



# Gelişmekte Olan Ekonomilerde Feldstein-Horioka Paradoksunun Ampirik Analizi

Empirical Analysis Of The Feldstein-Horioka Paradox In Emerging Economies

Feyza ARCICA

Doç.Dr., Çanakkale Onsekiz Mart Üniversitesi, Biga İktisadi Ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, Çanakkale, Türkiye

## ÖZET

Ülkelerde yaşanan finansal serbestleşme süreci iletişim teknolojisi alanındaki gelişmelerin etkisi ve bilgi teknolojisinde meydana gelen ilerlemeler ve küreselleşmeyi hızlandırmakla birlikte finansal piyasalarda etkinliği artırmış, işlem maliyetlerinin azalmasına neden olmuştur. Gelişmiş ülkelerin kendi sermayelerine daha karlı yatırım olanakları yaratma istekleri ve finansal serbestleşmeye yönelik politikaların benimsenmesi, uluslararası sermaye hareketlerine büyük bir hız kazandırarak önemli boyutlara ulaşmasına neden olmuştur. Bu faktörlerin gelişmesi, dünyada sermaye akımlarının öneminin artmasına ve ülke ekonomileri üzerindeki etkilerinin yoğun olarak tartışılmasına neden olmuştur. Son yıllarda gelişmekte olan ülke sermaye piyasaları global piyasalara hızla entegre olmaktadır. Bu durum sermaye piyasalarının hareketliliğinin derecesinin belirlenmesini önemli hale getirmiştir.

Bu çalışmanın amacı, Türkiye dahil gelişmekte olan 27 ülkenin sermaye piyasalarının uluslararası sermaye piyasalarına olan entegrasyon derecesini belirlemektir. Finansal bütünleşmenin ölçülmesinde en etkili yollardan birisi, yurtiçi tasarruf oranları ile yurtiçi yatırım oranları arasındaki korelasyonun ölçülmesidir. Bu noktada çalışmanın da temelini oluşturan ve yurtiçi tasarruf oranları ile yurtiçi yatırım oranları arasındaki ilişkiyi ele alan Feldstein-Horioka yaklaşımı ele alınmıştır. Panel veri tekniklerinin kullanılarak elde edilen tahmin sonuçları, analiz edilen ülkelerin düşük sermaye hareketliliğine sahip oldukları yönündedir.

**Anahtar Sözcükler:** Feldstein-Horioka Paradoksu, Finansal Liberalizasyon, Sermaye Hareketliliği, Tasarruf-Yatırım İlişkisi, Panel Veri Analizi.

## ABSTRACT

The financial liberalization process experienced in countries, along with the impact of developments in the field of communication technology, advances in information technology and accelerated globalization, increased the efficiency in financial markets and caused a decrease in transaction costs. The desire of developed countries to create more profitable investment opportunities for their own capital and the adoption of policies for financial liberalization have accelerated the international capital movements and caused them to reach important dimensions. The development of these factors has led to an increase in the importance of capital flows in the world and their effects on national economies to be discussed intensively. In recent years, developing country capital markets have been rapidly integrating into global markets. This situation has made it important to determine the degree of mobility of capital markets.

The aim of this study is to determine the degree of integration of the capital markets of 27 developing countries, including Turkey, with the international capital markets. One of the most effective ways to measure financial integration is to measure the correlation between domestic savings rates and domestic investment rates. At this point, the Feldstein-Horioka approach, which forms the basis of the study and deals with the relationship between domestic savings rates and domestic investment rates, is discussed. The estimation results obtained using panel data techniques are that the analyzed countries have low capital mobility.

**Key Words:** Feldstein-Horioka Puzzle, Financial Liberalization, Capital Mobility, the Saving-Investment Relation, Panel Data Analysis.

## 1. GİRİŞ

Günümüz dünya ekonomisinde yaşanan en önemli olgulardan birisi, 1970’li yılların sonunda gelişmiş ülkelerde başlayan ve 1980’li yıllarda gelişmekte olan ülkeleri (GOÜ) de kapsayacak şekilde yaygınlaşan finansal serbestleşme uygulamaları ve onun önemli bir ayağı olan sermaye hareketlerinin serbestleşmesidir.

Artan sermaye hareketlerinin hem yatırımcılar, hem de yöneldikleri ülkeler açısından belirgin faydaları vardır. Sermaye hareketleri, yatırımcıların risklerini dağıtımalarını ve getirilerini artırmalarını sağlarken, akımların yöneldiği ülkelerin de yatırımlarını finanse etmelerine, ekonomik büyümelerini gerçekleştirmelerine ve ülke yerleşiklerinin tüketimlerini artırmalarına neden olmaktadır.

Uluslararası sermaye akımı ekonomik etkinliğin iyileştirilmesinde önemli bir rol oynamaktadır. Bu yüzden, tasarruf ve yatırım arasındaki ilişkinin sermaye hareketliliği üzerinde bir etkisi olduğu ve bu etkinin incelenmesi gerektiği ortaya çıkmaktadır.

Bu çalışmada Türkiye dahil 27 gelişmekte olan ülkede tasarruf-yatırım ilişkisi Feldstein-Horioka metodolojisi ile ele alınacaktır.

## 2. ULUSLARARASI SERMAYE HAREKETLİLİĞİ VE ÖLÇÜLMESİ

Dünya ekonomisinde uluslararası sermaye hareketleri, kapitalizmin gelişmesiyle ortaya çıkan bir olgudur. Gelişmekte olan ülkelere yönelik sermaye akımları ise bu süreç içinde oluşan ve zaman içinde şekil ve boyut değiştiren bir gelişme olarak ortaya çıkmıştır.

Ülkelerin sermaye hareketliliği üzerinde durmalarının önemini anlamak konusunda Montiel ve Reinhart (2001)'in çekici ve itici faktör bakış açısına ilaveten sermaye hareketliliğinin ulusal ekonomiler üzerindeki etkilerinin ayrıntılı incelenmesi ve bu etkilerin de iki açıdan değerlendirilmesi yardımcı olacaktır.

Bunlardan ilki, sermaye girişinin ekonominin fiziki büyüklükleri ve reel gelişimi üzerindeki etkileridir. İkinci etki alanı ise sermaye girişinin finansal alanda ortaya çıkaracağı etkilerdir.

Gelişmekte olan ülkelere yönelik sermaye girişi, bu ülkelerde ulusal kaynakların elverdiği düzeyin üzerinde harcama ve yatırım yapılabilmesini olanaklı kılmaktadır.

Kaynak kullanımının genişlemesi sonucunda yatırım oranının yükselmesi, ulusal tasarruflarla sürdürülebilecek ekonomik büyümeden daha hızlı bir büyüme sonucunu doğurmaktadır.

Öte yandan, sermaye girişi ile sağlanan kaynak fazlası ulusal ekonomide ihracat kazancının üzerinde bir ithalat hacminin sürdürülebilmesine de olanak vermektedir.

Finansal ve makroekonomik etkilerin olumlu etkilerinin yanı sıra olumsuz etkilerinin de olabileceğini belirten görüşler mevcuttur. Küreselleşme sürecinde sermaye hareketleri karakter değiştirerek kısa vadeli ve spekülasyon amaçlı bir kimlik edinebilirler. Dolayısıyla kendilerinde oluşan oynaklığı yönedikleri ülkelere taşıyabilirler. Diğer bir olumsuz etki ise meydana gelen istikrarsızlığın mevcut iktisat politikası uygulamalarını etkisizleştirmesidir.

Sermaye hareketlerinin küresel ölçekte gerçekleşmesi, bu hareketlerin yol açtığı sorunların da ölçeğini büyütüştür. Yeni kimliği ile son dönemdeki sermaye hareketlerinin makroekonomik istikrarsızlıkla bağlantılı olduğu ve sıkça gündeme gelen finansal krizlerin sorumluluğunu taşıdığı düşünülmektedir.

1980 yılında Feldstein ve Horioka (F-H), yatırım ve tasarruf oranları arasındaki ilişkiden yola çıkarak uluslararası sermaye hareketliliğinin derecesini ölçmeye çalışmışlardır. Genel olarak yatırım ve tasarruflar arasındaki ilişki F-H tarafından aşağıdaki (1.1) no'lu denklemle ifade edilmiştir:

$$(I/Y)_i = \alpha + \beta(S/Y)_i \quad (1.1)$$

Burada I/Y Yurtiçi Yatırımların GSMH içindeki payını, S/Y Yurtiçi Tasarrufların GSMH içindeki payını ve i Ülke indeksini belirtmektedir.

F-H (1980), çalışmalarında 16 OECD ülkesinin 1960–1974 yılları arası yurtiçi tasarruf ve yatırım verilerini kullanmıştır. F-H'a göre (1.1) no'lu denklemdeki  $\beta$ 'nin 0'a eşit olması; sermaye serbestisinin var olduğunu yani ilgili ülkenin dışa açık bir ekonomi yapısına sahip olduğunu ifade ederken,  $\beta$ 'nin 1 olması ise; ülkenin kapalı bir ekonomi yapısına sahip olup yurtiçi yatırımlardaki değişimin yurtiçi tasarruflardaki değişmeye eşit olacağını ifade etmektedir.

Feldstein ve Horioka (1980), (1.1) nolu denklemin, yabancı yatırım akımlarına bağlantılı olarak da yorumlanabileceğini belirtmişlerdir: Eğer brüt yatırımlar, yurtiçi tasarrufları aşarsa, aradaki fark, net yabancı yatırım girişlerine eşit olacaktır.  $\beta$  katsayısının 1'e eşit olduğu alternatif hipotezin kabul edilmesi durumunda ise uluslararası sermaye akımlarının yurtiçi tasarruflara bağlı olmadığını kabul edileceğini belirtmişlerdir.

F-H (1980), 15 yıllık zaman diliminde 16 OECD ülkesi için brüt yurtiçi tasarruf-yatırım ilişki katsayısı ( $\beta$ ) yı araç değişkenler metodu kullanarak 0.887 olarak tahmin etmişlerdir. Elde edilen katsayı %95 güven aralığında sıfırdan anlamlı derecede farklıdır. Tahmin etme yöntemi olarak En Küçük Kareler (EKK) kullanıldığında ise korelasyon katsayısı 0.867 bulunmuştur.

F-H, bu sonuçlardan yola çıkarak yurtiçi yatırımların ülkeler arası tasarruf oranlarındaki farklılıkları absorbe ettiğini yani yurtiçi yatırım oranlarındaki değişimin yurtiçi tasarruf oranlarındaki değişmeye eşitlendiğini belirterek 1960-1974 yılları arası OECD ülkelerinde uluslararası sermaye hareketliliğinin olmadığı sonucuna varmışlardır.

1980'den önce uluslararası makro ekonomi, tam sermaye hareketliliği hakkında uygun hipotezin testi konusundan yoksundu. Ölçüm için ampirik çalışmalarda konu olan satınalma gücü ve faiz paritesi gibi fiyat ölçüleri başarısız bulunmuştu.

Ancak Feldstein ve Horioka, miktar ölçümü temelli finansal bütünleşmenin yeni bir ölçüsüyle ekonomik çevreyi tanıştırmıştır. F-H'a göre eğer sermaye tam olarak hareket ediyorsa; insanlar getirinin daha yüksek olduğu ülkeye yatırım yapacaklardır. Dolayısıyla yurtiçi tasarruf ve yatırımlar arasındaki ilişki sıfır olacaktır. Aksine,  $\beta$  katsayısı 1'e yakınsa, artış gösteren tasarrufların çoğu, ev sahibi ülkede kalarak ekonomide dışarıya kapalı bir politika varlığını sürdürecektir. Bu da dünyada tam sermaye hareketsizliği ile bütünleşmektedir.

Feldstein ve Horioka (1980), bu metodolojiden yola çıkarak yapmış oldukları ampirik çalışmada  $\beta$  katsayısını ( $\beta=0.887$ ) sıfırdan anlamlı derecede farklı bularak bu ilişkiden dünyada 1960-1974 yılları arası uluslararası bir sermaye hareketliliğinin olmadığını dolayısıyla artan tasarrufların, tasarrufun yapıldığı ülkede kalma eğiliminde olacağını belirtmişlerdir.

Ancak F-H sonuçları iktisatçılar arasında bir problem haline gelmiştir. Çünkü ampirik sonuçlar, genel inanış olan sermaye piyasasının entegre olduğu konusuna ters düşürücü sonuçlar vermiştir. Dolayısıyla Feldstein ve Horioka metodolojisi paradoks kavramı ile özdeşleştirilmiştir.

### 3. EKONOMETRİK UYGULAMA

#### 3.1. Uygulamanın Amacı

Çalışmaya konu olan 1981–2015 dönemi için gelişmekte olan 27 ülkenin yatırım-tasarruf eşbütünlüğünden yola çıkarak uluslararası sermaye hareketliliklerinin derecesi, panel veri analizi kullanılarak incelenmiştir. Çalışmaya konu olan gelişmekte olan 27 ülkenin seçilmesinin nedeni, veri ulaşılabilirliği ile birlikte aynı örnekleme kullanan Mamingi (1997), Montiel (1994), Bagnai ve Manzocchi (1996)'nın çalışmaları ile kıyaslama olanağını elde etmektir.

Analize dahil edilen 27 ülke Arjantin, Şili, Kolombiya, Guatemala, Ekvator, Hindistan, El Salvador, Peru, Meksika, Malezya, Malavi, Endonezya, İsrail, Jamaika, Kenya, Kore, Fas, Nijerya, Paraguay, Filipinler, Senegal, Tayland, Tunus, Uruguay, Venezuela, Honduras ve Türkiye'dir.

Araştırmada kullanılan veriler, yurtiçi yatırımların ve yurtiçi tasarrufların GSMH içindeki paylarıdır. Mevcut veriler, <http://www.imfstistics.org> ve <http://data.un.org> veri tabanlarından elde edilmiştir.

#### 3.2. Ekonometrik Metodoloji

##### 3.2.1. Panel Birim Kök Testleri

Bu çalışmada serilerin durağanlıkları yatay kesit bağımlılığını dikkate alan Pesaran (2006) tarafından geliştirilen CADF testi olarak bilinen Yatay Kesit Açısından Genişletilmiş Dickey Fuller testi aracılığıyla gerçekleştirilmiştir. Pesaran yaptığı Monte Carlo simülasyonlarında CADF'in, hem  $N > T$  hem de  $T > N$  için geçerli bir test olduğunu ispat etmiştir. Bu testte hata terimlerinin, tüm seriler için ortak ve her seriye özgü olmak üzere iki kısımdan meydana geldiği varsayılmıştır.

$u_{it} = \lambda_j \cdot \xi_{\tau} + \varepsilon_{it}$  Buradaki  $\xi_{\tau}$ , gözlenemeyen ortak öge olup, durağan olduğu varsayılmaktadır. Her bir yatay kesit için  $u_{it}$ 'deki potansiyel otokorelasyonu dikkate almak için ortak öge  $Y_t$  ve  $\Delta Y_t$  'nin gecikmeli değerleriyle yaklaşılmaktadır. Bu durumda CADF süreci aşağıdaki denklemin EKK yöntemi ile tahminine indirgenmektedir:

$$\Delta Y_{it} = \alpha_j + \beta_j Y_{i,t-1} + \sum \delta_{ij} \Delta Y_{i,t-j} + d_j \tau + c_j Y_{t-1} + \sum \varphi_{ij} \Delta Y_{i,t-j} + \varepsilon_{it}$$

Her bir eğim katsayısına ait t istatistik değerleri hesaplanır. Karşılaştırılacak kritik değerlere Pesaran (2006)'ın tablosundan ulaşılmaktadır. Pesaran her bir serinin aritmetik ortalamasını alarak CIPS istatistiğini hesaplamaktadır. CIPS istatistiği standard normal dağılım göstermemektedir. Bu yüzden, Pesaran (2006) tarafından simülasyon yoluyla elde edilmiş ve tablolaştırılmıştır.

##### 3.2.2. Panel Eşbütünlüşme

Genellikle zaman serilerinde testin gücü yüksek değildir. Testin gücü, yanlış olan sıfır hipotezinin reddedilme olasılığını belirtmektedir. Dolayısıyla gerçekte seri birim kök taşımazken, yapılan analizler neticesinde durağanlığı reddetme durumu, testin zayıflığını kanıtlamaktadır. Ancak panel eşbütünlüşme testlerinin gücü zaman serilerine kıyasla daha yüksektir (Barbieri, 2008:3).

Eğer iki değişkenli modelde, değişkenlerin hepsi birim kök özelliği taşıyorsa, bu değişkenler arasında eşbütünlüşme ilişkisi kontrol edilmelidir. Bu iki değişkenin doğrusal bileşimleri yani regresyon hata terimi durağan ise, iki değişkeninin aralarında uzun dönemli bir ilişkinin varlığından söz edilir.

Panel eşbütünlüşme testlerinde sıfır hipotezi, her bir serinin eşbütünlüşük olmadığıdır. Karşıt hipotez ise, her bir seri için en az 1 tane eşbütünlüşme vektörünün var olduğudur.

##### 3.2.3. Panel Eşbütünlüşme Regresyon Modeli Tahmincileri

Eşbütünlüşme ilişkisi içinde olan serileri, standart EKK metodu kullanılarak tahmin etmek, uzun dönem denkleminin sapmalı ve tutarsız tahmin edicilerden oluşmasına neden olmaktadır. Bu açıdan, Kao ve Chiang (2000) ve Mark ve Sul (2001), panel eşbütünlüşme tahmin metodu olarak Dinamik En Küçük Kareleri (DOLS) önerirken, Pedroni (2000), Tamamen Modifiye Edilmiş En Küçük Kareleri (FMOLS) önermiştir.

Kao ve Chiang (2000) FMOLS'nin DOLS'ye göre daha sapmalı olduğunu belirtmişlerdir. Pedroni de Monte Carlo simülasyonlarıyla grup ortalama DOLS tahmincisinin görece olarak az miktarda boyut bozulmalarına sahip olduğunu belirtmiştir.

Pedroni (2001)'e göre, otokorelasyonlu modellerin tahmininde DOLS kullanılmalıdır.

### 3.3. Ampirik Sonuçlar

Öncelikle paneli oluşturan serilerin yatay kesit bağımlılığı problemini içerip içermediğinin kontrolü için CDLM test istatistikleri elde edilmiştir. Tablo 1 CDLM test istatistiklerini göstermektedir.

Tablo 1'e göre elde edilen her üç CDLM istatistiklerinin olasılık değerlerine göre yatay kesit bağımsızlığı reddedilmektedir.

Tablo 1. Yatay Kesit Bağımlılığı Testi Sonuçları

Test İstatistiği	T değerleri	Olasılık değerleri
CDLM1	445.19	0.0005
CDLM2	3.55	0.0002
CD <sub>LM</sub>	-2.07	0.019

Bu durumda birinci kuşak panel birim kök testleri yerine ikinci kuşak panel birim kök testleri aracılığıyla serilerin durağanlığı araştırılacaktır. Çalışmadaki gözlem sayısı ile zaman boyutu arasındaki fark çok ciddi bir büyüklük olmadığı için her iki durumda da uygulanabilecek olan CADF testine başvurulmuştur.

Tablo 2 ve Tablo 3 sırasıyla yatırım ve tasarruflar için CADF test sonuçlarını göstermektedir. Her iki tabloda da ülkelerin gecikme sayıları p ile gösterilmiştir ve gecikme sayıları modelin sabitli, sabitli ve trendli olmasına göre değişmektedir.

Tablo 2'ye göre yatırımların durağanlık sınamaları incelendiğinde, sabitli model için, 27 ülkeden Şili, Ekvator, İsrail, Filipinler, Tunus, Venezuela'nın %5 anlamlılık düzeyinde, sabitli ve trendli model için ise sadece Guatemala, Ekvator, ve Uruguay'ın durağan oldukları tespit edilmiştir.

Tablo 2 Yatırımlar İçin CADF Test Sonuçları

Ülke	Sabit			Sabit ve Trend		
	P	CADF Test stat.	CV %5	P	CADF Test stat.	CV %5
Arjantin	1	-2,108	-3,34	1	-0.6647	-3,88
Şili	1	-3,870	-3,34	1	-3.538	-3,88
Kolombiya	4	-1,104	-3,34	4	-1.226	-3,88
Ekvator	1	-4,469	-3,34	1	-5.795	-3,88
Guatemala	1	-1,855	-3,34	1	-4.232	-3,88
Honduras	5	-0,047	-3,34	5	-1.686	-3,88
Hindistan	1	1,006	-3,34	1	-1.707	-3,88
Endonezya	2	-1,867	-3,34	2	-2.933	-3,88
İsrail	1	-3,408	-3,34	1	-3.240	-3,88
Jamaika	1	-1,683	-3,34	5	-2.093	-3,88
Kenya	2	-1,685	-3,34	2	-3.069	-3,88
Kore	1	-2,389	-3,34	1	-2.197	-3,88
Malavi	1	-2,084	-3,34	1	-3.389	-3,88
Malezya	1	-3,162	-3,34	1	-3.852	-3,88
Meksika	1	-2,623	-3,34	1	-2.714	-3,88
Fas	2	-2,359	-3,34	2	-2.109	-3,88
Nijerya	1	-3,054	-3,34	1	-3.377	-3,88
Paraguay	2	-0,6326	-3,34	2	-2.874	-3,88
Peru	1	-3,200	-3,34	1	-3.201	-3,88
Filipinler	1	-3,419	-3,34	4	-3.286	-3,88
Senegal	1	0,5887	-3,34	1	-1.603	-3,88
Tayland	1	-1,978	-3,34	1	-2.349	-3,88
Tunus	1	-3,482	-3,34	1	-3.354	-3,88
Uruguay	2	-3,103	-3,34	1	-4.021	-3,88
Venezuela	1	-3,432	-3,34	1	-3.612	-3,88
<b>Türkiye</b>	<b>1</b>	<b>-2,676</b>	<b>-3,34</b>	<b>1</b>	<b>-2.590</b>	<b>-3,88</b>
El Salvador	1	-1,820	-3,34	1	-2.094	-3,88
CIPS		-2,219	-2,15		-2,845	-2,66

Tablo 3'e göre incelenen ülkelerin tasarruf oranlarının durağanlık sınamaları incelendiğinde, sabitli model için 27 ülkenin de tasarruf verilerinin birim kök taşıdığı, sabitli ve trendli model için ise; Ekvator, Malavi ve Senegal'in tasarruf verilerinin durağan olmadığı tespit edilmiştir.

Tablo 3. Tasarruf İçin CADF Test Sonuçları

Ülke	Sabit			Sabit ve Trend		
	P	CADF Test stat.	CV %5	P	CADF Test stat.	CV %5
Arjantin	1	-1.9485	-3,34	1	-2.253	-3,88
Şili	2	-1.5277	-3,34	2	-1.708	-3,88
Kolombiya	3	-1.5967	-3,34	3	-1.895	-3,88
Ekvator	1	-2.3442	-3,34	1	-4.374	-3,88

Guatemala	2	-2.1757	-3,34	2	-2.904	-3,88
Honduras	1	-2.5408	-3,34	1	-2.275	-3,88
Hindistan	2	1.8574	-3,34	2	0.01662	-3,88
Endonezya	2	-0.4135	-3,34	1	-2.511	-3,88
İsrail	1	-2.6704	-3,34	1	-2.309	-3,88
Jamaika	5	0.2676	-3,34	5	-0.9667	-3,88
Kenya	4	-1.0685	-3,34	4	-3.007	-3,88
Kore	2	-1.6754	-3,34	1	-2.369	-3,88
Malavi	1	-3.1497	-3,34	1	-4.212	-3,88
Malezya	1	-1.2592	-3,34	1	-2.348	-3,88
Meksika	2	-3.1248	-3,34	2	-3.144	-3,88
Fas	1	-0.4393	-3,34	1	-1.475	-3,88
Nijerya	1	-3.1541	-3,34	1	-3.367	-3,88
Paraguay	2	-1.7287	-3,34	1	-2.238	-3,88
Peru	1	-3.0926	-3,34	2	-1.939	-3,88
Filipinler	1	-1.9999	-3,34	1	-3.115	-3,88
Senegal	1	-1.6830	-3,34	1	-5.584	-3,88
Tayland	1	0.0874	-3,34	5	-1.680	-3,88
Tunus	1	-2.9291	-3,34	1	-2.731	-3,88
Uruguay	2	-2.7144	-3,34	2	-2.968	-3,88
Venezuela	1	-1.8568	-3,34	1	-2.159	-3,88
Türkiye	1	-1.3248	-3,34	1	-1.099	-3,88
El Salvador	2	-1.5281	-3,34	2	-2.135	-3,88
CIPS		-1.6938	-2,15		-2.472	-2,66

İki değişkenin de birim kök taşımasından hareketle, Pedroni Eşbütünlüşme Testi (1999), Kao Eşbütünlüşme Testi (1999), Larsson ve diğ.(2001)'nin eşbütünlüşme testleri ile yatırım ve tasarruf oranları arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olup olmadığı araştırılmıştır.

Tablo 4'te gösterilen Pedroni eşbütünlüşme test istatistikleri sonucunda grup içi test istatistiklerinden panel varyans oranı istatistiği (panel v-stat.) 5.37 dir ve sıfır hipotezi reddedilmektedir. Diğer test istatistiklerinin hepsinin mutlak değerleri de 1.96'dan büyük olduğu için eşbütünlüşmenin yokluğunu belirten sıfır hipotezi reddedilmektedir.

Tablo 4. Pedroni Panel Eşbütünlüşme Testi Sonuçları

Alternatif Hipotez: Ortak AR katsayısı (Grup-İçi)				
	Hesap İstatistiği	P Değeri	Tartılı Hesap İstatistiği	P Değeri
Panel v-stat	5.375709	0.000	1.629	0.0516
Panel-rho stat	-5.44	0.000	-6.54	0.000
Panel-PP stat	-6.008	0.000	-7.86	0.000
Panel ADF-stat	-7.59	0.000	-10.68	0.000
Alternatif Hipotez: Bireysel AR katsayısı (Gruplar-Arası)				
	Hesap İstatistiği	Olasılık değeri		
Grup-rho stat	-4.19	0.000		
Grup-PP stat	-7.39	0.000		
Grup ADF-stat	-9.35	0.000		

Tablo 5'te sunulan Kao'nun eşbütünlüşme testi sonuçlarına göre testin olasılık değeri 0.05'ten küçük çıktığı için eşbütünlüşmenin olmadığını belirten yokluk hipotezi reddedilmektedir.

Tablo 5. Kao Kalıntı Temelli Eşbütünlüşme Testi Sonuçları

	T istatistiği	Olasılık Değeri
ADF	-3.473	0.0003

Tablo 6, Johansen Fisher Panel Eşbütünlüşme testi sonuçlarını göstermektedir. Gecikme sayısı olarak 1 tane gecikme uzunluğu kullanılmıştır. İz istatistiklerinin ve özdeğerlerin olasılık değerlerinden hareketle en fazla bir tane eşbütünlüşme vektörünün var olduğu sonucuna varılmaktadır.

Tablo 6. Johansen Fisher Panel Eşbütünlüşme Sonuçları

Eşbütünlüşme vektörünün sayısı	Trace Ist. Fisher ist.	P değeri	Max-özdeğer Ist. Fisher ist.	P değeri
$r \leq 0$	146.7	0.0000	126.0	0.0000
$r \leq 1$	66.90	0.1117	66.90	0.1117

Dolayısıyla panel eşbütünlüşme test sonuçlarına göre, gelişmekte olan 27 ülke için söz konusu değişkenler arasında eşbütünlüşme ilişkisine rastlanılmıştır. Tablo 7, eşbütünlüşme ilişkisi içerisinde olan tasarruf-yatırım ilişkisinin bireysel olarak tahmin edilen DOLS parametrelerini göstermektedir.

Tablo 7. Bireysel DOLS Tahmin Sonuçları

Ülke	Trendsiz		Trendli	
	Parametre (St.hata)	St.hata	Parametre (St.hata)	St.hata
Arjantin	0.843	0.534	0.780	0.478
Şili	0.577	0.877	0.749	1.070
Kolombiya	0.79	2.902	0.756	2.862
Ekvator	0.384	1.571	-0.014	2.770
Guatemala	0.739	0.725	1.048	1.664
Honduras	0.764	0.421	0.952	0.653
Hindistan	0.892	0.635	0.857	2.260
Endonezya	1.013	1.626	1.033	0.706
İsrail	1.001	0.161	1.001	0.166
Jamaika	0.683	0.621	0.570	1.331
Kenya	1.062	0.714	1.039	0.802
Kore	0.385	1.906	0.433	1.639
Malavi	0.883	1.708	0.921	1.041
Malezya	1.286	0.660	1.286	0.549
Meksika	-0.053	2.743	0.056	2.562
Fas	0.083	1.109	0.289	1.796
Nijerya	0.589	0.630	0.641	0.894
Paraguay	0.521	1.586	0.309	1.042
Peru	0.875	1.532	0.754	0.897
Filipinler	2.147	2.623	2.180	3.409
Senegal	0.508	1.124	-0.546	2.377
Tayland	1.338	1.809	1.606	2.043
Tunus	1.768	5.240	1.895	4.968
Uruguay	0.845	2.266	0.870	2.330
Venezuela	0.186	1.323	-0.077	2.029
Türkiye	0.548	1.490	0.559	1.489
El Salvador	0.680	1.581	0.681	1.593

Tablo 8, panel DOLS ve FMOLS tahmin sonuçlarını göstermektedir. FMOLS'ye göre,  $\beta$  parametresi 0,7565 olarak tahmin edilirken, DOLS'ye göre 0,7616 olarak tahmin edilmiştir.

Tablo 8. Panel DOLS ve FMOLS Tahmin Sonuçları

	DOLS	FMOLS
Tasarruf Katsayısı	0,7616	0,7565
t istatistik değeri	25,753	27,9082
R <sup>2</sup>	0,63	0,4604

## SONUÇ

Son otuz yıldır ülkelere gelen sermaye hareketlerinde hem nitelik hem de nicelik yönünden değişiklikler yaşanmıştır. Özellikle sermaye üzerindeki kontroller azaltılmış, ülkeler arası ticaretin hacmi artmış ve bilgi-iletişim teknolojisindeki gelişmelerle finansal piyasaların küreselleşmesinde ciddi değişimlerin yaşanmasına neden olmuştur.

Ancak 1980 yılında Feldstein ve Horioka OECD ülkeleri için yüksek sermaye hareketliliğini reddeden yatırım ve tasarruf arasında bir ilişki ortaya çıkarmışlardır. O zamandan beri bu paradoksu çözmek için literatürde çok sayıda araştırmalar yapılmıştır.

Bu paradoksun açıklanması konusunda döviz kuru rejimleri, ülkelerin farklılığı, ilgili değişkenlerin dışarıda bırakılması, hükümet politikalarını içeren açıklamalara gidilmiştir. Bu denemelerin çoğu çok ikna edici olmasına rağmen ampirik olarak yeterli görülmemektedir. Bazıları da ampirik olarak güçlü olmasına rağmen, neden ülkelerde zamanlar arası F-H katsayısının farklı olduğunu açıklayamamıştır. Ancak ortak görüş; F-H katsayısının 1'e yakın olmasının sermaye hareketsizliğini ima etmeyeceği olarak ifade edilebileceği yönünde gerçekleşmiştir.

Farklı zaman dilimlerini benzer örneklem ile bu paradoksu zaman serisi veri setleri ile çözmeye çalışan Mamingi (1997), Montiel (1994) ve Bagnai, Manzocchi (1996) farklı ampirik sonuçlar elde etmiştir. Mamingi (1997), genel olarak ülkelerin düşük hareketli; Montiel (1994) genel olarak ülkelerin hareketli, Bagnai ve Manzocchi (1996) ise, ülkelerin çoğunlukla hareketsiz olduğu sonucuna varmışlardır.

Bu çalışmanın analiz kısmı, 1981-2015 yılları arası bu üç çalışma ile aynı örneklemin kullanıldığı 27 ülkenin tasarruf ve yatırımlarının GSYİH içindeki paylarından oluşmaktadır. Serilerin durağanlık tespiti için ikinci kuşak birim kök sınamalarından yararlanılmıştır.

Buradan hareketle, durağan olmayan tasarruf ve yatırım serilerinin eşbütünleşik ilişki içinde olduğu da eşbütünleşme testleri aracılığıyla kanıtlanmıştır. Bu durumda eşbütünleşik serilerin panel tahmincilerinin FMOLS ve DOLS ile tahmin edilmesi gerektiği sonucuna varılarak her iki tahmin yönteminden elde edilen katsayılar sonucu gelişmekte olan 27 ülke için ne tam sermaye hareketliliği ne de tam sermaye hareketsizliği olduğu sonucuna varılmıştır.

**KAYNAKÇA**

1. Bagnai, A. ve Manzocchi, S. (1996). Unit Root Tests Of Capital Mobility in the Less Developed Countries. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 132 (3), 545-557.
2. Barbieri, L. (2006). Panel Unit Root Tests: A Review. *Quaderni del Dipartimento di Scienze Economiche e Sociali*. Serie Rossa, n.43, Università Cattolica del Sacro Cuore, Piacenza.
3. Feldstein, M. ve Horioka, C. (1980). Domestic Saving and International Capital Flows. *Economic Journal*, 90, 314-329.
4. Kao, C.; Chiang, M.H. (2001). On The Estimation And İnference of A Cointegrated Regression in Panel Data. *Advances in Econometrics*, 15, 179-222.
5. Larsson, R.; Lyhagen, J. ve Löthgren, M. (2001). Likelihood-based Cointegration Tests in Heterogeneous Panels. *Econometrics Journal*, 4, 109-142.
6. Mamingi, N. (1997). Saving-Investment Correlations And Capital Mobility: The Experience of Developing Countries. *Journal of Policy Modeling*, 19 (6), 605-626.
7. Montiel, P. (1994). Capital Mobility in Developing Countries: Some Measurement Issues And Empirical Estimates. *World Bank Economic Review*, 8 (3), 311-350.
8. Montiel, P. ve Reinhart, M. C. (2001). The Dynamics of Capital Movements to Emerging Economies During the 1990s. <http://www.puaf.umd.edu/faculty/papers/reinhart/text0308.pdf>. Erişim Tarihi: 12.01.2009.
9. Pedroni, P. (2000). Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels. *Advances in Econometrics, Nonstationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels*, JAI Press 15, 93-130.
10. Pesaran, H. (2006). A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross Section Dependence. *Cambridge University Working Paper*, No:0346.