

## Türkiye’de Feldstein-Horioka Hipotezinin Geçerliliği: DOLS Uzun Dönem Tahmircisi ve Fourier Granger Nedensellik Testi

Süleyman YURTKURAN<sup>1</sup>



Geliş Tarihi/ Received	Kabul Tarihi/ Accepted	Yayın Tarihi/ Published
10/06/2020	07/11/2020	15/01/2021

**Citation/Atf:** Yurtkuran, S., (2021), Türkiye’de Feldstein-Horioka Hipotezinin Geçerliliği: DOLS Uzun Dönem Tahmircisi ve Fourier Granger Nedensellik Testi, Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, 35(1): Sayfa: 151-169, <https://doi.org/10.16951/atauniiib.750416>

**Öz:** Bu çalışmada Türkiye’de 1985-2017 döneminde Maki eşbütünleşme testi, dinamik en küçük kareler (DOLS) uzun dönem tahmircisi ve yeni geliştirilen Fourier Granger nedensellik yaklaşımı yardımıyla Feldstein-Horioka (FH) hipotezinin geçerli olup olmadığı test edilmiştir. Maki eşbütünleşme testi sonucuna göre yurt içi tasarruflar ile yurt içi yatırımlar arasında uzun dönemde bir eşbütünleşme ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. DOLS uzun dönem tahmircisi sonuçlarına göre FH hipotezinin geçerli olduğu belirlenmiştir ve FH katsayısı 0,650 olarak bulunmuştur. Fourier Granger nedensellik testi sonucuna göre ise yurt içi tasarruflardan yurt içi yatırımlara doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre Türkiye’de tasarrufların yatırımlar üzerinde önemli bir faktör olduğu görülmektedir. **Anahtar Kelimeler:** Feldstein-Horioka Hipotezi, Tasarruf, Yatırım, Fourier Granger Nedensellik Testi, Türkiye

### *The Validity of the Feldstein-Horioka Hypothesis in Turkey: DOLS Long-Run Estimator and Fourier Granger Causality Test*

**Abstract:** In this study, the validity of the Feldstein-Horioka (FH) hypothesis is examined by the Maki cointegration test, dynamic ordinary least squares (DOLS) long-run estimator and newly developed Fourier Granger causality approach covering the period of 1985-2017 for Turkey. The result of Maki cointegration test finds that there is a long-run relationship between domestic saving and domestic investment. The results of the DOLS long-run estimator indicate that FH hypothesis is valid and FH coefficient is 0.650. The result of the Fourier Granger causality test also shows that unidirectional causality runs from domestic saving to domestic investment. According to the results, domestic savings are an important source of investments for Turkey.

**Keywords:** Feldstein-Horioka Hypothesis, Saving, Investment, Fourier Granger Causality Test, Turkey

<sup>1</sup>Dr., Milli Eğitim Bakanlığı, Trabzon Ortahisar Halk Eğitim Merkezi ve Akşam Sanat Okulu, <https://orcid.org/0000-0002-7085-9203>

## **EXTENDED SUMMARY**

### **Research Problem**

Investment and savings are an important issue for both policy makers and academics. Feldstein and Horioka (1980) state that the relationship between investment-saving correlation measures the degree of international capital mobility. They also claim that if national capital markets are integrated, domestic investment can be financed by foreign savings, and a low correlation will arise between savings and investments. The purpose of the study is to test validity of the Feldstein-Horioka (FH) hypothesis in Turkey.

### **Literature Review**

Feldstein and Horioka (1980) tested the relationship between savings and investment for the first time and determined that the FH coefficient was between 0.871-0.909 as a result of their studies using horizontal section data analysis for 16 OECD countries covering the period of 1960-1974. Feldstein (1983) determined that the FH coefficient was 0.777-0.0993 for the 17 OECD countries from the period 1960 to 1979 and obtained similar results with the findings of the first study. Murphy (1984) used the cross-sectional data analysis for the 17 OECD countries covering the period between 1960-1980 and concluded the FH coefficient was 0.98 in seven major countries. Feldstein and Bacchetta (1991) tested the relationship between savings and investment for the 23 OECD countries from the period 1960 to 1986 and found that the FH coefficient was between 0.607-0.917. Then various studies on this hypothesis were carried out in the world and in Turkey. There are many studies in the literature on panel data and time series analysis to test the FH hypothesis. Fourier ADF unit root and Fourier Granger causality tests were not used in any of these studies.

### **Methodology**

In this study the validity of FH hypothesis examined by Fourier ADF unit root test, Maki cointegration method, DOLS long-run estimator and Fourier Granger causality test. Fourier ADF unit root and Fourier Granger causality tests are newly developed. Gallant’s (1981) flexible Fourier functions are included in the model by Enders and Lee (2012a) and developed a unit root test with Lagrange multiplier (LM) and Rodrigues and Taylor (2012) DF-GLS methods. The main logic in these tests is to use low-frequency components with Fourier approach in the series with one or multiple structural breaks and to obtain the structural breaks this way. Other than these studies, Enders and Lee (2012b) developed a DF-test based non-linear Fourier unit root test. With these tests, structural break dates, numbers and styles in these models cannot be predicted beforehand; instead, trigonometric terms are added to the model.

### **Results and Conclusions**

After determining that the first differences  $I(1)$  of all three series, the existence of a long-term relationship between the series was tested. Maki cointegration test indicated that there was a long-term cointegration relationship between saving and investment. Then, full-modified least-square (FMOLS)

developed by Phillips ve Hansen (1990) was used to test long-term coefficients. The results of the DOLS long-run estimator indicates that FH hypothesis is valid and FH coefficient is 0.650. It was found that increased saving in Turkey rose investment by 0.650%. The result of the Fourier Granger causality test also shows that unidirectional causality runs through domestic saving to domestic investment. According to the results, domestic savings are an important source of investments for Turkey.

### 1. Giriş

Dünyada birçok nedenden dolayı ekonomik gelişmeler olmaktadır. Bu gelişmeler yaşanırken çeşitli tartışmalar ortaya çıkmakta ve belli başlı makroekonomik göstergeler üzerinde yoğunlaşmalar yaşanmaktadır. Bu makroekonomik göstergelerin başında yer alan ve ekonomik büyümenin elde edilmesi için gerçekleştirilen yatırımlar, ülke ekonomileri için büyük bir önem arz etmektedir. Klasik iktisatçılar büyümenin temel kaynağının yatırım, yatırımın da temel kaynağının tasarruf olduğunu ifade etmektedirler. Bu yüzden yatırım ve tasarruf hem politika yapıcılar hem de akademisyenler açısından önemli bir konudur. Tasarruf gelirden giderler çıktıktan sonra kalanı, yatırım ise elde edilen tasarruflardan gelir sağlamak amacıyla üretim kapasiteleri için kullanılan kısmını belirtmektedir. Başka bir ifadeyle yatırım belirli bir dönemde elde edilen gelirlerin, belirli bir kısmının ayrılarak ileriki dönemlerde daha fazla gelir elde etmek için tekrardan üretim sürecine dahil edilmesi olarak tanımlanmaktadır. İktisat literatüründe bir ülkede gerçekleştirilen yatırımlar ne kadar yüksek olursa, ekonomik büyüme seviyesinin o kadar fazla olacağı görüşü hakimdir. Yatırımın oluşmasına imkân sağlayan tasarruflar, ekonomik büyümeye dolaylı olarak katkıda bulunduğundan oldukça önemli bir makroekonomik gösterge olarak karşımıza çıkmaktadır.

Tablo 1 ve Tablo 2’de E7 ülkelerinde sırasıyla tasarruf ve yatırımların gayrisafi yurt içi hasıla (GSYİH) içerisindeki payı gösterilmektedir.

**Tablo 1: E7 Ülkelerinde Tasarrufların GSYİH İçerisindeki Payı (%)**

Yıllar	Brezilya	Çin	Endonezya	Hindistan	Meksika	Rusya	Türkiye
1990	21,4	36,4	27,0	21,7	21,6	30,3	20,5
1995	15,4	41,0	30,6	25,8	25,2	28,8	18,9
2000	16,6	36,5	31,8	24,3	22,5	38,7	20,7
2005	20,6	45,8	27,5	32,3	20,9	33,2	23,6
2010	20,8	51,7	34,8	34,3	22,9	29,8	22,0
2015	16,3	47,2	32,8	30,6	22,1	29,9	25,8
2016	15,4	46,0	32,6	30,4	22,4	28,6	25,3
2017	16,0	46,7	33,6	30,0	23,0	29,2	26,5
2018	16,0		34,1	29,3	23,8	33,3	28,0

**Kaynak:** Dünya Bankası Kalkınma Göstergeleri (WDI), 2019

Tablo 1’e bakıldığında E7 ülkelerinde tasarrufların GSYİH içerisindeki en yüksek payının Çin’e ait olduğu görülmektedir. 1990 yılında Çin’de tasarrufların

GSYİH içerisindeki payı %36,4 olarak gerçekleşirken bu değer 2017 yılına gelindiğinde %46,7 olmuştur. Diğer E7 ülkelerine bakıldığında 2018 yılında Brezilya’nın tasarruf oranı en az değerle %16 iken en yüksek değer %34,1 ile Endonezya olduğu görülmektedir. Türkiye’de ise 2018 yılında bu değer %28 olarak gerçekleşmiştir.

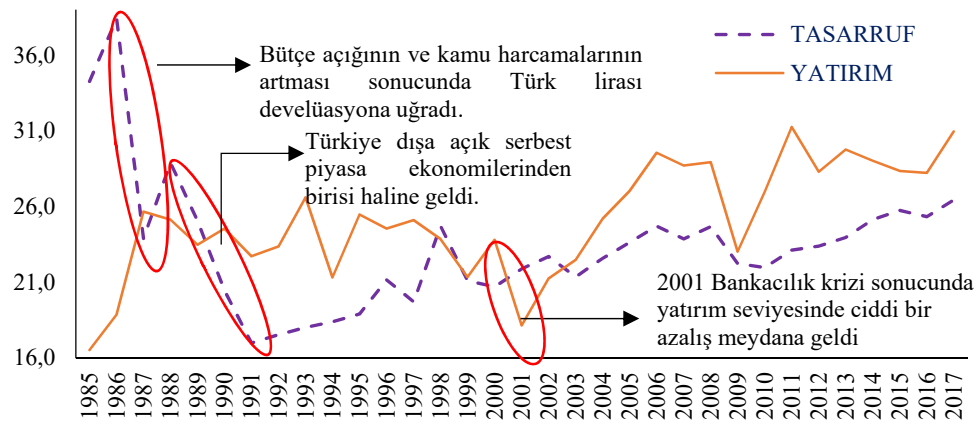
**Tablo 2: E7 Ülkelerinde Yatırımların GSYİH İçerisindeki Payı (%)**

Yıllar	Brezilya	Çin	Endonezya	Hindistan	Meksika	Rusya	Türkiye
1990	20,2	34,7	32,7	27,8	23,3	30,1	24,5
1995	17,3	39,7	30,4	27,0	21,0	25,4	25,5
2000	18,9	34,4	22,2	25,9	23,0	18,7	23,8
2005	17,2	41,4	25,1	37,4	22,1	20,1	27,0
2010	21,8	47,7	32,9	39,8	22,8	22,6	27,0
2015	17,4	45,6	34,1	32,1	23,3	22,4	28,4
2016	15,0	44,5	33,9	30,2	23,8	23,5	28,2
2017	15,0	44,3	33,7	30,9	23,0	24,1	31,0
2018	15,4		34,6	31,0	23,0	22,7	29,2

**Kaynak:** WDI, 2019

Tablo 2’ye bakıldığında E7 ülkelerinde yatırımların GSYİH içerisindeki en yüksek payının tasarruflarda olduğu gibi Çin’e ait olduğu görülmektedir. 1990 yılında Çin’de yatırımların GSYİH içerisindeki payı %34,7 olarak gerçekleşirken bu değer 2017 yılına gelindiğinde %44,3 olmuştur. Diğer E7 ülkelerine bakıldığında 2018 yılında Brezilya’nın yatırım oranı en az değerle %15 iken en yüksek değer %34,6 ile Endonezya olduğu görülmektedir. Türkiye’de ise 2018 yılında bu değer %29,2 olarak gerçekleşmiştir.

**Şekil 1: Türkiye’de Tasarruf ve Yatırımların GSYİH İçerisindeki Payı**



**Kaynak:** WDI, 2019

Şekil 1’de ise Türkiye’de 1985-2017 dönemi arasında gerçekleşen tasarrufların ve yatırımların GSYİH içerisindeki payları gösterilmektedir.

Grafikte tasarrufların ve yatırımların belirli yıllarda inişli çıkışlı bir seyir halinde olduğu görülmektedir. 1986 yılında bütçe açığının fazla vermesi ve kamu harcamalarında gereksiz artışlar sonucunda Türk parasında devalüasyon gerçekleşmiştir. 1988 yılında dışa açık serbest piyasa ekonomilerinden biri haline gelen Türkiye’de yabancı sermayenin ülkeye girmesiyle birlikte, tasarruflarda ciddi manada düşüş yaşanmıştır. 2001 yılında bankacılık krizinin yaşanması, 2008 yılında da küresel krizin meydana gelmesi sonucunda yatırımlarda gözle görülür bir şekilde düşüşler gerçekleşmiştir.

Kapalı ekonomiye sahip bir ülkede elde edilen yurt içi tasarruflar kamu ve özel kesim tasarruflarından oluşmakta, kamu ve özel kesim yatırımlarına her zaman eşit olmakta ve cari açık sıfır çıkmaktadır. Maliye ve para politikası özel tüketim ve özel yatırım üzerinde tam etkilidir. Ulusal tasarrufta gözlenen herhangi bir artış, yurt içi yatırımlarda eşit bir artışa neden olmaktadır. Açık bir ekonomide ise cari işlemler dengesizliği ve tasarruf ile yatırım arasındaki farklılıklar mümkündür. Dolayısıyla, maliye ve para politikalarının etkinliği, sermaye hareketliliğinin derecesine bağlıdır (Cadoret, 2001: 517).

Birçok akademik iktisatçı, küresel finans piyasaları entegre olduğu süreçte ülkeler arasında net sermaye transferlerinin mümkün olduğunu varsaymakta ve ülkeler arasında net sermaye transferlerinin ne ölçüde gerçekleştiğine göre sermaye hareketliliğinin önündeki engellerin kapsamını ölçmektedir. Bu yazarların içerisinde Feldstein ve Horioka (1980), yatırım-tasarruf korelasyonu arasındaki ilişkinin uluslararası sermaye hareketliliğinin derecesini ölçtüğünü ifade etmektedir. Ayrıca, ulusal sermaye piyasaları bütünleşmişse, yerli yatırımın yabancı tasarruflarla finanse edilebileceğini ve iki tasarruf ve yatırım arasında düşük bir korelasyonun ortaya çıkacağını iddia etmektedir. Yazarlar, 1960-1974 dönemine dayanarak 16 OECD ekonomisi için yatay kesit veri analizi uygulamıştır. Uygulanan model Denklem 1’de gösterilmektedir.

$$\left(\frac{I}{Y}\right)_{it} = \phi_{it} + \theta \left(\frac{S}{Y}\right)_{it} + u_{it} \quad (1)$$

Denklem 1’de  $\phi_{it}$ ,  $\theta$  ve  $u_{it}$  sırasıyla sabit terimi, tasarruf tutma oranı olarak da ifade edilen Feldstein ve Horioka (FH) katsayısını ve hata düzeltme terimini göstermektedir.  $I/Y$  ve  $S/Y$  ise sırasıyla yatırımların ve tasarrufların GSYİH’ya oranını ifade etmektedir. Bir ülkede uluslararası sermaye hareketliliği yoksa yani yurt içi yatırımlar yurt içi tasarruflarla finanse ediliyorsa tahmini tasarruf tutma oranı 1 olmaktadır. Böyle bir durumda kapalı bir ekonomik yapı söz konusudur. Yurt içi yatırımlar yabancı tasarruflarla karşılanıyorsa FH katsayısı 0 değerini almaktadır. Bu durumda ise yurt dışından elde edilen sermaye akımı yurt içi tasarruflarda meydana gelen azalışı ortadan kaldırmaktadır. Sermaye, marjinal getiri oranının düşük olduğu ülkeden yüksek olduğu ülkeye geçmektedir. Sonuç olarak FH katsayısı olarak nitelendirilen  $\theta$ , sıfıra ne kadar yakınsa o oranda sermaye hareketliliği fazla olurken; bu katsayının 1’e yakın olduğu durumda sermaye hareketliliğinin fazla olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır.

Yatırımın bir kısmı iç tasarruflarla gerçekleştirilebilirken bir kısmı da yabancı tasarruflarla finanse edilebilmektedir. Bu yüzden yatırım ve tasarruflar birbirinden bağımsız olarak hareket edebilmektedir. Feldstein ve Horioka (1980)’ya göre, yatırım ile tasarruf arasında yüksek bir ilişki olmasına rağmen sermaye hareketliliği yüksek olmayabilir. Bu nedenle FH hipotezi uluslararası makroekonomideki en zorlu ve çözülmesi güç altı bulmaca arasında yer almaktadır (Obstfeld ve Rogoff, 2000: 349). Son otuz yıldır, birçok teorik ve ampirik çalışma, bu bilmeceyi çözmeye çalışmaktadır. FH hipoteziyle ilgili yapılan çalışmalar üç kategoriye ayrılabilir. Birincisi, yeni teorik modeller oluşturarak ve/veya yeni açıklamalar sunarak yüksek tasarruf-yatırım ilişkisini yüksek sermaye hareketliliği ile uzlaştırmaya çalışmak; ikincisi, Feldstein ve Horioka’nın (1980) yüksek tasarruf-yatırım korelasyonuna ilişkin bulgularına şüpheyle yaklaşmak; üçüncüsü, daha gelişmiş ekonometrik teknikler kullanmaktır. Ancak çalışmaların çoğu FH bilmeceyi destekleme eğiliminde olmuştur.

Türkiye’de FH hipotezinin geçerliliğini test eden ve beş bölümden oluşan bu çalışmada giriş bölümünü takiben ikinci bölümde tasarruf tutma oranını tespit eden ampirik çalışmaların literatür özeti yapılmış, üçüncü bölümde veri seti ve ampirik yöntemler gösterilmiş, dördüncü bölümde elde edilen ampirik sonuçlar açıklanmış son olarak beşinci bölümde sonuç kısmı yer almıştır.

## **2. Literatür**

Feldstein ve Horioka (1980) tasarruf ile yatırım arasındaki ilişkiyi ilk kez sınımışlardır ve 1960-1974 döneminde 16 OECD ülkesi için yatay kesit veri analizi kullanarak yapmış oldukları çalışmanın sonucunda FH katsayısının 0,871-0,909 arasında olduğunu belirlemişlerdir. Bu sonuca göre, OECD ülkelerinde sermaye hareketliliğinin kısıtlı olduğu, yapılan yatırımların daha çok iç tasarruflarla gerçekleştirildiği tespit edilmiştir ve yurt içi tasarrufların yaklaşık % 90’ının yurt içi yatırımları finanse etmek için bir ülkede kaldığı sonucuna varılmıştır. Bu nedenle yurt içi sermayenin, sanayileşmiş ülkelerin sermaye hareketinin önündeki engellerin az olduğu inancına aykırı olarak, uluslararası düzeyde mobil olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Feldstein ve Horioka’nın (1980) yapmış olduğu çalışmaya ek olarak net dış yatırımlar ile yurt içi yatırımlar arasındaki ilişkiyi de analize dahil eden Feldstein (1983) 17 OECD ülkesi için 1960-1979 döneminde yatay kesit veri analizi ile yapmış olduğu çalışmanın sonucunda FH katsayısının 0,779-0,993 olduğunu belirlemiştir ve ilk çalışmada elde edilen bulgularla benzer sonuçlar elde etmiştir. Murphy (1984) 17 OECD ülkesi için 1960-1980 döneminde yatay kesit veri analizi ile yapmış olduğu çalışma sonucunda FH katsayısının yedi büyük ülkede 0,98; on küçük ülkede ise 0,59’dan daha büyük olduğu sonucuna ulaşmıştır ve yatırım ve tasarruflar arasındaki ilişkide ülkelerin büyüklükleri ve gelişmişliklerinin önemli olduğunu vurgulamıştır. Ayrıca yazar, büyük ülkelerde tasarruflarda gerçekleştirilen bir artışın dünya faiz oranlarını düşürebileceğini ve

bu ülkelerde yurt içi yatırımlarda artışlar yaşanacağını belirtmiştir. Feldstein ve Bacchetta (1991) 23 OECD ülkesi için 1960-1986 döneminde regresyon analizi ile yapmış olduğu çalışmanın sonucunda FH katsayısının 0,607-0,917 arasında olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Tesar (1991) 1960-1986, 1960-1974 ve 1975-1986 dönemlerinde 23 OECD ülkesi için yatay kesit veri analizi ile gerçekleştirmiş olduğu çalışma sonucunda bu dönemlerde sırasıyla FH katsayısının 0,840, 0,870 ve 0,810 bulmuştur. Bu bilgilere göre ilgili ülkelerde sermaye hareketliliğinin çok düşük bir seviyede olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Sinn (1992) 23 OECD ülkesi için 1960-1988 döneminde yatay kesit veri analizi ile gerçekleştirmiş olduğu çalışmanın sonucunda FH katsayısını 0,409-0,910 arasında olduğunu belirlemiştir. Coakley vd. (2004) 1980Q1-2000Q4 döneminde 12 OECD ülkesi için panel ortalama grup tahmincisi yardımıyla gerçekleştirmiş oldukları analizde FH katsayısını 0,32 olarak tespit etmişlerdir. Yazarlar bu ülkelerde uzun vadeli sermaye hareketliliğinin yaşandığı ve uluslararası piyasa entegrasyonunun gerçekleştiği sonucuna ulaşmışlardır.

Kim vd. (2005) 1960-1979 ve 1980-1998 dönemlerinde 11 Asya ülkesinde panel tam modifiye edilmiş en küçük kareler (FMOLS) ve dinamik en küçük kareler (DOLS) uzun dönem tahmincileri yardımıyla tasarruf ve yatırım ilişkisini incelemişlerdir. Yazarlar 1960-1979 döneminde FH katsayısını 0,58-0,79 aralığında bulurken, 1980-1998 döneminde bu katsayının 0,39-0,42 arasında olduğunu belirlemişlerdir ve ilerleyen dönemlerde bu ülkelerde sermaye hareketliliğinin arttığı sonucuna ulaşmışlardır. Narayan (2005) Çin'de sabit döviz kuru rejiminin uygulandığı 1952-1994 dönemini ele almış, daha sonra 1952-1998 dönemini incelemiştir. Analizde gecikmesi dağıtılmış otoregresif model (ARDL), sınır testi ve DOLS uzun dönem tahmincisi kullanılmıştır. Sabit döviz kuru rejiminin uygulandığı dönemde FH katsayısı 1,17 çıkarken diğer dönemde bu katsayı 0,99 olarak bulunmuştur. Bu sonuçlar ilgili dönemlerde sermaye hareketliliğinin çok kısıtlı olduğunu göstermektedir.

Di Iorio ve Fachin (2007) 1960-2002 döneminde 12 Avrupa Birliği (AB) ülkesi için panel FMOLS yöntemi yardımıyla gerçekleştirmiş oldukları analizde FH katsayısını 0,590-1,03 aralığında bulmuşlardır. Fouquau vd. (2009) 1960-2000 döneminde 24 OECD ülkesi için panel yumuşak geçişli regresyon modeli (PSTR) yardımıyla yapmış olduğu analizde FH katsayısının 0,526-0,710 arasında olduğunu belirlemişlerdir. Bebezcuk ve Hebbel (2010) 16 OECD ülkesi için 1978-2003 döneminde panel havuzlanmış en küçük kareler, rassal etkiler ve sabit etkiler yöntemlerini kullanarak FH katsayısının 0,48-0,60 aralığında olduğunu tespit etmişlerdir. Ancak yazarlar elde edilen katsayının sektörel bazda farklılık gösterdiğini ifade etmişler ve değişik sektörlerde daha düşük bir katsayı elde etmişlerdir.

Ay ve Özmen (2017) yükselen ülke ekonomileri olarak adlandırılan ülkelerden 12 tanesi için 1970-2015 dönemine ait verilerle panel FMOLS, kanonik eşbütünleşme regresyonu (CCR) ve DOLS uzun dönem tahmincileri

yardımla gerçekleştirmiş oldukları analizde FH katsayısını 0,19 olarak bulmuşlardır ve bu ülkelerde sermaye hareketliliğinin yoğun bir şekilde yaşandığını belirtmişlerdir. Pata (2018) E7 ülkeleri için 1989-2015 döneminde gerçekleştirmiş olduğu analizde panel Westerlund, Westerlund ve Edgerton eşbütünleşme testleri, ortak ilişkili etkiler ortalama grup (CCEMG), ortalama grup tahmincisi (AMG) ve Konya bootstrap nedensellik testini kullanmıştır. Yazar FH katsayısının uzun dönemde 0,792-0,758 arasında olduğunu tespit etmiştir.

Türkiye için gerçekleştirilen FH hipotezine ait çalışmalardan; Oktayer ve Susam (2007) 1962-2006 döneminde Engle-Granger (EG) eşbütünleşme analizi ve en küçük kareler (EKK) tahmincisi yardımla gerçekleştirmiş oldukları analizde FH katsayısını 0,537 olarak bulmuşlardır. Yavuz (2011) 1962-2003 döneminde JJ eşbütünleşme analizi ve uzun dönem tahmincisi yardımla yapmış olduğu çalışmada FH katsayısını 0,76 olarak bulmuştur ve Türkiye’de sermaye hareketliliğinin fazla olmadığı sonucuna ulaşmıştır.

Esen vd. (2012) 1975-2009 döneminde ARDL, sınır testi yardımla gerçekleştirmiş oldukları çalışmanın sonucunda FH katsayısını 0,38 olarak tespit etmişlerdir ve sermaye hareketliliğinin fazla olduğunu belirtmişlerdir. Dursun ve Abasız (2014) yatırım ve sermaye arasındaki ilişkiyi 1968-2008 döneminde Hansen-Seo (HS), Gregory-Hansen (GH) ve Hatemi-J (HJ) yöntemleriyle araştırmışlardır ve FH katsayısının 0,426 olduğu sonucuna ulaşmışlardır. FH hipotezinin Türkiye’de geçerli olduğunu belirtmişlerdir.

Demir ve Cergibozan (2017) 1962-1989 ve 1990-2015 dönemlerinde Johansen-Juselius (JJ) eşbütünleşme analizi ve ARDL sınır testi yardımla araştırmışlardır ve FH katsayısını 1962-1989 dönemi için 0,89, diğer dönem için ise 0,53 olarak tespit etmişlerdir. Yazarlar 1990-2015 döneminde FH katsayısının diğer döneme kıyasla azaldığını fakat sermaye hareketliliğinin devam ettiğini belirtmişlerdir. Çağlar ve Yavuz (2018) 1960-2016 döneminde GH eşbütünleşme analizi, ARDL sınır testi ve DOLS uzun dönem tahmincisi yardımla yapmış oldukları analizde FH katsayısını 0,678-0,832 aralığında bulmuşlardır ve sermaye hareketliliğinin Türkiye’de yoğun yaşanmadığını tespit etmişlerdir. Tablo 3’te FH hipotezine ait yapılan bazı literatür çalışmalarının özeti gösterilmektedir.

**Tablo 3: FH Hipotezine Ait Yapılan Literatür Çalışmaları**

Yazar(lar)	Çalışma Dönemi	Ülke(ler)	Yöntem(ler)	FH Katsayısı
Feldstein ve Horioka (1980)	1960-1974	16 OECD Ülkeleri	Yatay kesit veri analizi	0,871-0,909
Feldstein (1983)	1960-1979	17 OECD Ülkeleri	Yatay kesit veri analizi	0,779-0,933
Murphy (1984)	1960-1980	17 OECD Ülkeleri	Yatay kesit veri analizi	0,59-0,98



**Tablo 3 Devamı: FH Hipotezine Ait Yapılan Literatür Çalışmaları**

Feldstein ve Bacchetta (1991)	1960-1986	23 OECD Ülkesi	Regresyon analizi	0,607-0,917
Tesar (1991)	1960-1986 1960-1974 1975-1986	23 OECD Ülkesi	Yatay kesit veri analizi	0,840 0,870 0,810
Sinn (1992)	1960-1988	23 OECD Ülkesi	Yatay kesit veri analizi	0,409-0,910
Coakley vd. (2004)	1980Q1-2000Q4	12 OECD Ülkesi	Panel ortalama grup tahmincisi	0,32
Kim vd. (2005)	1960-1979 1980-1998	11 Asya Ülkesi	Panel FMOLS ve DOLS uzun dönem tahmincileri	0,58-0,79 0,39-0,42
Narayan (2005)	1952-1994 1952-1998	Çin	ARDL, sınır testi ve DOLS uzun dönem tahmincisi	0,99-1,17
Di Iorio ve Fachin (2007)	1960-2000	12 AB Ülkesi	FMOLS tahmincisi	0,590-1,03
Oktayer ve Susam (2007)	1962-2006	Türkiye	EG eşbütünleşme testi ve EKK tahmincisi	0,537
Fouquau vd. (2009)	1960-2000	24 OECD Ülkesi	PSTR tahmincisi	0,526-0,710
Bebczuk ve Hebbel (2010)	1978-2003	16 OECD Ülkesi	Panel EKK, rassal etkiler ve sabit etkiler	0,48-0,60
Yavuz (2011)	1962-2003	Türkiye	JJ Eşbütünleşme analizi ve uzun dönem tahmincisi	0,76
Esen vd. (2012)	1975-2009	Türkiye	ARDL, sınır testi	0,38
Dursun ve Abasız (2014)	1968-2008	Türkiye	HS, GH ve HJ yöntemleri	0,426
Ay ve Özmen (2017)	1970-2015	12 Ülke	Panel FMOLS, CCR ve DOLS uzun dönem tahmincileri	0,19
Demir ve Cergibozan (2017)	1962-1989 1990-2015	Türkiye	JJ eşbütünleşme analizi, ARDL sınır testi	0,89 0,53

**Tablo 3 Devamı: FH Hipotezine Ait Yapılan Literatür Çalışmaları**

Pata (2018)	1989-2015	E7 Ülkeleri	Panel Westerlund, Westerlund ve Edgerton eşbütünleşme testleri, CCEMG, AMG uzun dönem tahmincileri ve Konya bootstrap nedensellik testi	0,792-0,758
Çağlar ve Yavuz (2018)	1960-2016	Türkiye	GH eşbütünleşme analizi, ARDL sınır testi ve DOLS uzun dönem tahmincisi	0,678-0,832

Geçmiş yıllarda FH hipoteziyle alakalı olarak yapılan çalışmalara bakıldığında hem Türkiye’de hem de diğer ülkelerde yeni geliştirilen Fourier ADF birim kök testi ve Fourier Granger nedensellik testi kullanılmamış, ilk defa bu çalışmada kullanılmıştır. Bu şekilde bu çalışmanın literatüre katkı sağlayacağı öngörülmektedir.

### 3. Veri Seti, Model ve Metodoloji

Gerçekleştirilen bu çalışmada 1985-2017 döneminde Türkiye’de FH hipotezinin geçerli olup olmadığı tespit edilmektedir. Analizde kullanılan değişkenlerden (I) yatırımları (GSYİH içerisindeki %’lik payı) ve (S) tasarrufları (GSYİH içerisindeki %’lik payı) göstermektedir. Veriler WDI (2019)’dan elde edilmiştir. Logaritması alınarak analize dahil edilen seriler yardımıyla oluşturulan model Denklem 2’de yer almaktadır.

$$\ln I_t = \varphi_0 + \varphi_1 \ln S_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Denklem 2’de  $\varphi_0$  sabit terimi,  $\varphi_1$  S’nin katsayısını ve  $\varepsilon_t$  hata terimini göstermektedir. FH hipotezine göre  $\varphi_1$  katsayısı 0’a yakın bir değer alırsa uluslararası sermaye hareketliliğinin fazla olduğunu, 1’e yakın bir değer alırsa bu hareketliliğin çok az olduğunu göstermektedir.

#### 3.1. Fourier ADF Birim Kök Testi

Serilerin durağanlıklarının belirlenmesi için birim kök testleri kullanılmaktadır. Dickey-Fuller (1981), Genişletilmiş-Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) (1988), KPSS (1992) ve Dickey-Fuller genelleştirilmiş en küçük kareler (DF-GLS) (1996) gibi geleneksel birim kök testlerinde serilerin yapısal kırılmaları dikkate alınmamaktadır. Bu durum da sonuçların tutarsız ve tartışmalı çıkmasına neden olmaktadır. Perron (1989) yapısal kırılmaların dışsal olarak tahmin edildiği ve tek bir yapısal kırılmaya izin veren bir birim kök testi geliştirmiştir. Geliştirilen bu test literatürde dönüm noktası olmuştur. Zivot ve Andrews (1992) Perron’un aksine modelin içerisinde yer alan ve tek bir yapısal kırılmanın olduğu birim kök testi gerçekleştirmiştir. Lumsdaine ve Papell (1997) ve Lee ve Strazicich (2003) de içsel olarak belirlenen ve iki yapısal kırılmaya izin veren birim kök testi geliştirmişlerdir. Tek ve iki yapısal kırılmaya izin veren bu

testlere yöneltilen temel eleştirisi ise yapısal kırılmaların önsel olarak tespit edilebilmesidir. Yani tek yapısal kırılmanın yaşandığı veya hiç yapısal kırılmanın yaşanmadığı bir seriye Lumsdaine ve Papell (1997) veya Lee ve Strazicich (2003) birim kök testini uygulamak ya da tersi durumda diğer birim kök testlerini koşturmak sonuçların hatalı çıkmasına sebebiyet vermektedir. Diğer bir sorun da bu testlerde serilerin biçimi de önceden tespit edilmektedir. Bahsi geçen bu problemleri ortadan kaldırmak için Gallant'ın (1981) esnek Fourier fonksiyonlarını modele dahil eden Enders ve Lee (2012a) Lagrange çarpanı (LM) ve Rodrigues ve Taylor (2012) DF-GLS yöntemlerini temel alan birim kök testi geliştirmişlerdir. Bu testlerdeki temel mantık bir veya birden fazla yapısal kırılmanın yaşandığı seride Fourier yaklaşımıyla birlikte düşük frekanslı bileşen kullanılması ve yapısal kırılmaların bu şekilde elde edilmesidir. Bu çalışmaların dışında Enders ve Lee (2012b) ise doğrusal olmayan fonksiyona sahip DF testine dayalı Fourier birim kök testi geliştirmiştir. Bu testlerle birlikte modelde bulunan yapısal kırılmaların tarihleri, sayıları ve biçimleri önceden tahmin edilmemekte; bunun yerine trigonometrik terimler modele eklenmektedir. Denklem 3'te deterministik terimin yeniden düzenlendiği ve ADF birim kök testine ait kurulan model yer almaktadır.

$$\Delta y_t = \alpha(t) + \delta t + \beta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \sigma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Denklem 3'te deterministik terim  $\alpha(t)$ ; optimal gecikme uzunluğu  $p$ ; katsayılar  $\delta$ ,  $\beta$  ve  $\sigma$  ve hata terimleri  $\varepsilon_t$  ile gösterilmektedir.  $\Delta y_t$ 'nin gecikmeli değerleri modele dahil edilerek otokorelasyon problemi ortadan kaldırılmaktadır. Denklem 3'te deterministik terimin bilinmemesi ve doğru çıkmaması durumunda  $\delta=1$  için bulunan değerlerde sorunlar ortaya çıkabilmektedir (Enders ve Lee, 2012b:196). Bu sorunları ortadan kaldırmak için trigonometrik terimlerin dahil olduğu Fourier fonksiyonu modele eklenmektedir. Bu durum Denklem 4'te gösterilmektedir.

$$\alpha(t) = \alpha_0 + \sum_{k=1}^p \alpha_k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^p \beta_k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (4)$$

Denklem 4'te frekans sayısı  $n$ , gözlem sayısı  $T$ , kalıntı kareler toplamının (SSR) en küçük değeri  $k$  ile gösterilmektedir.  $\pi$  sayısının değeri 3,1416'dır. Kümülatif frekanslı Fourier ADF birim kök testi Denklem 4'te yer alan değişkenlerin Denklem 3'e eklenmesiyle, Denklem 5'te gösterildiği üzere elde edilmektedir.

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \gamma t + \sum_{k=1}^p \alpha_k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^p \beta_k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{i=1}^p \sigma_i \Delta y_{t-i} + \beta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Uygulanan regresyon modellerinde gecikme uzunlukları için kullanılan büyük değerler çeşitli sorunları da beraberinde getirmektedir. Bu problemleri

ortadan kaldırmak için tek frekansa sahip Fourier fonksiyonu Denklem 5 revize edilerek Denklem 6’da gösterilmektedir.

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \delta t + \alpha_k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \beta_k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{i=1}^p \sigma_i \Delta y_{t-i} + \beta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Denklem 6’da serinin durağan olup olmadığının tespitinde  $\beta$  katsayısının t-istatistik değerine bakılır ve bu değer Enders ve Lee (2012b; 198)’nin tablo kritik değeriyle karşılaştırılır. Tablo kritik değerinde uygun değeri bulmak için SSR’nin en küçük değeri olan k’ye ve gözlem sayısına (T) bakılmaktadır. Bulunan değer tablo kritik değerinden mutlak değer içerisinde büyükse serinin birim kök içermediği (durağan olduğu) sonucuna ulaşılmaktadır.

Son olarak trigonometrik terimlerin anlamlılığına bakılarak serilerin doğrusal bir yapıya sahip olup olmadıkları belirlenmektedir. Serilerin doğrusal olmayan bir yapıya sahip olması halinde Fourier fonksiyonuna sahip birim kök testlerini kullanmak, sonuçların daha tutarlı ve güvenilir olmasını sağlamaktadır. Elde edilen F-istatistik değeriyle birlikte trigonometrik terimler anlamsız çıkarsa serilerin durağanlıklarının tespit edilmesi için doğrusal yapıya sahip birim kök testlerinin kullanılması tavsiye edilmektedir (Enders ve Lee, 2012b: 196-197).

### 3.2. Maki Eşbütünleşme Testi

Seriler arasında uzun dönemli ilişkinin var olup olmadığının belirlenmesinde kullanılan geleneksel eşbütünleşme testlerinde kurulan modellerde ortaya çıkan yapısal kırılmalar dikkate alınmamaktadır. Bu durum da sonuçların hatalı çıkmasına sebebiyet vermektedir (Pata ve Tütüncü, 2017: 41). Bu problemi ortadan kaldırmak için GH (1996) ve HJ (2008) yapısal kırılmalı eşbütünleşme testleri geliştirmişlerdir. GH eşbütünleşme testi tek yapısal kırılmaya izin verirken HJ testi iki yapısal kırılmaya izin vermektedir. Fakat kurulan modelde ikiden fazla yapısal kırılma varsa bu iki test bu sorunun üstesinden gelememektedir. Maki (2012) eşbütünleşme testi ise daha fazla yapısal kırılmaya izin vermekte ve bu problemi ortadan kaldırmaktadır. Bu testte 0, 1, 2 ve 3 olmak üzere dört tane model bulunmaktadır. Bu modeller sırasıyla Denklem 7, 8, 9 ve 10’da gösterilmektedir.

$$y_t = \delta + \sum_{i=1}^k \beta_i D_{i,t} + v'x_t + w_t \quad (7)$$

$$y_t = \delta + \sum_{i=1}^k \beta_i D_{i,t} + v'x_t + \sum_{i=1}^k v_i'x_t D_{i,t} + w_t \quad (8)$$

$$y_t = \delta + \sum_{i=1}^k \beta_i D_{i,t} + \theta t + v'x_t + \sum_{i=1}^k v_i'x_t D_{i,t} + w_t \quad (9)$$

$$y_t = \delta + \sum_{i=1}^k \beta_i D_{i,t} + \theta t + \sum_{i=1}^k \theta_i t D_{i,t} + v'x_t + \sum_{i=1}^k v_i'x_t D_{i,t} + w_t \quad (10)$$

Denklemlerde bağımlı değişken  $y_t$ , bağımsız değişken  $x_t$  ile; sabit terim  $\delta$  ile; katsayılar  $\beta_i$ ,  $\theta_i$  ve  $v_i$  ile ifade edilmektedir.  $D_{i,t}$  kukla değişkeni göstermektedir ve bu değişken; hesaplanan test istatistiği tablo kritik değerini aştığında 1, diğer durumda 0 değerini almaktadır. Denklemlerde  $H_0$  hipotezi, seriler arasında uzun dönemli bir eşbütünlük ilişkisinin olmadığını; alternatif hipotez ise bulunan yapısal kırımlar da modele dahil edilerek seriler arasında uzun dönemde bir eşbütünlük ilişkisi olduğunu ifade etmektedir.

### 3.3. DOLS Uzun Dönem Tahmincisi

Stock ve Watson (1993) tarafından literatüre kazandırılan ve eşbütünlük tahmincilerini elde etmek için kullanılan DOLS yönteminde denklemlere dinamik unsurlar eklenmekte, statik denklemlerde ortaya çıkan problemler ortadan kalkmaktadır. Monte Carlo simülasyonunun kullanıldığı bu yöntemde homojen yapıda olmayan ve gözlem sayısı fazla olmayan serilerde etkin sonuçlar elde edilmektedir (Mark ve Sul, 2003: 654).

DOLS tahmincisini elde etmek için kurulan model Denklem 11 ve 12'de ifade edilmektedir.

$$\hat{\delta}_{OLS} = [(\sum_t z_t z_t') \otimes I_{k_t}]^{-1} [\sum_t (z_t \otimes I_{k_t}) (\Delta^{d-I+1} y_t')] \quad (11)$$

$$\Delta^{d-I+1} y_t' = (z_t' \otimes I_{k_t}) \delta + v_t' \quad (12)$$

### 3.4. Fourier Standard Tek Frekanslı Granger Nedensellik Testi

İki değişken arasındaki nedensellik ilişkisinin tespitinde kullanılan ve vektör otoregresif model (VAR) ile uygulanan Granger nedensellik testinde yapısal kırımlar göz ardı edilmektedir. Granger (1969)'in geliştirdiği nedensellik testine ait VAR(i) modeli Denklem 13'te yer almaktadır.

$$y_t = \theta + \phi_1 y_{t-1} + \dots + \phi_u y_{t-i} + u_t \quad (13)$$

Denklem 13'te yer alan içsel değişkenler  $y_t$ , sabit terimler  $\theta$ , katsayılar matrisi  $\phi$  ve hata terimleri  $u_t$  ile gösterilmektedir. Bu denklem, sabit terim olan  $\theta$  katsayısının zamanla değişim sürecinde olmadığı ve kurulan modelde yapısal değişim yaşanmadığı varsayımına dayanmaktadır. Gallant (1981)'in çalışmasından ilham alan Enders ve Jones (2016), Fourier fonksiyonlarını VAR'a ekleyerek Fourier-Granger nedensellik analizini gerçekleştirmiştir. Bu çalışmayla birlikte modelde yapısal kırılma tarihleri ve sayısının belirlenmesine gerek duyulmamaktadır. Fourier trigonometrik fonksiyonları Denklem 14'te gösterilmektedir.

$$\theta(t) \cong \theta_0 + \phi_{1k} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \phi_{2k} \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (14)$$

Denklem 4'te gösterilen Fourier trigonometrik fonksiyonları Denklem 13'te yer alan VAR'a eklenerek Fourier-Granger nedensellik testi elde edilmektedir. Bu durum Denklem 15'te ifade edilmektedir.

$$y_t = \theta_0 + \phi_{1k} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \phi_{2k} \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \phi_1 y_{t-1} + \dots + \phi_i y_{t-i} + u_t \quad (15)$$

Gözlem sayısı az olduğundan bu çalışmada tek frekansa sahip Fourier-Granger nedensellik analizinin kullanılması uygun görülmüştür. Denklem 15’te  $\phi$  katsayılarından herhangi birinin 0’dan farklı olması durumunda  $H_0$  hipotezi reddedilmekte ve seriler arasında yapısal değişimlerle birlikte nedensellik ilişkisi olabileceği sonucuna ulaşılmaktadır.

#### 4. Ampirik Sonuçlar

##### 4.1. Birim Kök Testlerine Ait Sonuçlar

Bu çalışmada serilerin durağanlıklarının sınanmasında geleneksel birim kök testlerinden ADF ve PP ile literatüre yeni kazandırılan Fourier ADF birim kök testi kullanılmıştır.

**Tablo 4: ADF ve PP Birim Kök Testi Sonuçları**

Değişkenler	ADF		PP	
	Model A	Model C	Model A	Model C
S	-1.5269	-1.3172	-1.7587	-1.3031
I	-0.8477	-1.1882	-1.1115	-1.4770
$\Delta S$	<b>-5.0344***</b>	<b>-6.0852***</b>	<b>-5.0867***</b>	<b>-6.0559***</b>
$\Delta I$	<b>-4.7054***</b>	<b>-4.7976***</b>	<b>-4.6066***</b>	<b>-4.8647***</b>

Not: \*\*\*: %1’de anlamlı.

Tablo 4’teki sonuçlara göre serilerin seviye değerlerinde birim kök içerdikleri, birinci farklarında ise durağan oldukları görülmektedir.

Tablo 5’ten elde edilen sonuçlara göre ise sabitli ve sabitli-trendli modellerde hesaplanan trigonometrik terimlerin F-istatistik değerlerinin tablo kritik değerini aşmadığı ve anlamsız olduğu görülmektedir. Bu çalışmada serilerin doğrusal yapıda olduğu sonucuna ulaşılmaktadır ve serilere standart ADF ve PP birim kök testleri uygulanmaktadır.

**Tablo 5: FADF Birim Kök Testi Sonuçları**

Değişkenler	k	SSR	I	F(k)	$\tau_{DF}$
<b>Sabitli</b>					
I	1	0,600	8	0,371	2,023
S	2	0,663	0	0,484	-2,021
<b>Sabitli+Trendli</b>					
I	1	0,507	1	0,443	-3,283
S	2	0,639	7	0,879	0,752

k optimal frekansı, SSR minimum kalıntı kareler toplamını, I SIC bilgi kriterine göre belirlenen optimal gecikme uzunluğunu, F(k) trigonometrik terimlerin F-istatistik değerini,  $\tau_{DF}$  FADF birim kök testi istatistik değerini göstermektedir.

##### 4.2. Eşbütünleşme Testine Ait Sonuçlar

Bu çalışmada seriler arasında uzun dönemli ilişkinin tespitinde Maki (2012) eşbütünleşme testinden yararlanılmıştır. Tablo 6’dan elde edilen bulgulara göre bütün modellerde seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğu tespit edilmiştir.

**Tablo 6: Maki Eşbütünlüme Testi Sonuçları**

I=f(S)	Test İstatistiği	%1	%5	%10	Kırılma Tarihi
Model 0	-5,899**	-5,959	-5,426	-5,131	1987, 1997, 2000, 2011, 2013
Model 1	-6,207***	-6,193	-5,699	-5,449	1994, 1997, 2000, 2010, 2014
Model 2	-6,595**	-6,915	-6,357	-6,057	1987, 2000, 2002, 2005, 2009
Model 3	-8,669***	-8,004	-7,414	-7,110	1991, 1994, 1997, 2002, 2011

**Not:** Maksimum yapısal kırılma sayısı 5 olarak belirlenmiştir. \*\*\* %1'de, \*\* %5'te anlamlı. Tablo kritik değerleri Maki (2012) tarafından Monte Carlo simülasyonu ile hesaplanmıştır.

#### 4.3. DOLS Tahmincisine Ait Sonuçlar

Eşbütünlüme ilişkisine sahip serilerin uzun dönem katsayılarının belirlenmesinde DOLS tahmincisinden yararlanılmıştır. Tablo 7'deki sonuçlara göre uzun dönemde tasarruflarda gerçekleşen %1'lik bir artışın yatırımları %0,650 arttırdığı belirlenmiştir. Bu katsayıya göre Türkiye'de sermaye hareketliliğinin sınırlı olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Elde edilen bu sonuç Türkiye için yapılan çalışmalardan Oktayer ve Susam (2007), Yavuz (2011), Demir ve Cergibozan (2017) ve Çağlar ve Yavuz (2018)'un çalışmalarını destekler niteliktedir.

**Tablo 7: DOLS Yöntemine Göre Uzun Dönem Katsayıları**

Model: I=f(S)		
Değişkenler	Katsayı	t-istatistiği
S	0,650***	4,606
C	9,292**	2,520
D1987	-0,016	-0,091
D2000	-0,096	-0,706
D2002	-0,108	-0,771
D2005	-0,063	-0,496
D2009	-0,168	-1,301

**Not:** \*\*\* %1'de, \*\* %5'te anlamlı.

#### 4.4. Standart Granger ve Fourier-Granger Nedensellik Analizlerine Ait Sonuçlar

Tablo 8'de Standart Granger ve Fourier-Granger nedensellik analizlerinden elde edilen sonuçlar gösterilmektedir. Her iki test sonucuna göre tasarruflardan yatırımlara doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu belirlenmiştir.

**Tablo 8: Standart Granger ve Fourier-Granger Nedensellik Testlerine Göre Elde Edilen Sonuçlar**

Model	Standart Granger Nedensellik Testi			
	Wald istatistiği	Asimptotik p-değeri	Bootstrap p-değeri	k p
$\Delta S \neq \Delta I$	21,085	0,000	0,000	0 2
$\Delta I \neq \Delta S$	2,540	0,281	0,293	0 2
Model	Fourier-Granger Nedensellik Testi			
	Wald istatistiği	Asimptotik p-değeri	Bootstrap p-değeri	k p
$\Delta S \neq \Delta I$	26,621	0,000	0,000	2 2
$\Delta I \neq \Delta S$	1,499	0,473	0,471	2 2

**Not:** k optimal frekansı, p optimal gecikme uzunluğunu göstermektedir.

### **Sonuç**

Küreselleşme faaliyetleriyle birlikte teknolojik gelişmelerde de artışlar meydana gelmiş, ulusal ve uluslararası finansal piyasalarda entegrasyon faaliyetleri hız kazanmış, böylelikle ülkelerarası sermaye hareketliliğinde gözle görülür bir şekilde artış yaşanmıştır. Feldstein-Horioka paradoksu olarak da ifade edilen hipotezin bu gelişmelerle birlikte popülaritesi gün geçtikçe artmaya başlamıştır.

Geçmiş yıllarda FH hipoteziyle alakalı olarak yapılan çalışmalarda yeni geliştirilen Fourier ADF birim kök ve Fourier Granger nedensellik testlerinin kullanılmadığı görülmektedir. İlgili testlerin ilk defa kullanıldığı bu çalışmada Türkiye’de 1985-2017 döneminde Maki eşbütünleşme testi, DOLS uzun dönem tahmincisi ve Fourier-Granger nedensellik analizi yardımıyla FH hipotezinin geçerli olup olmadığı test edilmiştir. FADF birim kök testine göre sabitli ve sabitli-trendli modellerde trigonometrik terimlerin anlamlı olmadığı tespit edilmiştir. ADF ve PP birim kök testleri sonuçlarına göre ise serilerin seviyelerinde birim kök içerdikleri, birinci farklarında ise durağan oldukları sonucuna ulaşılmıştır. Maki (2012) eşbütünleşme testi sonuçlarına göre seriler arasında uzun dönemde bir eşbütünleşme ilişkisi olduğu belirlenmiştir. Uzun dönem katsayıların belirlenmesi için kullanılan DOLS tahmincisi sonuçlarına göre tasarruf miktarındaki %1’lik bir artışın yatırımları %0,650 artırdığı tespit edilmiştir. Türkiye’de FH hipotezinin geçerli olduğu belirlenmiştir. Yani Türkiye’de gerçekleşen sermaye hareketliliğinin sınırlı olduğu bulgusuna ulaşılmıştır. Elde edilen bu sonuç Türkiye için gerçekleştirilen çalışmalardan Oktayer ve Susam (2007), Yavuz (2011), Esen vd. (2012), Dursun ve Abasız (2014), Demir ve Cergibozan (2017) ve Çağlar ve Yavuz’un (2018)’un çalışmalarıyla paralellik göstermektedir. Standart Granger ve Fourier-Granger nedensellik analizlerine ait elde edilen sonuçlara göre ise tasarruflardan yatırımlara doğru tek yönlü bir nedensellik olduğu belirlenmiştir. Türkiye’de yurt içi tasarrufun yatırımı artırıcı bir etkisi olduğundan, hükümetler hane halkı tasarruf oranlarını artıracak ve bu tasarruflardan ulusal ekonomi için getiri sağlayacak mikroekonomik politikalar uygulamalıdır.

Tasarrufların yatırımların lokomotifi olduğu ve özellikle yurt içi tasarruflarla ekonomik büyümenin daha hızlı bir şekilde artacağı görüşü hakimdir. Bu yüzden Türkiye’de yurt içi tasarruf miktarını arttırmak için yastık altında tutulan altınların ve gayrimenkul alımı için saklanan kaynakların üretim faaliyetleri için kullanılması büyük önem arz etmektedir. Bu yüzden yastık altında tutulan altınların mali sisteme dahil edilmesi ve insanların bu sisteme özendirilmesi için politika yapıcılara büyük görev düşmektedir. Bunun yanında bireysel emeklilik sisteminin toplumun geneline yayılması, bu sistemin getirisinin anlatılarak insanların bilgilendirilmesi ve bu sistem içerisinde yer alan bireylerin finans bilgilerinin geliştirilmesi yurt içi tasarruflarda artışa katkı sağlayacaktır. Son olarak da vergi muafiyetlerinin geliştirilmesi ve teşviklerinin



arttırılması yurt içi tasarrufların arttırılmasına, bu durum da ülke çapında yatırımların genişlemesine imkân tanıyacaktır.

Bu çalışmada Türkiye için zaman serisi analizi kullanılmıştır. Bundan sonra gerçekleştirilecek olan çalışmalarda zaman serisi analizinin yanı sıra panel veri analizi kullanılarak birçok ülkeyle alakalı çalışmalar yapılabilir. Böylelikle ülkeler arasında da karşılaştırmalar gerçekleştirilebilir. Panel veri analizlerinden de Fouier fonksiyonlarının kullanıldığı yöntemlerden yararlanılabilir.

### Kaynaklar

- Ay, A. ve Özmen, I. (2017), “Feldstein-Horioka Hipotezinin Yükselen Ekonomilerde Sınanması: Panel Veri Analiz”, *Sosyal Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 1-18.
- Bebczuk, R.N. ve Schmidt Hebbel, K. (2010), “Revisiting the Feldstein-Horioka Puzzle: an Institutional Sector View”, *Económica*, 56, 1-38.
- Cadoret, I. (2001). “The Saving Investment Relation: A Panel Data Approach”. *Applied Economics Letters*, 8(8), 517-520.
- Coakley, J., Fuertes, A.M. ve Spagnolo, F. (2004), “Is the Feldstein-Horioka puzzle history?”, *The Manchester School*, 72, 569-590.
- Çağlar, A.E. ve Yavuz, E. (2018), “Türkiye’de Yatırım-Tasarruf İlişkisinin Feldstein-Horioka Paradoksu Çerçevesinde Analizi: Farklı Tipte Eşbütünleşme Yaklaşımları”, *Pamukkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 31, 143-152.
- Demir, C. ve Cergibozan, R. (2017), “Türkiye Ekonomisi için Feldstein-Horioka Hipotezinin Geçerliliği: Eşbütünleşme ve Markov Rejim Değişim Yaklaşımı”, *Ege Academic Review*, 17(1), 89-104.
- Di Iorio, F., ve Fachin, S. (2007), “Testing for Breaks in Cointegrated Panels-with an Application to the Feldstein-Horioka Puzzle”, *Economics*, 1-24.
- Dickey, D.A. ve Fuller, W.A. (1981), “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 49(4), 1057-1072.
- Dursun G. ve Abasız, T. (2014), “Feldstein-Horioka Puzzle In Turkey”, *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 15(1), 45-63.
- Dünya Bankası (2019), “Dünya Bankası Kalkınma Göstergeleri”, <http://databank.worldbank.org/data/reports.aspx?source=world-development-indicators> (Erişim Tarihi: 25.07.2019).
- Elliott, G., Rothenberg, T.J. ve Stock, J.H. (1996), “Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root”, *Econometrica*, 64, 813-836.
- Enders, W. ve Jones, P. (2016), “Grain Prices, Oil Prices, and Multiple Smooth Breaks in a VAR”, *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 20(4), 399-419.
- Enders, W. ve Lee, J. (2012a), “A Unit Root Test Using a Fourier Series to Approximate Smooth Breaks”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 74(4), s.574-599.

- Enders, W. ve Lee, J. (2012b), “The Flexible Fourier Form and Dickey-Fuller Type Unit Root Tests”, *Economics Letters*, 117(1), 196-199.
- Esen, E., Yıldırım, S. ve Kostakoğlu, S.F. (2012), “Feldstein-Horioka Hipotezinin Türkiye Ekonomisi için Sınanması: ARDL Modeli Uygulaması”, *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 7(1), 251-267.
- Feldstein, M. (1983), “Domestic Saving and International Capital Movements in the Long Run and the Short Run”, *European Economic Review*, 21(1-2), 129-151.
- Feldstein, M. ve Bacchetta, P. (1991), “National Saving and International Investment. In National Saving and Economic Performance, University of Chicago press, USA.
- Feldstein, M. ve Horioka, C.Y. (1980), “Domestic Saving and International Capital Flows”, *Economic Journal*, 90(358), 314-329.
- Fouquau, J., Hurlin, C. ve Rabaud, I. (2009), “The Feldstein-Horioka Puzzle: A Panel Smooth Transition Regression Approach”, *Economic Modelling*, 25, 284-299.
- Gallant, R. (1981), “On the Basis in Flexible Functional form and an Essentially Unbiased Form: The Flexible Fourier Form”, *Journal of Econometrics*, 15(1), 211-353.
- Granger, C.W.J. (1969), Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods, *Econometrica: Journal Of The Econometric Society*, 20(4), 424-438.
- Gregory, A.W. ve Hansen, B.E. (1996), “Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts”, *Journal of Econometrics*, 70(1), 99-126.
- Hatemi-J, A. (2008), “Tests for Cointegration with Two Unknown Regime Shifts with an Application to Financial Market Integration”, *Empirical Economics*, 35(3), 497-505.
- Kim, H., Oh, K.Y. ve Jeong, C.W. (2005), “Panel Cointegration Results on International Capital Mobility in Asian Economies”, *Journal of International Money and Finance*, 24, 71-82.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P.C., Schmidt, P. ve Shin, Y. (1992), “Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root: How Sure are We that Economic Time Series have a Unit Root?”, *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
- Lee, J. ve Strazicich, M.C. (2003), “Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks”, *Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1082-1089.
- Lumsdaine, R.L. ve Papell, D.H. (1997), “Multiple Trend Breaks and the Unit-Root Hypothesis”, *Review of Economics and Statistics*, 79(2), 212-218.
- Maki, D. (2012), “Tests for Cointegration Allowing for an Unknown Number of Breaks”, *Economic Modelling*, 29(5), 2011-2015.

- Mark, N. C. ve Sul, D. (2003), "Cointegration Vector Estimation by Panel DOLS and Long-Run Money Demand", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65(5), 655-680.
- Murphy, R. (1984), "Capital Mobility and the Relationship between Saving and Investment in OECD Countries", *Journal of International Money and Finance*, 3, 327-342.
- Narayan, P.K. (2005), "The Saving and Investment nexus for China: Evidence from Cointegration Tests", *Applied Economics*, 37(17), 1979-1990.
- Obstfeld, M. ve Rogoff, K. (2000), "The Six Major Puzzles in International Macroeconomics: Is there a common cause?", *NBER Macroeconomics Annual*, 15, 339-412.
- Oktayer, N. ve Susam, N. (2007), "Tasarruf-Yatırım-Sermaye Hareketleri İlişkisinin Türkiye Örneğinde Değerlendirilmesi", *Trakya Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 9(2), 19-54.
- Pata, U.K. (2018), "The Feldstein Horioka Puzzle in E7 Countries: Evidence from Panel Cointegration and Asymmetric Causality Analysis", *The Journal of International Trade & Economic Development*, 27(8), 968-984.
- Pata, U.K. ve Tütüncü, A. (2017), "Yapısal Kırılmalarla Birlikte Türkiye'de Kamu Harcamaları ve Ekonomik Büyüme İlişkisinin Analizi", *Maliye Dergisi*, 172, 30-51.
- Perron, P. (1989), "The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis", *Econometrica*, 57(6), 1361-1401.
- Phillips, P. C. ve Hansen, B. E. (1990). "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes". *The Review of Economic Studies*, 57(1), 99-125.
- Phillips, P. C. ve Perron, P. (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, 75, 335-345.
- Rodrigues, P.M. ve Taylor, A.R. (2012), "The Flexible Fourier Form and Local Generalised Least Squares De-trended Unit Root Tests", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 74(5), 736-759.
- Sinn, S. (1992), "Saving-Investment Correlations and Capital Mobility: On the Evidence from Annual Data", *The Economic Journal*, 102(414), 1162-1170.
- Tesar, L.L. (1991), "Saving, Investment and International Capital Flows", *Journal of International Economics*, 31, 55-78.
- Yavuz, N.Ç. (2011), "Fieldstein-Horioka Yaklaşımına Göre Türkiye'de Tasarruf Yatırım İlişkisi ve Hata Düzeltme Analizi (1962-2003)", *Maliye Araştırma Merkezi Konferansları*, (47), 107-123.
- Zivot, E. ve Andrews, D.W.K. (1992), "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3), 251-270.