hem ikiz açıklar hem de Feldstein-Horioka hipotezinin geçerliliği kabul edilmektedir. Kısa dönemde ikiz açıklar hipotezinin geçerliliğinin kabul edilmesine rağmen bütçe açıklarının cari işlemler dengesi üzerindeki etkisi uzun döneme göre daha düşüktür. Bütçe açıklarında ortaya çıkan 1 birimlik artış kısa dönemde cari işlemler açıklarını yaklaşık 0.18 artırmaktadır. Kısa dönemde yatırım katsayısı da beklenildiği gibi negatif ve 1'den küçük olarak hesaplanmıştır. Kısa dönem yatırım katsayısının 0.796 olması, yatırımlardaki 1 birimlik artışın cari işlemler açıklarını yaklaşık 0.80 artırdığını ve aynı zamanda bu katsayının 1'den küçük olması kısa dönemde Feldstein-Horioka hipotezinin geçerli olduğunu kanıtlamaktadır.

SONUÇ

Bu çalışmanın temel amacı, OECD ülkelerinde ikiz açıklar ve Feldstein-Horioka hipotezinin geçerliliğini test etmektir. Panel veri analiz yöntemi kullanılarak tahmin edilen modelde, seriler arasında güçlü bir eşbütünleşme ilişkisinin olduğunu gösteren sonuçlar elde edilmiş ve uzun dönemde bütçe açığı değişkeninin katsayısı 0.249 olarak hesaplanmıştır. Bu katsayı, bütçe açığındaki 1 birimlik artışın cari işlemler açığını 0.249 artırdığını ve bu iki değişken arasında pozitif yönlü bir ilişkinin olduğunu göstermektedir. Modelde bütçe açığı değişkeni katsayısının pozitif değer alması incelenen dönem için Ricardocu Denklik hipotezinin geçerli olmadığını, Geleneksel Keynesyen Yaklaşımda anlatıldığı gibi ikiz açık hipotezinin geçerli olduğunu ortaya koymaktadır. Modelin ikinci kısmında yatırım değişkeninin katsayısı beklenildiği gibi negatif (-0.929) olarak hesaplanmıştır. Bu sonuç, yurt içi yatırımlardaki 1 birimlik artışın cari işlemler açığını 0.929 artırdığını gösterirken, aynı zamanda incelenen ülke grubu için Feldstein-Horioka hipotezinin de geçerli olduğunu göstermektedir. Eğer incelenen ülke grubu dünya ekonomisine tam entegre olmuş olsaydı, yurt içi yatırımların tamamı uluslararası sermaye piyasalarından finanse edilir ve $\phi_2 = 1$ olurdu. Çalışmada elde edilen ϕ_2 yatırım katsayısı 1'e eşit değildir (0,929). Fakat 1 katsayısından çokta uzak değildir. Bu sonuç, incelenen ülkeler için yurt içi yatırımların yaklaşık %93'ünün yurt dışı kaynaklardan finanse edildiği anlamına gelmektedir. Kısa dönemde ise, panelin geneli için hata düzeltme katsayısının beklenildiği gibi işareti negatif ve istatistikî olarak anlamlıdır. Kısa dönem hata düzeltme katsayısının -0.165 olması, seriler arasındaki dengesizliğin her dönem yüzde 16.5'i olmak üzere, yaklaşık altı dönem sonra ortadan kalkacağını göstermektedir.

Çalışmada OECD ülkeleri için elde edilen sonuç, bütçe açığındaki artışların cari işlemler açığına neden olduğu yönündedir. OECD ülkelerinde kamu kesimi gelir gider dengesizliğinden kaynaklanan cari işlemler dengesi açıklarını kapatmak için ilk önce sıkı maliye politikası uygulamaları ile mali disiplin sağlanmalı ve kamu gelirlerini artıracak vergi reformları yapılmalıdır. Ayrıca ekonomide verimlilik esaslı iyileştirmeler yapılarak ithal mallarının yurtiçi üretimi teşvik edilmeli ve ihracat artışı sağlayacak politikalar uygulanmalıdır. Kısa dönemde bütçe açıklarını azaltacak bu politikalar uzun dönemde para ve kur politikaları ile desteklenmelidir. Bir ülkede ekonomik büyümenin sağlanabilmesi için yapılması gereken yatırımların en önemli kaynağı yurtiçi tasarruflardır. Ancak bir ekonomide yapılan yatırım düzeyi toplam tasarruf düzeyinden yüksekse o ekonomide tasarruf açığı oluşur. Gerek özel gerekse kamu tasarruf açığından kaynaklanan cari işlemler açığını gidermek ve makroekonomik dengeyi sağlayabilmek için bir taraftan daraltıcı maliye politikaları ile kamu harcamaları azaltılıp kamu tasarrufları artırılmalı, diğer taraftan özel tasarrufları artırmak için bireysel emeklilik sistemi, tasarruf teşvik fonu gibi tasarruf sistemleri geliştirilmelidir. Bu önlemlere rağmen hala tasarruf açığı söz konusu ise ekonomide teknolojik değişime neden olacak, rekabet düzeyi yüksek daha çok üretim artışına neden olacak doğrudan yabancı sermaye girişini özendirecek politikalar uygulanmalıdır.

KAYNAKÇA

- ALKSWANI, Mamdouh Alkhatib; (2000), "Twin Deficit Phenomenon in Petroleum Economy: Evidence from Saudi Arabia", **Seventh Annual Conference, Economic Research Forum**, Amman.
- ALTINTAŞ, Halil ve Sami TABAN; (2010), "Türkiye’de İkiz Açık Sorunu ve Feldstein-Horioka Hipotezi: ARDL Yaklaşımı ve Nedensellik Araştırması", **Turgut Özal Uluslararası Ekonomi ve Siyaset Kongresi-I**, Küresel Krizler ve Ekonomik Yönetişim, 15-16 Nisan, Malatya, İnternet Adresi: <http://ozal.congress.inonu.edu.tr/ekitap.html>, Erişim Tarihi: 16.01.2014.
- ANDRADE, Joao Sousa; (2007), "European Integration and External Sustainability of the European Union: An Application of the Thesis of Feldstein and Horioka", **Transition Studies Review**, 15, pp. 21-36.
- ANORUO, Emmanuel and Sanyaj RAMCHANDER; (1998), "Current Account and Fiscal Deficits: Evidence From Five Developing Economies of Asia", **Journal of Asian Economics**, 9(3), pp. 487-501.
- ARICAN, Erişah; (2005), "Ricardocu Denklik Teoremi ve Teorilerde Kamu Açıklarına İlişkin Yaklaşımlar: Türkiye Ekonomisine İlişkin Bir Uygulama", **Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, 20(1), ss. 77-94.
- AYDIN, Aydan; (2002), "İsveç Bankacılık Sistemi, Kriz, Krizde Yapılanlar ve Kriz Sonrası", **Bankacılar Dergisi**, 40, ss. 13-35.
- BAGNAI, Alberto; (2006), "Structural Breaks and the Twin Deficit Hypothesis", **International Economics and Economic Policy**, 3, pp. 137-155.
- BAHARUMSHAH, Ahmad Zubaidi; Evan LAU and Ahmed M. KHALID; (2006), "Testing Twin Deficits Hypothesis Using VARs and Variance Decomposition", **Journal of the Asia Pacific Economy**, 11(3), pp. 331-354.
- BAHMANI-OSKOOEE, Mohsen; (1992), "What are the Long-Run Determinants of The US Trade Balance?", **Journal of Post Keynesian Economics**, 15(1), pp. 85-97.
- BALTAGI, Badi H.; (2008), **Econometric Analysis of Panel Data**, Fourth Edition, West Sussex: John Wiley & Sons.
- BAYOUMI, Tamim; (1989), "Saving-Investment Correlations: Immobile Capital, Government Policy or Endogenous Behavior?", **IMF Working Papers**, WP/89/66, Internet Address: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=884916, Date Of Access: 05.04.2016.
- BAYRAK, Metin ve Ömer ESEN; (2012), "Bütçe Açıklarının Cari İşlemler Dengesi Üzerine Etkileri: İkiz Açıklar Hipotezinin Türkiye Açısından Değerlendirilmesi", **Ekonomik Yaklaşım**, 23(82), ss.23-49.

- BERNHEIM, B. Douglas; (1988), "Budget Deficits and Balance of Trade", in Lawrence H. SUMMERS (Ed.), **Tax Policy and The Economy**, USA: MIT Press, pp.1-32, Internet Address: <https://core.ac.uk/download/files/153/6852904.pdf>, Date Of Access: 05.04.2016.
- BILMES, Linda and Joseph STIGLITZ; (2006), "The Economic Costs of the IraqWar: An Appraisal Three Years After the Beginning of the Conflict", **NBER Working Paper**, No:12054, Internet Address: <http://www.nber.org/papers/w12054>, Date Of Access: 05.04.2016.
- BODMAN, Philip M.; (1995), "National Savings and Domestic Investment in the Long-Term: Some Time-Series Evidence from the OECD", **International Economic Journal**, 9, pp.37-60.
- BOLAT, Süleyman; Murat BELKE ve Ozan ARAS; (2011), "Türkiye’de İkiz Açık Hipotezinin Geçerliliği: Sınır Testi Yaklaşımı", **Maliye Dergisi**, 161, ss. 347-364.
- BOLATOĞLU, Nasip; (2005), "Türkiye’de Yurtiçi Yatırım ve Yurtiçi Tasarruf Oranları Arasındaki İlişki", **Ekonomik Yaklaşım**, 16 (56), ss. 19-32.
- BUITER, Williem H.; Giancarlo M. CORSETTI and Paolo A. PESENTI; (1998), "Interpreting the ERM Crisis: Country-specific and Systemic Issues", **Princeton Studies in International Finance**, No:84, Internet Address: http://eprints.lse.ac.uk/20361/1/Interpreting_the_ERM_Crisis_Country-Specific_and_Systemic_Issues.pdf, Date Of Access: 05.04.2016.
- COAKLEY, Jerry; Ana-Maria FUERTES and Fabio SPAGNOLO; (2004), "Is The Feldstein-Horioka Puzzle History?", **The Manchester School**, 72(5), pp. 569-590.
- COAKLEY, Jerry; Farida KULASI and Ron SMITH; (1996), "Current Account Solvency and the Feldstein-Horioka Puzzle", **Economic Journal**, 106, pp. 620-627.
- COAKLEY, Jerry; Farida KULASI and Ron SMITH; (1998), "The Feldstein-Horioka Puzzle and Capital Mobility: A Review", **International Journal of Finance and Economics**, 3, pp. 169-188.
- COITEUX, Martin and Simon OLIVER; (2000), "The Saving Retention Coefficient in the Long Run and in the Short Run: Evidence from Panel Data", **Journal of International Money and Finance**, 19, pp. 535-548.
- ÇALIŞKAN ÇAVDAR, Şeyma; (2011), "Türkiye İçin İkiz Açık Hipotezinin Testi", **e-Journal of New World Scinces Academy - Social Sciences**, 6(4), pp. 422-431.
- DALY, Vince and Jalal U. SIDDIKI; (2009), "The Twin Deficits in OECD Countries: Cointegration Analysis with Regime Shifts", **Applied Economic Letters**, 16(11), pp. 1155-1164.
- DARRAT, Ali F.; (1988), "Have Large Budget Deficits Caused Rising Trade Deficits?", **Southern Economic Journal**, 54(4), pp. 879-887.

- DE VITA, Glauco and Andrew ABBOTT; (2002), "Are Saving and Investment Cointegrated? An ARDL Bounds Testing Approach", **Economics Letters**, 77, pp. 293-299.
- DEWALD, William G. and Michael ULAN; (1990), "The Twin-Deficit Illusion", **Cato Journal**, 9(3), pp.689-707.
- DİBOĞLU, Selahattin; (1997), "Accounting for US Current Account Deficits: An Empirical Investigation", **Applied Economics**, 29(6), pp. 787-793.
- DOOLEY, Michael; Jeffry FRANKEL and Donald J. MATHIESON; (1987), "International Capital Mobility: What Do Saving-Investment Correlations Tell Us?", **Staff Papers-International Monetary Fund**, 34(3), pp. 503-530.
- ENDERS, Walter and Bong-Soo LEE; (1990), "Current Account and Budget Deficits: Twins or Distant Cousins?", **The Review of Economics and Statistics**, 72(3), pp.373-381.
- FELDSTEIN, Martin and Charles HORIOKA; (1980), "Domestic Saving and International Capital Flows", **The Economic Journal**, 90, pp. 314-329.
- FELDSTEIN, Martin and Phillipe BACCHETTA; (1989), "National Saving and International Investment", **NBER Working Paper Series**, 3164, Internet Address: <http://www.nber.org/papers/w3164.pdf>, Date Of Access: 05.04.2016.
- FELDSTEIN, Martin; (1983), "Domestic Saving and International Capital Movements in the Long Run and the Short Run", **European Economic Review**, 21, pp.331-353.
- FELDSTEIN, Martin; (1992), "The Budget and Trade Deficits Aren't Really Twins", **NBER Working Paper**, 3966, Internet Address: <http://www.nber.org/papers/w3966.pdf>, Date Of Access: 05.04.2016.
- FIDRMUC, Jarko; (2003), "The Feldstein-Horioka Puzzle and Twin Deficits in Selected Countries", **Economic of Planning**, 36, pp. 135-152.
- FRANKEL, Jeffrey A.; (1989), "Quantifying International Capital Mobility in the 1980s", **NBER Working Paper Series**, 2856, Internet Address: <http://www.nber.org/chapters/c5993.pdf>, Date Of Access: 02.05.2015.
- GEORGOPOULOS, George J. and Walid HEJAZI; (2005), "Feldstein-Horioka Meets A Time Trend", **Economics Letters**, 86, pp.353-357.
- GÜLOĞLU, Bülent and Mehmet İVRENDİ; (2010), "Output Fluctuations: Transitory or Permanent? The Case of Latin America", **Applied Economics Letters**, 17, pp. 381-386.
- HOLMES, Mark J.; (2010), "A Reassessment of the Twin Deficits Relationship", **Applied Economics Letters**, 17(12), pp. 1209-1212.
- International Money Found**; (2013), "World Economic Outlook", October 2013, Internet Address: [http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2013/02/pdf / text.pdf](http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2013/02/pdf/text.pdf), Date Of Access: 04.01.2015.

- İSLAM, M. Faizul; (1998), "Brazil's Twin Deficits: An Empirical Examination", **Atlantic Economic Journal**, 26(2), pp.121-128.
- İNCEKARA, Ahmet; (1995), **Globalleşme ve Bölgeselleşme Sürecinde NAFTA ve Etkileri**, İstanbul Ticaret Odası Yayınları, No:1995-14.
- KALYONCU, Hüseyin; (2007), "Budget and Current Account Deficit in Asian Countries", **Empirical Economic Letters**, 6(2), pp. 101-108.
- KATSIMI, Margarita and Thomas MOUTOS; (2007), "Human Capital and the Feldstein-Horioka Puzzle", **Cesifo Working Paper Series**, 1914, Internet Address: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=963978, Date Of Access: 04.01.2015.
- KEJRIWAL, Mohitosh; (2008), "Cointegration with Structural Breaks: An Application to the Feldstein-Horioka Puzzle", **Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics**, 12(1), pp. 1-37.
- KETENCİ, Natalya; (2013), "The Feldstein-Horioka Puzzle in Groupings of OECD Members: A Panel Approach", **Research in Economics**, 67(1), pp. 76-87.
- KHALID, Ahmed M. and Teo Wee GUAN; (1999), "Causality Tests of Budget and Current Account Deficits: Cross-Country Comparisons", **Empirical Economics**, 24(3), pp. 389-402.
- KIM, Chul-Hwan and Donggeun KIM; (2006), "Does Korea Have Twin Deficits?", **Applied Economics Letters**, 13, pp. 675-680.
- KOLLIAS, Christos; Nikolaos MYLONIDIS and Suzanna-Maria PALEOLOGOU; (2008), "The Feldstein-Horioka Puzzle Across EU Members: Evidence from the ARDL Bounds Approach and Panel Data", **International Review of Economics and Finance**, 17, pp. 380-387.
- KROL, Robert; (1996), "International Capital Mobility: Evidence from Panel Data", **Journal of International Money and Finance**, 15, pp. 467-474.
- KRUGMAN, Paul R; Maurice OBSTFELD and Marc MELITZ; (2012), **International Economics Theory and Policy**, Ninth Edition, Boston: Addison-Wesley.
- KULKARNI, Kishore G. and Eric Lee ERICKSON; (2001), "Twin Deficit Revisited: Evidence From India, Pakistan and Mexico", **The Journal of Applied Business Research**, 17(2), pp. 97-116.
- LAU, Evan and Ahmad Zubaidi BAHARUMSHAH; (2006), "Twin Deficits Hypothesis in SEACEN Countries: A Panel Data Analysis of Relationships Between Public Budget and Current Account Deficits", **Applied Econometrics and International Development**, 6(2), pp. 213-226.
- LEACHMAN, Lori L. and Bill FRANCIS; (2002), "Twin Deficits: Apparition or Reality?", **Applied Economics**, 34(9), pp. 1121-1132.
- MAGAZZINO, Cosimo; (2012), "The Twin Deficits Phenomenon: Evidence from Italy", **Journal of Economic Cooperation and Development**, 33(3), pp. 65-80.

- MARINHEIRO, Carlos Fonseca; (2008), "Ricardian Equivalence, Twin Deficits, and The Feldstein-Horioka Puzzle in Egypt", **Journal of Policy Modeling**, 30, pp. 1041-1056.
- MENYAH, Kojo; Şaban NAZLIOĞLU and Yemane WOLDE-RUFANEL; (2014), "Financial Development, Trade Openness and Economic Growth in African Countries: New Insights from a Panel Causality Approach", **Economic Modelling**, 37, pp. 386-394.
- MERCAN, Mehmet; (2014), "Feldstein-Horioka Hipotezinin AB-15 ve Türkiye Ekonomisi için Sınanması: Yatay Kesit Bağımlılığı Altında Yapısal Kırılmalı Dinamik Panel Veri Analizi", **Ege Akademik Bakış**, 14(2), ss. 231-245.
- MICCO, Alejandro; Ernesto STEIN and Guillermo ORDOÑEZ; (2003), "The Currency Union Effect on Trade: Early Evidence from EMU", **Economic Policy**, 18(37), pp. 315-356.
- MILLER, Stephen M. and Frank S. RUSSEK; (1989), "Are the Twin Deficits Really Related?", **Contemporary Policy Issues**, 7(4), pp. 91-115.
- MURPHY, Robert G.; (1984), "Capital Mobility and the Relationship Between Saving and Investment Rates", **Journal of International Money and Finance**, 3, pp. 327-342.
- MURTHY, N. R. Vasudeva; (2009), "The Feldstein-Horioka Puzzle in Latin American and Caribbean Countries: A Panel Cointegration Analysis", **Journal of Economics and Finance**, 33, pp. 176-188.
- NARAYAN, Paresh Kumar and Russell SMYTH; (2008), "Energy Consumption and Real GDP in G7 Countries: New Evidence from panel Cointegration with Structural Breaks", **Energy Economics**, 30, pp. 2331-2341.
- NORMANDIN, Michel; (1999), "Budget Deficit Persistence and The Twin Deficits Hypothesis", **Journal of International Economics**, 49 (1), pp. 171-193.
- OBSTFELD, Maurice; (1985), "Capital Mobility in the World Economy: Theory and Measurement", **NBER Working Paper Series**, 1692, Internet Address: <http://www.nber.org/papers/w1692.pdf>, Date of Access: 05.04.2016.
- OH, Keun-Yeob; Bong-Han KIM, Hong-Kee KIM and Byung-Chul AHN; (1999), "Savings-Investment Cointegration in Panel Data", **Applied Economics Letters**, 6(8), pp. 477-480.
- ÖZMEN, Erdal and Kağan PARMAKSIZ; (2003a), "Policy Regime Change and the Feldstein-Horioka Puzzle: the UK Evidence", **Journal of Policy Modeling**, 25, pp.137-149.
- ÖZMEN, Erdal and Kağan PARMAKSIZ; (2003b), "Exchange Rate Regimes and the Feldstein-Horioka Puzzle: the French Evidence", **Applied Economics**, 35, pp. 217-222.

- PAHLAVANI, Mosayeb and Ali S. SALEH; (2009), "Budget Deficits and Current Account Deficits in The Philippines: A Causal Relationship?", **American Journal of Applied Sciences**, 6(8), pp. 1515-1521.
- PAPADOGONAS, Theodore and Yannis STOURNARAS; (2006), "Twin Deficit and Financial Integration in EU Member-States", **Journal of Policy Modelling**, 28(5), pp. 595-602.
- PAYNE, James E. and Rısa KUMAZAWA; (2006), "Capital Mobility and The Feldstein-Horioka Puzzle: Re-Examination of Less Developed Countries", **The Manchester School**, 74 (5), pp. 610-616.
- PESARAN, M. Hashem and Elisa TOSETTI; (2011), "Large Panels with Common Factors and Spatial Correlation", **Journal of Econometrics**, 161, pp.182-202.
- PESARAN, M. Hashem and Takashi YAMAGATA; (2008), "Testing Slope Homogeneity in Large Panels", **Journal of Econometrics**, 142 (1), pp.50-93.
- PESARAN, M. Hashem; (2004), "General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels", **University of Cambridge Working Paper**, 0435, Internet Address: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=572504, Date of Access: 10.09.2014.
- PESARAN, M. Hashem; (2006), "Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with a Multifactor Error Structure", **Econometrica**, 74(4), pp. 967-1012.
- PESARAN, M. Hashem; (2007), "A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross Section Dependence", **Journal of Applied Econometrics**, 22(2), pp. 265-312.
- PESARAN, M. Hashem; Aman ULLAH and Takashi YAMAGATA; (2008), "A Bias-Adjusted LM Test of Error Cross Section Independence", **The Econometrics Journal**, 11(1), pp. 105-127.
- PETRESKA, Despina and Nikica MOJSOSKA-BLAZEVSKI; (2013), "The Feldstein-Horioka Puzzle and Transition Economies", **Economic Annals**, 58 (197), pp.23-45.
- RAO, B. Bhaskara; Artur TAMAZIAN and Saten KUMAR; (2010), "Systems GMM Estimates of the Feldstein-Horioka Puzzle for the OECD Countries and Tests for Structural Breaks", **Economic Modelling**, 27, pp. 1269-1273.
- ROSENSWEIG, Jeffrey A. and Ellis W. TALLMAN; (1993), "Fiscal Policy and Trade Adjustments: Are The Really Twins?", **Economic Inquiry**, 31(4), pp. 580-594.
- SARNO, Lucio and Mark P. TAYLOR; (1998), "Exchange Controls, International Capital Flows and Saving-Investment Correlations in the UK: An Empirical Investigation", **Weltwirtschaftliches Archiv**, 134 (1), pp.69-98.

- ŞANLIOĞLU, Ömer; (2010), "Almanya'nın Birleşmesinin 20. Yılı: Ekonomi Politikalarının Başarısı Açısından Bir Değerlendirme", **Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi**, 6 (1), ss.73-101.
- WESTERLUND, Joakim; (2006), "Testing for Panel Cointegration with Multiple Structural Breaks", **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 68, pp. 101-132.
- YILDIRIM, Kemal; Mehmet MERCAN ve S. Fatih KOSTAKOĞLU; (2013), "Satın Alma Gücü Paritesinin Geçerliliğinin Test Edilmesi: Zaman Serisi ve Panel Veri Analizi." **Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, 8(3), ss.75-95.
- ZIETZ, Joachim and Donald K. PEMBERTON; (1990), "The US Budget and Trade Deficits: A Simultaneous Equation Model", **Southern Economic Journal**, 57(1), pp.23-34.