

Doğuş Üniversitesi Dergisi, 20 (1) 2019, 61-79

Feldstein-Horioka Bulmacası: İkinci Nesil Panel Eşbütünleşme Analizi

Feldstein-Horioka Puzzle: Second Generation Panel Cointegration Analysis

Mustafa KIZILTAN⁽¹⁾, Anna GOLOVKO⁽²⁾, Ahmet Burçin YERELİ⁽³⁾

ÖZ: Bu çalışmada 1980-2014 dönemi için yatırım-tasarruf ilişkisi gelişmişlik seviyesine göre ülke grupları açısından toplulaştırılmış verilere dayanılarak ikinci nesil panel birim kök ve eşbütünleşme testleri yardımı ile analiz edilecektir. Bu amaçla yatırım-tasarruf ilişkisi konusunda kısa ve uzun dönem ilişkileri incelemek için sağlam bir araç olan Feldstein-Horioka Bulmacası çerçevesinde bir analiz yapılmıştır. Analiz sonuçları beklentilere paralel olarak sermaye hareketliliğinin ülke grupları arasında gelişmişlik düzeyine bağlı olarak farklılaştığını açık bir şekilde ortaya koymaktadır.

Anahtar Kelimeler: Sermaye Hareketliliği, Yatırım ve Tasarruf, Feldstein-Horioka Bulmacası, Panel Veri Analizi

Abstract: *In this study, investment-saving relationship for the period of 1980-2014 will be analyzed by second generation panel cointegration techniques based on aggregated data of country groups according to their development level. For this purpose, Feldstein-Horioka Puzzle analysis was conducted as a robust tool for examining short and long term relationships in investment-saving relationship. The results of the analysis clearly show that, as parallel to the expectations, capital mobility varies depending on the level of development among groups of countries.*

Keywords: Capital Mobility, Investment and Saving, Feldstein-Horioka Puzzle, Panel Data Analysis

JEL Classifications: C23, F21, F41

1. Giriş

Günümüzde tasarruf açığı olan ve cari açık sorunu ile mücadele eden gelişmekte olan ülkeler, yatırımlarını finanse etmek için yabancı sermaye çekmeye çalışmaktadırlar. Keynesyen gelir ve harcama eşitliğine göre, ülkelerin bu sorunlarla mücadele etmek için ellerindeki temel araçlar ya bütçe disiplini sağlamaları ya da yabancı yatırım çekerek bu iç tasarruf açıklarını telafi etmeleridir (Özdemir ve Olgun, 2009; Fidrmuc, 2003; Misztal, 2011). Ancak tüketim eğilimlerinin oldukça yüksek olması, ithalata dayalı bir piyasa yapısı ve altyapı yatırımlarındaki eksiklikler (Mikesell ve Zinser, 1973) bu ülkelerde bütçe disiplininden bazı tavizler verilmesine ve kamu borçlarının tahmin edilenin ötesinde artmasına neden olmaktadır (Roubini ve Sachs, 1989; Roubini, 1989). Bu sebeple yabancı yatırımlara duyulan ihtiyaç giderek artmaktadır. Ancak sermayenin oynaklığı buna ihtiyaç duyan ülkeler için bir risk unsuru da oluşturmaktadır. Bu risk ülkelerin para ve maliye politikalarına yönelik kararlarında

⁽¹⁾Hacettepe Üniversitesi, İİBF, Maliye Bölümü, mustafa.kiziltan@hacettepe.edu.tr

⁽²⁾Sosyoekonomi Topluluğu, golovko.anna@gmail.com

⁽³⁾ Hacettepe Üniversitesi, İİBF, Maliye Bölümü, aby@hacettepe.edu.tr

Geliş/Received: 13-01-2017, Kabul/Accepted: 30-07-2018

ve makroekonomik değişkenler üzerinde oldukça etkilidir (Kibritçioğlu ve Ninjbat, 2006).

Bu çalışmanın amacı genel olarak uluslararası sermaye hareketliliğinin düzeyini ve özel olarak ise yatırım-tasarruf ilişkisini; gelir gruplarına göre toplulaştırılmış ülke grupları için ve tek tek ülkeler özelinde ikinci nesil panel eşbütünleşme yaklaşımını kullanarak analiz etmektir. Bu amaçla çalışma temel olarak, bu alanda literatürde sıklıkla kullanılan ve Feldstein ve Horioka (F-H) (1980) tarafından geliştirilmiş hipoteze dayanmaktadır. Literatür incelendiğinde genellikle F-H'nın temel çalışmasında yer alan klasik model çerçevesinde analizler yapıldığı, ancak genişletilmiş modelin analizinin ise göz ardı edildiği görülmektedir. Bu açıdan çalışmamız, sermaye hareketliliğini etkilediği düşünülen genişletilmiş modelde yer alan faktörleri de içerecek şekilde kurgulanmıştır. Bu bağlamda hipotez, 134 ülkeye ait 35 yılı (1980-2014) kapsayan geniş bir veri seti çerçevesinde gelişmişlik seviyeleri de dikkate alınarak ikinci nesil panel eşbütünleşme testleri ve tahmin yöntemleri kullanılarak incelenmektedir. Mevcut çalışmalarda genellikle sadece belli ülke gruplarının dikkate alınması (Murthy, 2009; Bangake ve Eggoh, 2012; Petreska ve Mojsoska-Blazevski, 2013) nedeniyle geniş bir analiz yapılmasının literatüre de katkı sağlayacağı düşünülmektedir. Bu kapsamda, bir sonraki bölümde ilgili teorik ve ampirik literatüre yer verilecektir. Bunu takip eden üçüncü bölümde ekonometrik model ve veriler tanıtılacaktır. Metodoloji ve analizi içeren dördüncü bölümde ekonometrik metodoloji ile tahmin sonuçları ve bu sonuçlara ait yorumlar yer alacaktır. Sonuç bölümü ise yapılan tahminlerin bulgularının genel bir özeti ile bu konudaki değerlendirmelerimizi içerecektir.

2. Teorik ve Ampirik Literatür

Obstfeld ve Rogoff (2000) tarafından uluslararası iktisat literatüründe yer alan 6 temel bulmacadan birisi olarak görülen F-H hipotezi yayınlandığı günden bu yana oldukça ilgi görmüş ve birçok teorik ve ampirik çalışmanın konusu olmuştur. Feldstein ve Horioka (1980) bu çığır açan çalışmalarında 1960-1974 arasında 16 OECD (Ekonomik İşbirliği ve Kalkınma Örgütü) üyesi ülkeyi yatay kesit veriler ile analiz etmişlerdir. Bu çalışmalarında tam sermaye hareketliliği ortamında yurtiçi tasarruflar ile yatırımlar arasındaki ilişkiyi incelemişler ve sermaye tutma oranının örneklemde yer alan ülkeler için 0.87 ile 0.94 arasında olduğunu tahmin etmişlerdir:

$$\left(\frac{I}{Y}\right)_i = \alpha + \beta \left(\frac{S}{Y}\right)_i \quad i = 1, 2, 3, 4, \dots, N \quad (1)$$

Yukarıda yer alan (1) numaralı denklemde I ; i ülkesindeki kamu ve özel toplam yurtiçi yatırımları, S ; kamu ve özel toplam yurtiçi tasarrufları, Y ise Gayri Safi Yurtiçi Hasılayı (GSYİH) ifade etmektedir. Bu temel denklemde 0 ile 1 arasında değerler alan β katsayısı F-H katsayısı olarak bilinmektedir ve yurtiçi sermaye tutma oranını (Feldstein ve Bacchetta, 1989) göstermektedir. Yurtiçi yatırımlar ile yurtiçi tasarruflar arasında tam bir ilişkinin söz konusu olduğu uç durumda katsayı 1 değerini alacaktır. Bu durum ülke içinde herhangi bir yabancı yatırım olmadığını, tüm yatırımların yurt içi fonlarla karşılandığını göstermektedir. Böyle bir durumda sermayenin hareketliliği 0, yurtiçinde tutulan sermaye ise % 100'dür. Diğer uç örnek ise β 'nin 0 değerini aldığı yurtiçi yatırımların tamamının yurtdışı fonlarla karşılandığı,

yurtiçindeki fon tutma oranının % 0, sermayenin hareketliliğinin ise tam olduğu küçük ülke varsayımdır.

Tam sermaye hareketliliği varsayımına göre sermaye, yüksek getiri beklentisine göre hareket ederken, F-H hipotezine göre yurtiçi tasarruflar ile yatırımlar arasındaki yüksek pozitif ilişki düşük sermaye hareketliliğine yol açarak, yurtiçi tasarrufların yurtiçi yatırımlara dönüştüğünü, yabancı yatırımların ise yurtiçinde oldukça düşük bir rol oynadığını ifade eder. Bu durum temel denklemde yer almayan başka değişkenlerin etkisine işaret etmektedir. Bu nedenle modele F-H tarafından nüfus büyüme oranı, ülkelerin ekonomik büyüklükleri ve ülkelerin dış ticarete açıklık dereceleri gibi değişkenler eklenmiştir (Petreska ve Mojsoska-Blazevski, 2013).

Hipotez aslında, tek başına küresel sermaye piyasalarının ülkeler arasında net sermaye transferini sağlayamadığını, bunun için hem finans hem de mal piyasalarında tam bir entegrasyon olması gerektiğini savunmaktadır. Buna göre ticaretin serbestçe yapılmasını engelleyecek her türlü kısıtlama sermayenin de hareketlerini sınırlandırarak F-H'nin bulgularına yakın değerler üretilmesine yol açacaktır (Ford ve Horioka, 2016).

Sinha ve Sinha'ya (2004) göre iktisat literatüründe yer alan bulmacaların temeli olan hipotezin yayımlandığı günden bu yana bu kadar ilgi görmesinin nedeni belli açılardan halen geçerliliğini korumasıdır. Sermayenin ülkeler arasında hareketliliğinin arttığı bir ortamda, birçok çalışmada hipotezin aksi sonuçlar bulunsa da hipotezi destekler nitelikte sonuçlar da elde edilmektedir. Literatürde yer alan çalışmalar F-H tarafından ulaşılmış sonuçları sorgulamakta, yatırımlar ve tasarruflar arasındaki ilişkiyi yüksek uluslararası sermaye hareketliliği ortamında açıklamaya çalışmaktadırlar. Bu durum farklı dönemleri ve farklı ülke ve ülke gruplarını inceleyen yatay kesit, zaman serisi ve panel veri modellerine dayalı çalışmalardan elde edilen sonuçların da doğal olarak farklılaşmasına neden olmaktadır¹.

Literatürü geçmişten günümüze ortaya koyan önemli bir çalışmaya imza atan Aspergis ve Tsoumas (2009) tam sermaye hareketliliği durumunda tasarrufların küresel ölçekteki önemli yatırım projelerinin finansmanı için kullanıldığını belirtmişlerdir. Böyle bir durumda yatırımlar ile yurtiçi tasarruflar arasındaki doğrudan ilişki ortadan kalkacaktır.

Yüksek oranda dünyaya açık olan Avustralya için F-H hipotezini analiz eden Schmidt (2003) ise vergi politikalarının tasarruf oranlarını etkilemesi açısından yatırım-tasarruf ilişkisini incelemiştir ve çalışmasının bulgularına göre yatırımları arttırmak için tasarruf oranlarına vergiler ile müdahale etmenin sınırlı bir politik etkisi olduğunu savunmuştur.

Ketenci (2012 ve 2013) ise Avrupa Birliği (AB) üyesi ülkeleri ve 26 OECD üyesi ülke ile birlikte AB üyesi 15, Kuzey Amerika Serbest Ticaret Bölgesi (NAFTA) ve Gelişmiş 7 ülkeyi alt gruplar halinde incelediği çalışmalarında tasarruf tutma oranlarının ülke grupları için farklılaştığını göstermektedir. Bu analizi yaparken ülke

¹ Ayrıntılı literatür incelemesi için Aspergis ve Tsoumas'a (2009), tek tek ülkeler bazında çalışmalara bir örnek olarak Chakrabarti'ye (2006) ve literatürde yer alan yatay kesit, zaman serisi ve panel veri çalışmalarının geniş bir incelemesi için ise Coakley vd. (1998) ile Yalçınkaya ve Hüseyini'ye (2016) bakılabilir.

ekonomilerinin geçirmiş olduğu yapısal değişimleri de dikkate almak için yapısal kırılma modelleri kullanmıştır. Bulguları, hipotezin yapısal değişimler dikkate alınmadan analizinin, tasarruf tutma katsayısının yüksek tahminine neden olacağını ileri sürmektedir.

Otoregresif dağıtılmış gecikme modeli (ARDL) ile Amerika Birleşik Devletleri'ni (ABD) 1946-2001 arasında alt dönemler halinde inceleyen De Vita ve Abbott (2002) ise dönemler arası bütçe kısıtında ifade edildiği şekilde tasarruf ve yatırım oranlarını tüm dönemler için eş bütünleşik bulmuşlardır. Ancak bu ilişki ABD'nin 1970 sonrası geçirdiği serbestleşme ile zayıflamakta, tasarruf tutma katsayısı anlamlı biçimde azalmaktadır. De Vita ve Abbott'un yöntemini takip ederek F-H ilişkisini 1968-2008 döneminde Türkiye için analiz eden İyidoğan ve Balıkcıoğlu (2010) ise sermayenin hareketliliğinin, yatırımların yurtiçi tasarruflara olan bağımlılığını azalttığını ve bu nedenle hipotezin Türkiye için geçerli olmadığını ortaya koymuşlardır. Türkiye için yatırım-tasarruf ve büyüme ilişkisini F-H hipotezi temelinde inceleyen Yentürk vd. (2009) ise Türkiye'nin uyguladığı yatırımları ve büyümeyi, tasarrufları arttırmak kanalıyla destekleme anlayışına dayalı sıkı para ve maliye politikalarını eleştirmektedirler. Onlara göre tasarrufların, yatırımları ve büyümeyi teşvik ettiği varsayımı Türkiye için geçersizdir. Çalışmalarının bulgularına göre tasarruf ve yatırımların belirleyicisi bizzat büyümenin kendisidir.

3. Ekonometrik Model ve Veriler

Bu çalışmanın ampirik analizinde, geniş bir araştırma yapmak amacıyla Feldstein ve Horioka'nın (1980) temel makalesinde yer alan klasik ve genişletilmiş modeller kullanılmıştır. Klasik model aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$\left(\frac{I}{Y}\right)_{it} = \alpha + \beta \left(\frac{S}{Y}\right)_{it} + u_{it} \quad i = 1, 2, 3, 4, \dots N \quad (2)$$

Burada bağımlı değişken $\left(\frac{I}{Y}\right)_{it}$, i ülkesinde t döneminde yurtiçi yatırımların GSYİH içindeki payı iken, açıklayıcı değişken $\left(\frac{S}{Y}\right)_{it}$ yurtiçi tasarrufların GSYİH içindeki payı, u_{it} ise hata terimidir. Genişletilmiş modelde ise teoriye uygun şekilde klasik modelde yer alan değişkenlere ilave olarak ekonomik açıklık, ülkelerin büyüklükleri ve nüfus büyüme oranlarının da etkisi görülmeye çalışılmıştır.

$$\left(\frac{I}{Y}\right)_{it} = \alpha + \beta \left(\frac{S}{Y}\right)_{it} + \gamma_1 Op_{it} + \gamma_2 B_{it} + \gamma_3 P_{it} + u_{it} \quad i = 1, 2, 3, 4, \dots N \quad (3)$$

Yatırım-tasarruf ilişkisinin cari açık ve açık ekonomi modelleri ile ilişkili olması nedeniyle (Obstfeld, 1986) sermaye hareketliliği ülkelerin dış açıklık derecelerinden etkilenmektedir (Eslamloueyan ve Jafari, 2010). Bu nedenle öncelikle ilave değişken olarak ticarete açıklık derecesi (Op_{it}) genişletilmiş modele dâhil edilmektedir. Harberger (1980) sermaye piyasalarını incelediği çalışmasında ülke büyüklüklerinin F-H modelleri ile ilişkisini, büyük ülkelerin farklı sektörlerin yer aldığı derin ekonomilere sahip olmaları nedeniyle küçük ülkelere göre tasarruf ve yatırım şoklarını dengeleyebildikleri için dış finansman kaynaklarına daha az ihtiyaç duydukları şeklinde açıklamıştır. Küçük bir ülkede bir sektörde yaşanacak olan krizlerin veya dengesizliklerin ekonominin genelini etkileme potansiyeli bu nedenle daha yüksektir (Dooley vd. 1987). Bu amaçla genişletilmiş modelde ülke büyüklüğü (B_{it}) de yer

almaktadır. Demografik faktörlerin, yaş ve beşeri sermayenin makroekonomik değişkenler üzerindeki etkisini anlatan geniş bir literatür mevcuttur (Masson ve Tryon, 1990, Fair ve Dominguez, 1991). Genç ve yaşlı nüfusun fazla olduğu ülkelerde uzun dönemli cari açık problemleri yaşanabilmektedir (Coakley vd. 2004; Coakley vd. 1996). Bu nedenle nüfus değişkenleri (P_{it}) çeşitli şekillerde F-H modellerinde yatırım-tasarruf ilişkilerini açıklamak için de kullanılmaktadırlar.²

Ayrıca çalışmamızda uzun dönemli ilişki Feldstein ve Horioka'nın (1980) aksine yatay kesit yerine ikinci nesil panel eşbütünleşme yöntemleri ile gelir seviyesine göre sınıflandırılmış ülke grupları için farklı dönemler halinde analiz edilmiştir. Bu amaçla çalışmamızda toplam olarak 134 ülkeye ait 35 yıllık (1980-2014) veri kullanılmıştır. Eski SSCB ülkeleri (14 ülke) ise veri kısıtı sebebiyle sadece 1995-2014 dönemi için örneklemin dışında tutularak ayrıca incelenmiştir. Geriye kalan 120 ülke ise “*Dünya*” olarak adlandırılmış ve gelişmişlik seviyesine bağlı olarak yatırım-tasarruf ilişkisinin değişimini analiz etmek amacıyla, Dünya Bankası'nın gelir sınıflandırmasına göre kendi içinde 5 farklı gruba ayrılmıştır: “*Yüksek gelirli: OECD*”, “*Yüksek gelirli: OECD dışı*”, “*Üst orta gelirli*”, “*Düşük orta gelirli*” ve “*Düşük gelirli*”. Bu ülkeler ve sınıflandırmaları Ek 1’de yer almaktadır.

Analizde, GSYİH'nin yüzdesi olarak alınan yatırım ve tasarruf oranları ile ülkelerin ekonomik büyüklüğünü gösteren GSYİH (cari fiyatlarla, ABD doları) verileri Uluslararası Para Fonu (IMF) ‘Dünya Ekonomin Görünüm Raporu, (Nisan 2016)’ ülkelerin dışa açıklık derecelerini yansıtan ticaret açıklığı (ülke toplam dış ticaretinin GSYİH’ sine oranı) ve demografik etkileri temsil eden yıllık nüfus büyüme oranları ise Dünya Bankası (WB) ‘Dünya Kalkınma Göstergeleri’ veri tabanlarından alınmıştır.

Çalışmamızda 2014 yılından sonraki dönemin analiz dışı bırakılmasının başlıca nedeni ülke sayısının fazla olması nedeniyle verilerdeki homojenliğin nispeten sağlanması ve tüm ülkelerin benzer dönemleri kapsamına çalışılmasıdır. Örneğin çalışmanın yapıldığı dönemde ülkelerin yaklaşık %20’si için ticarete açıklık verisi 2014 yılından itibaren elde edilememiştir. Bu nedenle çalışmamız belirtildiği gibi eski SSCB ülkeleri hariç 1980-2014 dönemini kapsayacak şekilde oluşturulmuştur.

4. Ekonometrik Yöntem ve Analiz

Analizimizde her bir panel veri seti için dört aşamalı tahmin yöntemi uygulanmıştır. Güvenilir sonuçlar almak için öncelikle yatay kesit bağımlılığı araştırılmış ve sonuçlara bağlı olarak sonraki aşamalarda birinci nesil mi yoksa ikinci nesil mi analizlerin kullanılacağına karar verilmiştir. Ardından serilerin durağanlığı, uygun panel birim kök testleri aracılığı ile incelenmiştir. Analizin üçüncü aşamasında düzey değerlerinde durağan olmayan seriler için uzun dönem eşbütünleşme ilişkilerinin varlığı sınanmıştır. Son aşamada ise yatırım ve tasarruf oranları arasında uzun dönemde ilişki tespit edilen gruplarda eşbütünleşme katsayısının (β) büyüklükleri, klasik ve genişletilmiş modeller çerçevesinde farklı dönemler için tahmin edilmiştir. Ayrıca ülkelerin bireysel eşbütünleşme etkisi tahminlerine de yer verilmiştir.

² Literatürde dışa açıklık derecesinin, ülke büyüklüklerinin ve nüfus değişkenlerinin F-H modellerine ilave edildiği çok sayıda örnek çalışma yer almaktadır (Dooley vd. (1987), Eslamloueyan ve Jafari, (2010), Bahmani-Oskooee ve Chakrabarti, (2005), Kool ve Keijzer (2009), Ho ve Chiu (2001), Ho (2003), Chakrabarti (2006), Coakley vd. (1998), Helliwell (2004), Domeij ve Floden (2003), Aksoy vd. (2012), Horioka ve Terada-Hagiwara (2011)).

4.1. Yatay Kesit Bağımlılıklarının Test Edilmesi

Panel veri analizinde seriler arasında yatay kesit bağımlılığın olması durumunda bunun göz ardı edilmesi sapmalı sonuçlara ve dolayısıyla hatalı yorumlara yol açabilmektedir (Pesaran, 2004; Chudik vd. 2011). Paneldeki serilerin yatay kesit olarak bağımlı olması mekânsal yayılma etkileri, gözlenemeyen ortak şoklar, sosyal etkileşim veya bu faktörlerin tümünün birleşimi gibi sebeplerden ortaya çıkabilmektedir (Breitung ve Pesaran, 2008). Yatay kesit bağımlılığının varlığı; analizde kullanılacak panel birim kök testlerinin, eşbütünleşme testlerinin ve değişkenler arasında eşbütünleşme tespit edildiğindeyse, uzun dönem etkinin büyüklüğünün tahmininde yararlanılacak uygun tahmin edicinin seçimi için belirleyicidir. Bu yüzden güvenilir sonuçlar almak, analize yatay kesit bağımlılığının araştırılmasıyla başlanmasını gerektirir.

Yatay kesit bağımlılığı genellikle Breusch ve Pagan (1980) Lagrange Çarpanı (Lagrange multiplier / LM) ve Pesaran (2004) Yatay Kesit Bağımlılığı (Cross-sectional dependence / CD) testleri yardımıyla araştırılmaktadır.³ Panelin zaman boyutu (T) yatay kesit boyutundan (N) yüksekse LM testi, yatay kesit boyutu büyük olduğundaysa CD testi kullanılmaktadır. Pesaran (2004, s. 9) ayrıca CD testin N ve T sonsuza giderken de geçerli olduğunu göstermiştir. Buna dayanarak çalışmamız kapsamında yatay kesitler arasındaki bağımlılığın varlığı CD test ile sınanmıştır. Bu test, paneli oluşturan her bir yatay kesit birimi için en küçük kareler (EKK) yöntemiyle tahmin edilen regresyonlardan bulunan kalıntıların ikili korelasyon katsayılarının ortalamasına dayanmaktadır (Pesaran, 2004).

Tablo 1: Yatay kesit bağımlılığı testi sonuçları

| | <i>Dünya</i> | <i>Yüksek gelirli: OECD</i> | <i>Yüksek gelirli: OECD dışı</i> | <i>Üst orta gelirli</i> | <i>Düşük orta gelirli</i> | <i>Düşük gelirli</i> | <i>Eski SSCB</i> |
|--------------------|---------------------|-----------------------------|----------------------------------|-------------------------|---------------------------|----------------------|---------------------|
| <i>Yatırım</i> | 19.75*** (0.000) | 22.89*** (0.000) | 3.66*** (0.000) | 9.17*** (0.000) | 2.70*** (0.007) | 5.91*** (0.000) | 9.25*** (0.000) |
| <i>Tasarruf</i> | 25.56*** (0.000) | 12.06*** (0.000) | 4.32*** (0.000) | -1.31 (0.192) | 21.56*** (0.000) | 2.70*** (0.007) | 15.17*** (0.000) |
| <i>Denklem (2)</i> | 27.08*** (0.000) | 19.26*** (0.000) | 4.89*** (0.000) | 9.13*** (0.000) | 5.99*** (0.000) | 3.23*** (0.001) | 5.16*** (0.000) |

Not: ***, ** ve * boş hipotezin (ülkeler arasında bağımlılık yok) sırasıyla % 1, % 5 ve % 10 olasılık düzeylerinde reddedildiğini göstermektedir. Rapor edilen değerler CD test istatistikleridir. Parantez içindeki rakamlar ise olasılık değerleridir.

CD testi hem değişkenler ve hem de temel F-H modeli olan (2) numaralı denklem için ayrı ayrı uygulanmıştır. Yukarıda Tablo 1’de özetlenen CD testi sonuçlarına göre, yatay kesitler arasında bağımlılık yoktur şeklindeki boş hipotez, “Üst orta gelirli” ülkeleri içeren modeldeki tasarruf serisi⁴ hariç, tüm modellerde güçlü bir şekilde

³ Panel veri analizinde yatay kesit bağımlılığı, modelin yapısına bağlı olarak mekânsal bağımlılık (spatial dependence) ve faktör yapısı (factor structure) gibi alternatif yaklaşımlar çerçevesinde değerlendirilmektedir (Pesaran, 2004; Moscone ve Tosetti, 2009). Yatay kesit bağımlılığının araştırılmasında uygulanan testler hakkında ayrıntılı bilgi için Sarafidis ve Wansbeek (2012) çalışmasına, ayrıca doğrusal olmayan modellerde yatay kesit bağımlılığın test edilmesi konusu için ise Hsiao vd. (2009) çalışmasına bakılabilir.

⁴ ‘Üst orta gelirli’ grubuna ait tasarruf serisinde ‘yatay kesit bağımlılığı yok’ sonucu analizlerin ilerleyen aşamalarında uygun test teknikleri kullanılarak göz önünde bulundurulmaktadır. Literatürde bazı ülkelerde tasarrufların yatay kesitsel olarak bağımsız olduklarına ilişkin bulgular mevcuttur: Örneğin, Petreska ve Mojsoska-Blazevski (2013) geçiş ekonomileri için Feldstein-Horioka bulmacasını test ettikleri

reddedilmektedir. Böylelikle, bir grup hariç, hem yatırım hem de tasarruf oranlarında yatay kesit bağımlılığının var olduğu ve bunun dikkate alınması gerektiği tespiti yapılmıştır. CD testinden elde edilen bu sonuçların, bir ülkenin yatırım ve/veya tasarruf oranlarında meydana gelen bir şokun diğer ülke(ler)deki yatırım ve/veya tasarruf oranlarını etkilediğine işaret etmesi aslında hızlı küreselleşmenin bir göstergesidir.

4.2. Panel Birim Kök Sınamaları

Eşbütünleşme analizi aşamasından önce tüm değişkenlerin aynı düzeyde bütünlük olduklarının doğrulanması için ise birim kök testleri uygulanır (Bangake ve Eggoh, 2012). Yatay kesit bağımlılığı varsayımına göre panel birim kök testleri iki ana gruba ayrılmaktadırlar: Birinci nesil panel birim kök testlerinde paneli oluşturan serilerin kesitsel bağımsız oldukları, birimlerin özelliklerine bağlı olarak ise homojen veya heterojen oldukları, ikinci nesil panel birim kök testlerinde ise serilerin yatay kesitsel bağımlı oldukları varsayılmaktadır.⁵

Çalışmamızda serilerin bütünlük derecelerinin tespiti amacıyla Pesaran (2007) tarafından geliştirilen Yatay Kesit Genişletilmiş Dickey Fuller (Cross-Sectionally Augmented Dickey-Fuller / CADF) testi uygulanmıştır. CADF testinde yatay kesit bağımlılığı sorununun ortadan kaldırılması için, standart bir Dickey Fuller regresyonu paneldeki her bir serinin gecikmeli değerlerinin yatay kesitsel ortalamaları ve birinci farkları ile genişletilmektedir. CADF testi kapsamında her yatay kesitte, “Birim köke sahiptir” ($H_0: b_i=0$ tüm i 'ler için)⁶ şeklindeki boş hipotezin sınanması gecikmeli değerlere ait katsayılarının (b_i 'nin) EKK tahmini \hat{b}_i 'nin t -değerine dayanmaktadır (Pesaran, 2007: 269). Bu nedenle gecikme uzunlukları test sonuçlarını etkileyebildiği için CADF testi uygulanmadan önce Akaike (AIC), Schwarz (SC) ve Hannan-Quinn (HQ) bilgi kıstaslarına göre uygun olan gecikme uzunlukları belirlenmiştir. Bununla birlikte “Üst orta gelirli” grubuna ait tasarruf serisi için ilk aşamada yatay kesitsel olarak bağımsız tespiti yapıldığından, bunu dikkate alan Maddala ve Wu (1999) Fisher ADF panel birim kök testi⁷ serinin durağanlığını araştırmak için uygulanmış ve bu teste ait sonuçlar da Tablo 2.b'de verilmiştir.

çalışmalarında Güneydoğu Avrupa ile Orta ve Doğu Avrupa ülkelerine ait tasarruf serilerinde yatay kesit bağımlılığının olmadığını tespit etmiştir.

⁵ Panel birim kök testleri ile ilgili ayrıntılı bilgi için Breitung ve Pesaran (2008), Gutierrez (2006), Hurlin ve Mignon (2007) çalışmalarına bakılabilir.

⁶ Alternatif hipotez ise paneli oluşturan ‘yatay kesitlerden en az bir tanesi durağandır’ şeklindedir; $H_1: b_i < 0$, $i=1, 2, \dots, N_i$, $b_i=0$, $i=N_i+1, N_i+2, \dots, N$ (Pesaran, 2007: 268).

⁷ Bu test, paneli oluşturan serinin kesitsel olarak bağımsız ve birimlerin heterojen olduğu varsayımına dayandığı için tercih edilmiştir. Maddala ve Wu (1999) testinde Fisher prensibine (Fisher, 1932) dayanarak her birime/ülkeye uygulanan ADF birim kök testinin ρ olasılık değerleri logaritmik forma dönüştürülerek panel birimleri arasında toplanır ve χ^2 dağılımına sahip test istatistiği hesaplanır.

Tablo 2: Panel Birim Kök Testi Sonuçları

a. Pesaran (2007) CADF testi

| | Düzy | | | | Birinci fark | | | |
|---|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| | trendsiz | | trendli | | trendsiz | | trendli | |
| | Z (t-bar) | p- değeri | Z (t-bar) | p- değeri | Z (t-bar) | p- değeri | Z (t-bar) | p- değeri |
| <i>Dünya</i> | | | | | | | | |
| Yatırım | -0.068 | 0.473 | -0.662 | 0.254 | -14.712*** | 0.000 | -9.767*** | 0.000 |
| Tasarruf | -4.17*** | 0.000 | 0.691 | 0.755 | -12.283*** | 0.000 | -7.372*** | 0.000 |
| <i>Yüksek gelirli: OECD</i> | | | | | | | | |
| Yatırım | 0.335 | 0.631 | 2.477 | 0.993 | -4.616*** | 0.000 | -1.616* | 0.053 |
| Tasarruf | -0.184 | 0.427 | 1.040 | 0.851 | -4.126*** | 0.000 | -1.761** | 0.039 |
| <i>Yüksek gelirli: OECD dışı</i> | | | | | | | | |
| Yatırım | 1.042 | 0.851 | 1.211 | 0.887 | -7.699*** | 0.000 | -5.858*** | 0.000 |
| Tasarruf | 0.622 | 0.733 | 1.281 | 0.900 | -5.888*** | 0.000 | -3.970*** | 0.000 |
| <i>Üst orta gelirli</i> | | | | | | | | |
| Yatırım | -0.363 | 0.358 | -0.687 | 0.246 | -7.865*** | 0.000 | -5.583*** | 0.000 |
| <i>Düşük orta gelirli</i> | | | | | | | | |
| Yatırım | -0.921 | 0.178 | -0.736 | 0.231 | -7.081*** | 0.000 | -4.745*** | 0.000 |
| Tasarruf | -2.35*** | 0.009 | 0.842 | 0.800 | -8.154*** | 0.000 | -6.259*** | 0.000 |
| <i>Düşük gelirli</i> | | | | | | | | |
| Yatırım | -1.074 | 0.142 | 0.025 | 0.510 | -6.357*** | 0.000 | -4.560*** | 0.000 |
| Tasarruf | -0.769 | 0.221 | 1.609 | 0.946 | -4.443*** | 0.000 | -2.369*** | 0.009 |
| <i>Eski SSCB</i> | | | | | | | | |
| Yatırım | 0.142 | 0.556 | -0.200 | 0.421 | -6.088*** | 0.000 | -4.742*** | 0.000 |
| Tasarruf | 0.666 | 0.747 | 1.819 | 0.966 | -4.931*** | 0.000 | -4.056*** | 0.000 |

b. Maddala ve Wu (1999) Fisher ADF testi

| | Düzy | | | | Birinci fark | | | |
|--------------------------------|----------|--------------------|----------|--------------------|--------------|--------------------|------------|--------------------|
| | trendsiz | | trendli | | trendsiz | | trendli | |
| | χ^2 | Prob > χ^2 | χ^2 | Prob > χ^2 | χ^2 | Prob > χ^2 | χ^2 | Prob > χ^2 |
| <i>Üst orta gelirli</i> | | | | | | | | |
| Tasarruf | 80.452* | 0.058 | 75.460 | 0.117 | 259.281*** | 0.000 | 185.553*** | 0.000 |

Not: Test sonuçlarında ***, ** ve * boş hipotezin (seriler durağan değildir) sırasıyla %1, %5 ve %10 olasılık düzeylerinde reddildiğini göstermektedir. Rapor edilen test istatistiklerinin hesaplanmasında kullanılan gecikme uzunluğu AIC, SC ve HQ bilgi kriterlerine göre belirlenmiştir.

Tablo 2.a'da her bir ülke grubu için hem düzey değerleri hem de birinci farklar için trendli ve trendsiz modellere uygulanan CADF birim kök testi sonuçları özetlenmiştir. Buna göre yatırım ve tasarruf oranları serilerinin birinci farkları alındığında bu serilerin durağan oldukları görülmektedir. Düzey değerlerinde ise yatırım serisi her iki durum için de durağan değildir. Tasarruf serisi trendsiz modelde “Dünya” ve “Alt orta gelirli” gruplarında durağan, bunun dışında ise durağan değildir. Görüldüğü gibi tasarruf serisi düzey değerleri için, trendli ve trendsiz modellerde farklı sonuçlar söz konusudur. Literatürde bu tür durumlarda birinci farklar durağan ise, seriler düzeyde durağan kabul edilmemektedir (Rao ve Kumar, 2009; Singh, 2013). Bu çerçevede tasarruf serisinin de yatırım serisinde olduğu gibi durağan olmadığı, yani birinci dereceden bütünlük olduğu kabul edilecektir. Benzer sonuçlar Tablo 2.b'de özetlenen Maddala ve Wu (1999) birim kök testinin uygulandığı “Üst orta gelirli”

grubunun tasarruf serisi için de söz konusudur: Birinci fark alındığında serilerin durağan olmadığını belirten boş hipotez reddedildiğinden düzeyde farklı sonuçlar olmasına rağmen serinin durağan olmadığı kabul edilmiştir.

4.3. Eşbütünleşme ilişkilerinin test edilmesi

Düzeyde durağan olmayan serilerin doğrusal bileşimleri durağan olabildiğinden uzun dönemde aralarında ilişki olabilmektedir. Bu uzun dönem ilişkinin varlığı panel eşbütünleşme testleri yardımıyla araştırılmaktadır. Panel birim kök testlerinde olduğu gibi eşbütünleşme testleri de yatay kesit bağımsızlığına dayanan birinci nesil (Johansen, 1988; Kao, 1999; Pedroni, 2004) ve yatay kesit bağımlılığının varlığını dikkate alan ikinci nesil (Westerlund ve Edgerton, 2007; Westerlund, 2007; Gegenbach vd. 2016) testler olmak üzere iki gruba ayrılmaktadır.

Çalışmamızda, ikinci nesil analizine dayanan ve aynı zamanda yatay kesit bağımsızlığı olması durumunda da güvenilir sonuçlar veren Westerlund (2007) eşbütünleşme testleri kullanılmıştır. Bu yöntemde hata düzeltme modeline dayalı eşbütünleşme ilişkisi dört ayrı test ile araştırılmaktadır. Bu testlerden ikisi panel ortalama istatistikleri aracılığı ile panelin tümünde eşbütünleşme ilişkisinin olup olmadığını sınırlarken, diğer ikisi ise grup ortalama istatistiklerine dayanarak en azından bir birimin eş-bütünleşik olup olmadığını araştırır. Bununla birlikte, yatay kesit bağımlılığı nedeniyle ortaya çıkabilecek yanıltıcı çıkarımlardan kaçınmak amacıyla yatay kesit bağımlılığına dirençli ve bootstrap süreci kullanılarak hesaplanan sağlam (robust) olasılık değerleri kullanılması tavsiye edilmektedir (Westerlund, 2007).

Tablo 3: Westerlund (2007) Panel eşbütünleşme testleri

| G_t | | G_a | | P_t | | P_a | |
|------------------------------------|-----------------|-----------|-----------------|-----------|-----------------|------------|-----------------|
| Z değeri | Sağlam p değeri | Z değeri | Sağlam p değeri | Z değeri | Sağlam p değeri | Z değeri | Sağlam p değeri |
| Dünya | | | | | | | |
| -8.469*** | 0.000 | -7.359*** | 0.000 | -8.601*** | 0.000 | -10.118*** | 0.000 |
| Yüksek gelirlili: OECD | | | | | | | |
| -1.091* | 0.092 | -1.181** | 0.028 | -3.118** | 0.018 | -4.991*** | 0.000 |
| Yüksek gelirlili: OECD dışı | | | | | | | |
| -4.496*** | 0.000 | -4.513*** | 0.000 | -4.321** | 0.010 | -5.035** | 0.010 |
| Üst orta gelirlili | | | | | | | |
| -6.400*** | 0.000 | -5.229*** | 0.000 | -5.489*** | 0.005 | -7.160*** | 0.000 |
| Düşük orta gelirlili | | | | | | | |
| -3.556*** | 0.000 | -2.649*** | 0.003 | -3.095** | 0.023 | -3.502** | 0.013 |
| Düşük gelirlili | | | | | | | |
| -3.351*** | 0.000 | -2.975*** | 0.000 | -2.195** | 0.043 | -2.223** | 0.020 |
| Eski SSCB | | | | | | | |
| -1.275* | 0.058 | -0.557** | 0.033 | -2.606 | 0.305 | -2.280 | 0.235 |

Not: ***, ** ve * boş hipotezin (eşbütünleşme yok) sırasıyla %1, %5 ve %10 olasılık düzeylerinde reddedildiğini göstermektedir. Rapor edilen değerler sırasıyla Z test istatistiği ve bootstrap sürecinden elde edilen sağlam (robust) p olasılık değerleridir. Olasılık değerleri 400 tekrarlı bootstrap sürecinden hesaplanmıştır. G_t ve G_a grup ortalamalı, P_t ve P_a ise panel ortalamalı testleri ifade etmektedir. Testteki bant genişlikleri $4(T/100)^{2/9} \approx 3$ (burada T - dönem sayısı) şeklinde olan Newey ve West (1994) kuralına göre belirlenmiş, test regresyonu ise bir sabit, bir öncül (lead) ve ardıl (lag) içermektedir.

Tablo 3'te tasarruflar ve yatırımlar arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığını araştırmak için 7 farklı modele uygulanan Westerlund (2007) eşbütünleşme test sonuçları rapor edilmiştir. Buna göre 'Eski SSCB' ülkeleri grubu hariç tüm gruplarda uzun dönemde yatırım ve tasarruf oranları arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. 'Eski SSCB' ülkeleri grubunda ise sadece grup ortalamalı test sonuçlarında

(G_t ve G_a sütunları) en az bir birimde/ülkede eşbütünleşme ilişkisi görülmektedir. Diğer taraftan, ‘Eski SSCB’ ülkelerinde tüm grupta eşbütünleşme ilişkisini sıyanan test sonuçları (P_t ve P_a sütunları), boş hipotezi reddedemediğinden ‘Eski SSCB’ ülkeleri grubunda uzun dönemde yatırım ve tasarruf oranları arasında eş-bütünleşik bir ilişkinin olmadığına işaret etmektedir. Buna dayanarak söz konusu grupta yatırım ve tasarruf oranlarının uzun dönemde ortak bir şekilde hareket etmediği söylenebilir. Bu durum ‘Eski SSCB’ grubunu oluşturan ülkelerin çalışmadaki diğer ülkelerdeki gibi gelişmişlik seviyesini yansıtan gelir seviyesine göre gruplandırılmak yerine ortak geçmiş prensibiyle bir araya getirilmiş olmasıyla açıklanabilir. Bu sonuç beklentilere uygundur, çünkü bu ülkeler aslında ortak geçmişe sahip olmanın ötesinde homojen değillerdir. Örneğin bu grup içinde yer alan ülkelerden Rusya, Estonya, Letonya ve Litvanya üst gelir; Azerbaycan, Belarus ve Kazakistan üst orta gelir grubundayken Ermenistan, Gürcistan, Kırgızistan, Moldova, Tacikistan, Ukrayna ve Özbekistan ise düşük orta gelirli ülkeler arasında yer almaktadırlar.

4.4. Eşbütünleşme katsayılarının büyüklüklerinin tahmini

İnceleme sonucunda aralarında eşbütünleşme ilişkisi bulunan değişkenler için bu ilişkilerin büyüklüğü ve yönü literatürde çeşitli yöntemlerle tahmin edilmektedir.⁸ Çalışmamızda, Westerlund (2007) test sonuçlarından hareketle eşbütünleşme ilişkisi tespit edilen gruplarda bu ilişkinin büyüklüğünü tahmin etmek için Pesaran (2006) tarafından geliştirilen Ortak İlişkili Etkiler Grup Ortalaması (Common Correlated Effects Mean Group / CCEMG) yöntemi kullanılmıştır. Bu tahminci, yatay kesit bağımlılığa izin verir ve $N > T$ ve $T > N$ durumlarında güvenilir sonuçlar verir. Zaman içinde değişen ve paneli oluşturan birimler üzerinde heterojen gözlenemeyen etkileri de hesaba katar. CCEMG tahmininde ortak etkiler, gözlenebilen ve gözlenemeyen ortak etkiler vektörleri olarak modellenirler. CCEMG tahmin edicisi, paneli oluşturan birimlere ait bireysel ortak ilişkili etkiler tahmin edicilerinin aritmetik ortalamasıdır (Pesaran, 2006).

Çalışmamızda eşbütünleşme ilişkilerinin tahmini hem incelenen dönemin tamamı (1980-2014) hem de zaman içindeki değişimleri görebilmek amacıyla üç alt dönem (1980-1990, 1991-2000 ve 2001-2014) halinde yapılmıştır⁹. Bunun nedeni 1980 sonrası ortaya çıkan küreselleşme etkisinin ülke grupları için farklılaşarak farklılaşmadığını gözlemlemektir. Pesaran (2006) CCEMG tahmin edicisinin zaman ve birimlerin göreceli olarak küçük değerler alması durumunda bile tatmin edici küçük örneklem özelliklerine sahip olduğunu öne sürmektedir. Bununla birlikte, örneklem boyutu küçüldükçe sonuçlarında ‘küçük zaman serileri sapma’ sorunu (small time series bias) ortaya çıkabilir (Pesaran, 2015: 778). Bu doğrultuda ilgili alt dönem analizlerinde küçük örneklem sorununu azaltmak amacıyla Chudik ve Pesaran (2015) ile Chudik vd. (2018) tarafından önerilen yarım-panel Jackknife tekniği (Dhaene ve Jochmans, 2015) ile düzeltilmiş CCEMG tahmin edicisi ayrıca kullanılmıştır.

⁸ Bu yöntemler için Pedroni (2000), Kao ve Chang (2000), Pesaran ve Smith (1995), Pesaran (2006), Eberhardt ve Teal’ın (2010) çalışmalarına bakılabilir.

⁹ Çalışmamızda Johnson ve Lamdin (2014) ile But ve Morley (2017)’ye benzer şekilde 2008 küresel finansal krizinin etkisini araştırmak amacıyla 2000’li yıllar 2001-2008 ve 2008-2014 olmak üzere iki döneme bölünerek de tahmin edilmiştir. Bu anlamda çalışmamız 2008 krizinin F-H ilişkisi üzerine etkilerini inceleyen az sayıda çalışmadan birisi konumundadır. Ancak “Dünya” grubu hariç istatistiki olarak anlamlı sonuçlar elde edilmemiştir. Bu nedenle burada rapor edilmeyen tahmin sonuçları ve ilişkili Wald testi sonuçları istenildiğinde sunulabilir.

Yatay kesit bağımlılığı dikkate alınmadığında elde edilecek sonuçların sapmalı olabileceğini göstermek amacıyla 1980-2014 analiz dönemi için havuzlanmış EKK tahmin yöntemine başvurulmuştur. Tablo 4’te rapor edilen ve 1980-2014 dönemini kapsayan EKK sonuçları incelendiğinde her ne kadar “Yüksek gelirli: OECD dışı” grubu hariç benzer sonuçlar elde edilmiş olsa da katsayı tahminine kadar yapmış olduğumuz ön testler EKK sonuçlarına güvenilemeyeceğini göstermektedir. CCEMG tahmin sonuçları değerlendirildiğinde ise, 1980-2014 analiz döneminde eşbütünleşme katsayılarının, hem ülkelerin tamamını temsil eden “Dünya” grubu hem de tüm alt ülke grupları için istatistiki olarak anlamlı olduğu ve teoriye uygun olarak 0 ile 1 arasında değerler aldığı görülmektedir. Sermaye tutma oranını gösteren β katsayısının en yüksek değeri 0.458 ile ‘Düşük gelirli’ grubunda, en düşük değerleri ise 0.250 ve 0.339 ile “Yüksek gelirli” gruplarında tespit edilmiştir.

Tablo 4: Klasik model için eşbütünleşme katsayılarının büyüklüğü tahmin sonuçları

| | 1980-2014 | | 1980-1990 | | 1991-2000 | | 2001-2014 | |
|----------------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | EKK | CCEMG | CCEMG | Jackknife CCEMG | CCEMG | Jackknife CCEMG | CCEMG | Jackknife CCEMG |
| <i>Dünya</i> | 0.305*** (0.072) | 0.444*** (0.032) | 0.401*** (0.050) | 0.459*** (0.067) | 0.430*** (0.063) | 0.420*** (0.066) | 0.292*** (0.052) | 0.235*** (0.063) |
| <i>Yüksek gelirli: OECD</i> | 0.354*** (0.085) | 0.339*** (0.072) | 0.401*** (0.139) | 0.428** (0.203) | 0.143 (0.103) | -0.084 (0.221) | 0.272*** (0.100) | 0.240*** (0.107) |
| <i>Yüksek gelirli: OECD dışı</i> | 0.063 (0.089) | 0.250** (0.099) | 0.424*** (0.110) | 0.398*** (0.111) | 0.007 (0.109) | 0.046 (0.109) | 0.325** (0.111) | 0.296** (0.128) |
| <i>Üst orta gelirli</i> | 0.434*** (0.059) | 0.414*** (0.053) | 0.480*** (0.113) | 0.495*** (0.151) | 0.575*** (0.171) | 0.541*** (0.208) | 0.252** (0.117) | 0.216 (0.138) |
| <i>Düşük orta gelirli</i> | 0.314** (0.113) | 0.457*** (0.083) | 0.417*** (0.097) | 0.469*** (0.115) | 0.504*** (0.119) | 0.489*** (0.125) | 0.351*** (0.114) | 0.315*** (0.111) |
| <i>Düşük gelirli</i> | 0.560*** (0.099) | 0.458*** (0.081) | 0.321*** (0.133) | 0.284* (0.145) | 0.407*** (0.111) | 0.389*** (0.127) | 0.418*** (0.124) | 0.430*** (0.149) |

Not: ***, ** ve * sırasıyla % 1, % 5 ve % 10 anlamlılık düzeylerini ifade etmektedir. Parantez içinde standart hatalar verilmiştir. EKK tahmin edicisi kullanılarak yapılan tahminlerde sağlam standart hatalar ayrıca her bir ülke için kümelennmiştir.

Gelir seviyesi arttıkça sermaye tutma oranı azalmakta ve sermaye hareketliliği artmaktadır. Bunun tersi de geçerlidir. Çalışmaya konu olan ülkeleri genel olarak temsil eden “Dünya” grubuna ait eşbütünleşme katsayısı (0.444) değerlendirildiğinde ise Feldstein ve Horioka’nın (1980) bulgularının (0.87-0.94) yaklaşık olarak iki kat daha az olduğu görülebilir.¹⁰ Literatürde sermaye hareketliliğinin düzeyleri ile ilgili çeşitli sınıflandırmalar (Bangake ve Eggoh, 2012; Rao vd., 2010) yapılmıştır. Çalışmamızda bu sınıflandırma bağlamında “Yüksek gelir” gruplarında güçlü sermaye hareketliliği, genel “Dünya” örnekleme dâhil diğer gruplarda ise orta düzeyde sermaye hareketliliği tespit edilmiştir. Analiz alt dönemler halinde yapıldığında ise küçük örneklem için düzeltilmiş CCEMG tahmin sonuçlarının sadece “Üst orta gelirli” grubu için 2001-2014 döneminde farklılaştığı ve anlamsız olduğu görülmektedir. Ayrıca her iki yöntem için de 2000’li yıllarla birlikte küreselleşmenin etkisini güçlü bir şekilde göstermesiyle beraber katsayıların genel olarak azalma eğiliminde oldukları gözlemlenmiştir. Bu sonuçlar gelişmiş ülkeler için daha yüksek, daha az gelişmiş ülkeler için ise daha düşük sermaye tutma katsayısı sonuçları bulan

¹⁰ Çalışmamızda β katsayılarının istatistiki olarak bire eşit olup olmadığı ayrıca Wald testi ile de sınanmış olup birden farklı olduğu sonucu elde edilmiştir. Bu sonuçlar istenildiğinde sunulabilir.

Ma ve Li (2018, s. 177-178) çalışmasının aksine olmakla birlikte yüksek sermaye tutma katsayısı ile düşük sermaye hareketliliğinin birlikte olacağını söyleyen Feldstein ve Horioka'nın (1980) yanı sıra Avrupa Birliği üyesi ülkeler için benzer bir ilişki olduğunu gösteren Drakos vd. (2018) çalışması ile tutarlıdır.

Çalışmamız çerçevesinde ayrıca CCEMG yönteminin yukarıda anlatılan özelliklerinden faydalanılarak "Dünya" grubunu oluşturan tüm ülkeler için ayrı ayrı hesaplanan eşbütünlük katsayıları Ek 2'de sunulmaktadır. Ülke sonuçları incelendiğinde farklı gelir seviyelerindeki 20 ülke için (örneğin yaklaşık % 16'sı) halen F-H'nin bulgularına yakın sonuçlar (>0.8) elde edilmiştir. Bu durum sermaye hareketliliğinin gelir seviyelerinden bağımsız olarak farklı değişkenlere bağlı biçimde ülkeleri ayrı ayrı etkilediğini göstermektedir.

F-H'nin (1980) temel çalışmasını takiben yatırım ve tasarruf ilişkisi, daha önce bahsedildiği gibi ticarete açıklık, ülke büyüklüğü ve nüfus artış oranları klasik modele ilave edilerek de genişletilmiş şekilde 1980-2014 dönemi için tahmin edilmiştir.¹¹

Tablo 5: Genişletilmiş model (1980-2014) için Eşbütünlük katsayı büyüklerinin tahmin sonuçları

| | <i>Dünya</i> | <i>Yüksek gelirli: OECD</i> | <i>Yüksek gelirli: OECD dışı</i> | <i>Üst orta gelirli</i> | <i>Düşük orta gelirli</i> | <i>Düşük gelirli</i> |
|--------------------------------------|----------------------------|-----------------------------|----------------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|
| <i>Tasarruf (β)</i> | 0.396*** (0.029) | 0.347*** (0.061) | 0.245*** (0.074) | 0.362*** (0.063) | 0.396*** (0.071) | 0.388*** (0.086) |
| <i>Açıklık</i> | 0.029* (0.018) | -0.054* (0.032) | 0.061** (0.037) | 0.063** (0.027) | 0.081*** (0.028) | 0.179*** (0.045) |
| <i>Nüfus</i> | 1.469* (0.760) | 3.956*** (1.101) | 1.061 (1.236) | 2.267 (1.444) | 1.298 (1.955) | 2.098 (3.201) |
| <i>Büyüklik</i> | 0.154 (0.336) | 0.044 (0.295) | 1.015 (1.671) | -0.607 (0.650) | 0.758 (0.631) | -0.159 (1.756) |
| <i>Wald (χ^2)</i> | 408.35 | 112.92 | 129.20 | 101.72 | 71.38 | 50.42 |
| <i>Prob > chi2</i> | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |

Not: ***, ** ve * sırasıyla % 1, % 5 ve % 10 anlamlılık düzeylerini ifade etmektedir. Parantez içinde standart hatalar verilmiştir. Wald testi için boş hipotez "β katsayısı bire eşittir" şeklindedir.

Tablo 5'te rapor edilen sonuçlar Tablo 4'de yer alan önceki temel denklem sonuçları ile karşılaştırıldığında, sermaye tutma katsayılarının genişletilmiş model için de tüm ülke grupları için anlamlı olduğu, ancak bu katsayıların nispeten azaldığı görülmektedir. Eklenen değişkenlerden genişletilmiş modele en çok katkı sağlayan, tüm ülke grupları için değişik düzeylerde anlamlı bulunan dışa açıklık derecesidir. Bu bulgu yatırım-tasarruf ilişkisinin cari açık ve açık ekonomi modelleri ile ilişkisi olduğunu ileri süren teori ile beklentiler ölçüsünde tutarlıdır. Nüfus artış oranı ve ülke büyüklükleri tahmin sonuçları ise temel F-H bulguları ile uyumlu sonuç vermektedirler.

5. Sonuç

Çalışmada yatırım-tasarruf ilişkisi F-H hipotezi çerçevesinde 134 ülke için 35 yıllık (1980-2014) veriler kullanılarak yatay kesit bağımlılığını dikkate alan ikinci nesil panel eşbütünlük analizi aracılığı ile klasik ve genişletilmiş modeller çerçevesinde incelenmiştir. Analizde, yatırım-tasarruf ilişkisinin ülkelerin gelişmişlik seviyelerine

¹¹ Genişletilmiş model tahmin sonuçları alt dönemler için verilmemiş olup istenildiğinde sunulabilir.

bağlı olarak değişip değişmediğini görmek amacıyla ülkeler gelir seviyelerine göre gruplandırılmıştır.

Çalışmada, her bir panel veri seti için dört aşamalı bir tahmin yöntemi uygulanmıştır. Öncelikle, ülkeler arasındaki ilişki, Pesaran (2004) tarafından geliştirilen yatay kesit bağımlılığı testi aracılığı ile araştırılmıştır. Elde edilen sonuçlara dayanarak sonraki aşamada hangi panel birim kök test grubunun uygun olduğuna karar verilmiştir. Yatay kesit bağımlılığı tespit edilen seriler için ikinci nesil testlerden Pesaran'ın (2007) CADF testi, yatay kesitsel olarak bağımsız çıkan seri için ise Maddala ve Wu (1999) Fisher tipi ADF testi durağanlığı araştırmak için uygulanmıştır. Sonuçlara göre serilerin düzey değerlerinde durağan olmadıkları anlaşılabilir eşbütünleşme analizine geçilmiştir. Bu üçüncü aşamada, her grubun uzun dönem eşbütünleşme ilişkilerini sınamak için yatay kesit bağımlılığı ve heterojenliği dikkate alan ikinci nesil Westerlund (2007) panel eşbütünleşme testi kullanılarak "eski SSCB" grubu hariç tüm ülke gruplarında yatırım ve tasarruf oranları arasında uzun dönemde önemli bir ilişki tespit edilmiştir. Böylece eşbütünleşme büyüklüklerinin tahminine geçilmiştir. Analizin bu son aşamasında ise yatay kesit bağımlılığına izin veren Pesaran'ın (2006) CCEMG tahmincisinden yararlanılmıştır.

Analiz sonuçları gelişmiş ülkelerde sermaye hareketliliğinin, dünya ekonomisine entegre piyasalar için daha yüksek olduğunu ortaya koyan literatürdeki sonuçlar (Younas ve Chakraborty, 2011) ile de tutarlıdır. Bu durum, finansal piyasalara daha açık olan ülkelerin daha iyi finansman imkânlarına ulaşabildikleri için yüksek cari açıkları sürdürebildiklerini de göstermektedir. Blanchard ve Giavazzi'nin (2002)'de belirttiği gibi, finansal ve ticari entegrasyonun gelişmesi ile birlikte F-H bulmacasının artık daha az bilinmez olduğunu ve özellikle küresel ekonomik sistemle daha fazla entegre olan ülke grupları için bu etkinin giderek ortadan kalktığını destekler sonuçlar tarafımızca da doğrulanmıştır.

Çalışmamızda ayrıca tasarruf ve yatırım oranları arasında uzun dönemli bir ilişkinin bulunması F-H hipotezinin temel varsayımları ile uyumludur. Ancak sermaye tutma katsayısının tüm ülke grupları ve tüm dönemler için nispeten düşük olması ve değişkenler arasındaki görece olarak zayıf ilişkinin varlığı ise 1980 sonrası dönemde dünya genelinde finansal entegrasyonun artması ile açıklanabilir. Ayrıca çalışmamızda daha gelişmiş ülke gruplarının nispeten daha düşük β katsayısı değerlerine sahip olması da bu durumu ve küreselleşme etkisini desteklemektedir.

Çeşitli çalışmalar ışığında (But ve Morley, 2017) F-H bulmacası makroekonomik kararlar açısından önemli dersler ortaya koymaktadır. Dünya ekonomik krizi bir bölgedeki krizin kurulan finansal ilişkiler yoluyla diğer ülkelere yayılabildiğini ortaya koymuştur. Politika yapıcılar yatırım-tasarruf ilişkisinin düşük korelasyona sahip olduğu yüksek sermaye hareketliliği dönemlerinde kurulmuş olan finansal ilişkiler konusunda, krizler gibi, daha dikkatli davranmalıdırlar. Bu nedenle Ma ve Li'nin (2018, s. 178) elde ettiği sonuçların aksine karar vericiler tarafından yatırım ve tasarruflar arasındaki yüksek ve düşük ilişkinin, sermaye hareketliliğinin düzeyi açısından bir sinyal olarak ele alınabileceği değerlendirilmektedir.

6. Referanslar

- Aksoy, Y., Grasl, T. ve Smith, R.P. (2012). The economic impact of demographic structure in OECD countries. *Birkbeck Working Papers in Economics ve Finance, Discussion Paper, 1212*.
- Aspergis, N. ve Tsoumas, C. (2009). A survey of the Feldstein-Horioka puzzle: What has been done and where we stand. *Research in Economics, 63*, 64-76.
- Bahmani-Oskooee, M. ve Chakrabarti, A. (2005). Openness, size, and the saving-investment relationship. *Economic Systems, 29*(3), 283-293.
- Bangake, C. ve Eggoh, J.C. (2012). Pooled Mean Group estimation on international capital mobility in African countries. *Research in Economics, 66*(1), 7-17.
- Blanchard, O. ve Giavazzi, F. (2002). Current account deficits in the Euro area: The end of the Feldstein-Horioka puzzle? *Brookings Papers on Economic Activity, 2*, 147-209.
- Breitung, J., ve Pesaran, M. H. (2008). Unit roots and cointegration in panels. in the econometrics of panel data. *The econometrics of panel data*. Springer Berlin Heidelberg, 279-322.
- Breusch, T. S., ve Pagan, A. R. (1980). The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *The Review of Economic Studies, 47*(1), 239-253.
- But, B ve Morley, B. (2017). The Feldstein-Horioka puzzle and capital mobility: The role of the recent financial crisis. *Economic Systems, 41*, 139-150.
- Chakrabarti, A. (2006). The saving-investment relationship revisited: New evidence from multivariate heterogeneous panel co-integration analyses. *Journal of Comparative Economics, 34*, 402-419.
- Chudik, A., Pesaran, M. H., ve Tosetti, E. (2011). Weak and strong cross-section dependence and estimation of large panels. *The Econometrics Journal, 14*(1).
- Chudik, A. ve Pesaran, M. H. (2015). Common correlated effects estimation of heterogeneous dynamic panel data models with weakly exogenous regressors. *Journal of Econometrics, 188*(2), 393-420.
- Chudik, A., Pesaran, M. H. ve Yang, J. C. (2018). Half-panel jackknife fixed-effects estimation of linear panels with weakly exogenous regressors. *Journal of Applied Econometrics*.
- Coakley, J., Fuertes, A.M. ve Spagnolo, F. (2004). Is the Feldstein-Horioka puzzle history? *Manchester School, 72*, 569-590.
- Coakley, J., Kulasi, F. ve Smith, R. (1996). Current account solvency and the Feldstein-Horioka Puzzle. *Economic Journal, 106*, 620-627.
- Coakley, J., Kulasi, F. ve Smith, R. (1998). The Feldstein-Horioka Puzzle and Capital Mobility: A Review. *International Journal of Finance and Economics, 3*, 169-188.
- De Vita G. ve Abbott A. (2002). Are Saving and Investment Cointegrated? An ARDL Bounds Testing Approach. *Economics Letters, 77*, 293-299.
- Dhaene, G., ve Jochmans, K. (2015). Split-panel jackknife estimation of fixed-effect models. *The Review of Economic Studies, 82*(3), 991-1030.
- Domeij, D. ve Floden, M. (2003). Population aging and international capital flows. *SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance, No. 539*.
- Dooley, M., Frankel, J. ve Mathieson, D.J. (1987). International Capital Mobility: What Do Saving-Investment Correlations Tell Us? *IMF Economic Review, 34*(3), 503-530.

- Drakos, A. A. & Kouretas, G. P. & Vlamis, P. (2018). Saving, investment and capital mobility in EU member countries: a panel data analysis of the Feldstein–Horioka puzzle. *Applied Economics*, 1-14.
- Eberhardt, M. ve Teal, F. (2010). Productivity Analysis in Global Manufacturing Production. *Economics Series Working Papers 515, University of Oxford, Department of Economics*.
- Eslamloueyan, K. ve Jafari ,M. (2010). Capital mobility, openness, and saving-investment relationship in Asia. *Economic Modelling*, 27(5), 1246-1252.
- Fair, R.C. ve Dominguez, K.M. (1991). Effects of the Changing U.S. Age Distribution on Macroeconomic Equations. *The American Economic Review*, 81(5), 1276-1294.
- Feldstein, M. ve Bacchetta, P. (1989). National Saving and International Investment. *National Bureau of Economic Research (NBER), Working paper no. 3164*.
- Feldstein, M. ve Horioka, C. (1980). Domestic Savings and International Capital Flows. *The Economic Journal*, 90(358), 314-329.
- Fidrmuc, J. (2003). The Feldstein–Horioka Puzzle and Twin Deficits in Selected Countries. *Economics of Planning*, 36, 135–152.
- Fisher, R. A. (1932). *Statistical Methods for Research Workers*. Oliver ve Boyd, Edinburgh, 4th Edition.
- Ford, N. ve Horioka, C.Y. (2016). The ‘real’ explanation of the Feldstein–Horioka puzzle. *Applied Economics Letters*, 24(2), 95-97.
- Gengenbach, C., Urbain, J-P. ve Westerlund, J. (2016). Error Correction Testing in Panels with Common Stochastic Trends. *Journal of Applied Econometrics*, 31(6), 982-1004.
- Gutierrez, L. (2006). Panel Unit-root Tests for Cross-sectionally Correlated Panels: A Monte Carlo Comparison. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 68(4), 519-540.
- Harberger, A.C. (1980). Vignettes on the World Capital Market. *The American Economic Review*, Papers and Proceedings of the Ninety-Second Annual Meeting of the American Economic Association, 70(2): 331-337.
- Helliwell, J. (2004). Demographic change and international factor mobility, Global Demographic Change: Economic Impacts and Policy Changes. *Federal Reserve Bank of Kansas City, Kansas City, MO*, 369-420.
- Ho, T.-W. ve Chiu, R.L. (2001). Country size and investment-saving correlation: A panel threshold error correction model. *Eastern Economic Journal*, 27, 481-490.
- Ho, T.-W. (2003). The saving retention coefficient and country-size: The Feldstein-Horioka puzzle reconsidered. *Journal of Macroeconomics*, 25, 387-396.
- Horioka, C.Y. ve Terada-Hagiwara, A. (2011). The determinants and long-term projections of saving rates in developing Asia. *ISER Discussion Paper, Institute of Social and Economic Research, Osaka University, No. 821*.
- Hsiao, C., Pesaran, M. H., ve Pick, A. (2009). Diagnostic Tests of Cross Section Independence for Nonlinear Panel Data Models. *Working Paper. University of Cambridge*.
- Hurlin, C., ve Mignon, V. (2007). Second Generation Panel Unit Root Tests. *HAL*.
- İyidoğan, P.V. ve Balıkcıoğlu, E. (2010). The Feldstein-Horioka relation in Turkey: an ARDL Bounds testing approach. *Problems and Perspectives in Management*, 8(4), 29-36.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of economic dynamics and control*, 12(2-3), 231-254.

- Johnson, M.A. ve Lamdin, D.J. (2014). Investment and saving and the euro crisis: A new look at Feldstein–Horioka. *Journal of Economics and Business*, 76(November–December), 101-114.
- Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of econometrics*, 90(1), 1-44.
- Kao, C. ve Chiang, M. (2000). On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data. *Nonstationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels*, 15, 179–222.
- Ketenci, N. (2012). The Feldstein–Horioka Puzzle and structural breaks: Evidence from EU members. *Economic Modelling*, 29, 262-270.
- Ketenci, N. (2013). The Feldstein–Horioka puzzle in groupings of OECD members: A panel approach. *Research in Economics*, 67, 76–87.
- Kibriçioğlu, A. ve Ninjbat, U. (2006). Uluslararası Sermeye Hareketliliğinin Derecesi ve Feldstein-Horioka Bilmecesi. *Ankara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat Yüksek Lisans Programı Seminer Çalışması*.
- Kool, C.J.M. ve Keijzer, L.M. (2009). International capital mobility: linking the Feldstein–Horioka puzzle to the trade and equity home bias puzzles. *Cambridge Journal of Regions, Economy and Society*, 1–17.
- Ma, W. ve Li, H. (2016). Time-varying saving–investment relationship and the Feldstein–Horioka puzzle. *Economic Modelling*, 53, 166-178.
- Maddala, G. S., ve Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 61(S1), 631-652.
- Masson, P.R. ve Tryon, R.W. (1990). Macroeconomic Effects of Projected Population Aging in Industrial Countries. *Staff Papers (International Monetary Fund)*, 37(3), 453-485.
- Mikesell, R.F. ve Zinser, J.E. (1973). The Nature of the Savings Function in Developing Countries: A Survey of the Theoretical and Empirical Literature. *Journal of Economic Literature*, 11(1), 1-26.
- Miształ, P. (2011). The Feldstein-Horioka hypothesis in countries with varied levels of economic development. *Contemporary Economics*, 5(2), 16-29.
- Moscone, F., ve Tosetti, E. (2009). A Review And Comparison of Tests of Cross-Section Independence in Panels. *Journal of Economic Surveys*, 23(3), 528-561.
- Murthy, N. V. (2009). The Feldstein–Horioka puzzle in Latin American and Caribbean countries: a panel cointegration analysis. *Journal of Economics and Finance*, 33(2), 176.
- Newey, W. K., ve West, K. D. (1994). Automatic lag selection in covariance matrix estimation. *The Review of Economic Studies*, 61(4), 631-653.
- Obstfeld, M. ve Rogoff, K. (2000). The Six Major Puzzles in International Macroeconomics. Is There a Common Cause? in B.S. Bernanke and K. Rogoff, eds., *NBER Macroeconomics Annual 2000*. Cambridge, MA: MIT Press, 339-390.
- Obstfeld, M. (1986). Capital Mobility in the World Economy: Theory and Measurement. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 24, 55–103.
- Özdemir, Z.A. ve Olgun, H. (2009). The Feldstein–Hoiroka puzzle across countries. *Applied Economics*, 41(2), 237-247.
- Pedroni, P. (2000). *Fully Modified OLS for Heterogenous Cointegrated Panels*. B. Baltagi (ed.), *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels*, Advances in Econometrics, Vol. 15, Amsterdam: JAI Press, 93–130.

- Pesaran, M. H. (2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels. *University of Cambridge, Faculty of Economics, Cambridge Working Papers in Economics No. 0435*.
- Pesaran, M. H. (2006). Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure. *Econometrica*, 74(4), 967-1012.
- Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265-312.
- Pesaran, M. H. (2015). *Time series and panel data econometrics*. Oxford University Press.
- Pesaran, M. H., ve Smith, R. (1995). Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of econometrics*, 68(1), 79-113.
- Petreska, D. ve Mojsoska-Blazevski, N. (2013). The Feldstein-Horioka Puzzle and Transition Economies. *Economic Annals, LVIII: 197*, 23-45.
- Rao, B. B., ve Kumar, S. (2009). A panel data approach to the demand for money and the effects of financial reforms in the Asian countries. *Economic Modelling*, 26(5), 1012-1017.
- Rao, B.B., Tamazian, A. ve Kumar, S. (2010). Systems GMM estimates of the Feldstein-Horioka puzzle for the OECD countries and tests for structural breaks. *Economic Modelling*, 27, 1269-1273.
- Roubini, N. ve Sachs, J.D. (1989). Political and Economic Determinants of Budget Deficits in the Industrial Democracies. *European Economic Review*, 33, 903-938.
- Roubini, N. (1989). Current Account and Budget Deficits in an Intertemporal Model of Consumption and Taxation Smoothing. A Solution to the 'Feldstein-Horioka Puzzle'? *Center Discussion Paper, No. 569*.
- Sarafidis, V., ve Wansbeek, T. (2012). Cross-sectional dependence in panel data analysis. *Econometric Reviews*, 31(5), 483-531.
- Schmidt, M. B. (2003). Savings and investment in Australia. *Applied Economics*, 35(1), 99-106.
- Singh, T. (2013). International mobility of capital in the OECD countries: a robust evidence from panel data estimators. *Applied Economics Letters*, 20(7), 692-696.
- Sinha, T. ve Sinha, D. (2004). The mother of all puzzles would not go away. *Economic Letters*, 82, 259-267.
- So, B. S., ve Shin, D. W. (1999). Recursive mean adjustment in time-series inferences. *Statistics & Probability Letters*, 43(1), 65-73.
- Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 69(6), 709-748.
- Westerlund, J., ve Edgerton, D. L. (2007). A panel bootstrap cointegration test. *Economics Letters*, 97(3), 185-190.
- Yalçınkaya, Ö. ve Hüseyini, İ. (2016). Tasarruf-Yatırım İlişkisi: Feldstein-Horioka Hipotezinin OECD Ülkeleri Açısından Değerlendirilmesi (1980-2013). *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 31(1), 343-369.
- Yentürk, N., Ulengin, B. ve Cimenoglu, A. (2009). An analysis of the interaction among savings, investments and growth in Turkey. *Applied Economics*, 41(6), 739-751.
- Younas, J. ve Chakraborty, D. (2011). Globalization and the Feldstein-Horioka puzzle. *Applied Economics*, 43(16), 2089-2096.

Ekler

Ek 1: Çalışmada analiz edilen ülkeler ve gelir gruplarına göre sınıflandırılması

Yüksek gelirlili: OECD (27) Almanya, Amerika Birleşik Devletleri, Avustralya, Avusturya, Belçika, Birleşik Krallık, Danimarka, Finlandiya, Fransa, Hollanda, İrlanda, İspanya, İsrail, İsveç, İsviçre, İtalya, İzlanda, Japonya, Kanada, Kore Cumhuriyeti, Lüksemburg, Macaristan, Norveç, Portekiz, Şili, Yeni Zelanda, Yunanistan.

Yüksek gelirlili: OECD dışı (18) Arjantin, Bahamalar, Bahreyn, Barbados, Birleşik Arap Emirlikleri, Ekvator Ginesi, Hong Kong, Kıbrıs, Saint Kitts ve Nevis, Kuveyt, Malta, Seyşeller, Singapur, Suudi Arabistan, Trinidad ve Tobago, Umman, Uruguay, Venezuela.

Üst orta gelirlili (31) Arnavutluk, Belize, Botsvana, Brezilya, Bulgaristan, Cezayir, Çin Halk Cumhuriyeti, Dominik Cumhuriyeti, Dominika, Ekvador, Gabon, Grenada, Güney Afrika, İran, Jamaika, Kolombiya, Kosta Rika, Saint Lucia, Malezya, Mauritius, Meksika, Moğolistan, Panama, Paraguay, Peru, Romanya, Tayland, Tunus, Türkiye, Ürdün, Saint Vincent ve Grenadinler.

Düşük orta gelirlili (25) Bangladeş, Butan, Cabo Verde, Endonezya, Fas, Fildişi Sahili, Filipinler, Gana, Guatemala, Guyana, Hindistan, Honduras, Kamerun, Kenya, Kongo Cumhuriyeti, Mısır, Pakistan, Papua Yeni Gine, Senegal, Solomon Adaları, Sri Lanka, Sudan, Svaziland, Vietnam, Zambiya.

Düşük gelirlili (19) Benin, Burkina Faso, Burundi, Çad, Gambia, Gine, Gine-Bissau, Komorlar Birliği, Madagaskar, Malavi, Mali, Mozambik, Nepal, Nijer, Orta Afrika Cumhuriyeti, Ruanda, Sierra Leone, Tanzanya, Togo.

Eski SSCB (14) Azerbaycan, Belarus, Ermenistan, Estonya, Gürcistan, Kazakistan, Kırgızistan, Letonya, Litvanya, Moldova, Özbekistan, Rusya, Tacikistan, Ukrayna.

Not: Ülkelerin gruplandırılması Dünya Bankası'nın gelir sınıflandırmasına dayanarak yapılmıştır. Buna ilaveten yüksek gelirlili ülkeler grubu "OECD" ve "OECD dışı" olmak üzere iki alt gruba bölünmüştür. Ülkeler her alt grupta alfabetik olarak sıralanmaktadır. Parantez içindeki rakamlar ise o grupta yer alan ülke sayılarını göstermektedir.

Ek 2: Eşbütünlüme katsayıları bireysel tahmin sonuçları

| | | | | | | | |
|---------------------------------------|----------------------------------|------------------------------------|-------------------------------|--|--------------------------------------|-----------------------------------|---|
| ABD 0.839*** (0.096) | Brezilya 0.569*** (0.084) | Fas 0.821*** (0.156) | Hollanda -0.054 (0.209) | Kanada 0.264* (0.150) | Malezya 0.526* (0.274) | Paraguay 0.238* (0.134) | Tanzanya 0.419*** (0.099) |
| Almanya -0.225 (0.229) | Bulgaristan 0.659*** (0.104) | Fildişi Sahili 0.325*** (0.086) | Honduras 1.198*** (0.156) | Kenya 0.819*** (0.206) | Mali 0.711*** (0.052) | Peru 0.198 (0.134) | Tayland 1.018*** (0.175) |
| Arjantin 0.151 (0.167) | Burkina Faso 0.534*** (0.114) | Filipinler 0.293 (0.205) | Hong Kong 0.103 (0.195) | Kıbrıs 1.212*** (0.185) | Malta 0.335*** (0.057) | Portekiz 0.646*** (0.161) | Togo 0.208 (0.145) |
| Arnavutluk 0.904*** (0.097) | Burundi 0.079 (0.350) | Finlandiya 0.409*** (0.114) | İngiltere 0.787*** (0.086) | Saint Kitts ve Nevis 0.678*** (0.202) | Mauritius 0.196 (0.152) | Romanya 0.666*** (0.087) | Trinidad ve Tobago 0.483*** (0.119) |
| Avustralya 0.398*** (0.126) | Butan 0.276* (0.168) | Fransa 0.478*** (0.117) | İran 0.847*** (0.071) | Kolombiya 0.485*** (0.172) | Meksika 0.325*** (0.097) | Ruanda 0.619*** (0.135) | Tunus 0.340** (0.142) |
| Avusturya 0.248 (0.261) | Cabo Verde 0.070*** (0.022) | Gabon 0.232** (0.115) | İrlanda 0.771*** (0.209) | Komorlar 0.302*** (0.086) | Mısır 0.115 (0.142) | Senegal 0.948*** (0.076) | Türkiye 0.611*** (0.099) |
| Bahamalar -0.250 (0.193) | Cezayir 0.503*** (0.123) | Gambiya 0.353** (0.155) | İspanya 1.362*** (0.376) | Kongo Cum. -0.075 (0.132) | Moğolistan 0.742* (0.440) | Seyşeller 0.435* (0.206) | Umman 0.207* (0.122) |
| Bahreyn 0.449*** (0.141) | Çad -0.074 (0.306) | Gana 0.959*** (0.111) | İsrail 0.342** (0.154) | Kore Cum. 0.415*** (0.155) | Mozambik 0.752*** (0.239) | Sierra Leone -0.242 (0.202) | Uruguay 0.654*** (0.136) |
| Bangladeş 0.788*** (0.049) | Çin 0.822*** (0.097) | Gine 0.252*** (0.082) | İsveç 0.322** (0.131) | Kosta Rika 0.882*** (0.138) | Nepal 0.576*** (0.148) | Singapur -0.016 (0.162) | Ürdün 0.272*** (0.095) |
| Barbados 0.221* (0.134) | Danimarka 0.313** (0.147) | Gine-Bissau 0.703*** (0.193) | İsviçre 0.318 (0.202) | Kuveyt -0.074*** (0.011) | Nijer 1.321*** (0.162) | Solomon Adaları 0.156 (0.098) | Venezuela 0.377** (0.160) |
| Belçika 0.365*** (0.089) | Dominik Cum. 0.316*** (0.098) | Grenada 0.499*** (0.087) | İtalya 0.482** (0.221) | Saint Lucia 0.178 (0.141) | Norveç 0.018 (0.155) | Sri Lanka 0.742*** (0.131) | Vietnam 0.711*** (0.139) |
| Belize 0.650*** (0.133) | Dominika 0.131 (0.128) | Guatemala 0.937*** (0.171) | İzlanda 0.461*** (0.179) | Lüksemburg 0.263*** (0.071) | Orta Afrika Cum. 0.401** (0.164) | Sudan -0.013 (0.041) | Saint Vincent ve Grenadinler 0.031 (0.053) |
| Benin 0.742*** (0.153) | Ekvador 0.698*** (0.095) | Guyana -0.323** (0.147) | Jamaika 0.209* (0.121) | Macaristan 0.383** (0.167) | Pakistan 0.203 (0.139) | Suudi Arabistan 0.130* (0.069) | Yeni Zelanda 0.129 (0.223) |
| Birleşik Arap Emir. -0.028 (0.073) | Ekvador Ginesi -0.040 (0.182) | Güney Afrika 0.492*** (0.086) | Japonya 0.911*** (0.053) | Madagaskar 0.917*** (0.200) | Panama 1.099*** (0.095) | Svaziland 0.722*** (0.135) | Yunanistan 0.801*** (0.102) |
| Botsvana 0.096 (0.175) | Endonezya 0.409* (0.223) | Hindistan 1.094*** (0.059) | Kamerun 0.323 (0.251) | Malavi 0.482*** (0.092) | Papua Yeni Gine -0.178*** (0.055) | Şili 0.529*** (0.136) | Zambiya 0.443*** (0.096) |

Not: Rapor edilen bireysel tahmin sonuçları “Dünya” grubu için yapılan klasik F-H modeli tahminlerine dayanmaktadır. ***, ** ve * sırasıyla % 1, % 5 ve % 10 anlamlılık düzeylerini ifade etmektedir. Parantez içinde standart hatalar verilmiştir.