



FELDSTEİN-HORİOKA HİPOTEZİNİN MERCOSUR ÜLKELERİNDE SINANMASI: PANEL VERİ ANALİZİ

Selen Utlu Koçdemir

selenu@gmail.com

ORCID: 0000-0001-8660-1568

Doç. Dr. Filiz Gölpek

filiz.golpek@hku.edu.tr

ORCID: 0000-0001-9213-1478

Öz: Küreselleşme ile birlikte sermaye sınırlar arasında serbest dolaşıma sahip olmuş, bu sermaye hareketliliği uluslararası finans piyasalarının hızla liberalleşmesine ve finansal entegrasyona yol açmıştır. Bu entegrasyon, yatırım ihtiyacı yüksek ve yurt içi tasarrufu düşük olan yatırımlarını finanse etmek için uluslararası piyasadan sermaye ödünç alabilecek geliştirmekte olan ülkeler içinde yer alan MERCOSUR ülkeleri denilen Arjantin, Brezilya, Uruguay, Şili, Bolivya, Ekvador, Peru, Kolombiya ve Venezuela için önem taşımaktadır. Bu araştırmanın amacı, 1990-2018 döneminde MERCOSUR ülkelerinde sermaye hareketliliğinin derecesini değerlendirerek tasarruf ve yatırım arasındaki dinamik ilişkiyi Feldstein - Horioka Hipotezi çerçevesinde incelemektir. Bu ilişki, Panel Eşbütünleşme Testi ile analiz edilmiş, bu analiz sonucunda, bu ülkelerde tasarruf ve yatırım arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu görülmüştür.

Anahtar kelimeler: Feldstein - Horioka Hipotezi, MERCOSUR, tasarruf, yatırım.

Jel Kodları: F32, C23

TESTING THE FELDSTEIN-HORIOKA HYPOTHESIS IN MERCOSUR COUNTRIES: PANEL DATA ANALYSIS

Abstract: With globalization, capital has gained free movement across borders, and this capital mobility has led to the rapid liberalization of international financial markets and financial integration. This integration is important for Argentina, Brazil, Uruguay, Chile, Bolivia, Ecuador, Peru, Colombia and Venezuela, which are among the developing countries that can borrow capital from the international market to finance their investment with high investment needs and low domestic savings. The aim of this study is to examine the dynamic relationship between saving and investment within the framework of the Feldstein - Horioka Hypothesis by evaluating the degree of capital mobility in MERCOSUR countries during the period of 1990-2018. This relationship was analyzed with the Panel Cointegration Test, and as a result of the cointegration test, it was found that there is a bidirectional causality relationship between saving and investment in these countries.

Keywords: Feldstein - Horioka Hypothesis, MERCOSUR, saving, investment.

Jel Codes: F32, C23

Makale Gönderim Tarihi: 05.04.2021

Makale Kabul Tarihi: 19.04.2021

Citation Information / Kaynakça Bilgisi: Koçdemir, S.U. ve Gölpek, F. (2021). Feldstein-Horioka hipotezinin MERCOSUR ülkelerinde sınanması: Panel veri analizi, *Türk Sosyal Bilimler Arařtırmaları Dergisi*, 6(1), 25-37.

1. GİRİŞ

Küreselleşme ve liberalleşmenin ana hedeflerinden biri, sermayenin sınırlar arasında serbest dolaşımını sağlamaktır. 1970'ler ve 1980'lerde birçok ülkede sermaye kontrollerinin kaldırılmasının ardından sermaye hareketliliği uluslararası finans piyasalarının hızlı liberalleşmesine ve dünyanın birçok yerinde finansal entegrasyona yol açmıştır (Özmen ve Parmaksız, 2003).

Bu entegrasyonun sonucunda gelişmekte olan ülkelerin uluslararası finans piyasalarına erişiminin iyileşmesi beklenmektedir. Potansiyel olarak, artan finansal entegrasyonun birçok kazanımı söz konusu olduğu için yatırım ihtiyacı yüksek ve yurt içi tasarrufu düşük bir ülkede, yatırımın finanse edilmesi amacıyla uluslararası piyasadaki sermaye ödünç alabilmek mümkün hale gelmektedir. Bu, bir ülkenin yurtiçi tasarruf ve yatırım oranlarının yüksek oranda ilişkilendirilmesine gerek olmadığı anlamına gelmektedir (Yaşar, 2011).

Bir ülkenin ek yatırım talebini finanse etmek için uluslararası piyasadaki borç alabildiği sürece tüketimini azaltması gerekmeyecektir. Sermayenin uluslararası hareketliliği para, maliye ve döviz kuru politikaları gibi istikrar politikalarını önemli derecede etkilemektedir. Mali sermaye, daha yüksek getirili ülkelere yönelmeye istekli olsa da risk algısı, kurumsal engeller, vergiler, işlem maliyetleri, yerel yönetim politikaları ve siyasi belirsizlikler portföy yatırımlarının ve doğrudan yabancı yatırımların girişini sınırlandırması gibi bazı nedenlerden dolayı uluslararası sermaye hareketliliğinin net olmadığı savunulmaktadır (Feldstein, 1983).

Dolayısıyla, Feldstein ve Horioka (FH-1980), sermaye hareketliliği, yatırım ve tasarruf arasındaki ilişkiyi inceledikleri için çalışmaları bu kapsamdaki literatürün başlangıcı kabul edilmektedir. Yazarlar çalışmalarında, tamamen açık bir ekonomide yerli yatırımın dünya çapındaki tasarruf havuzu tarafından belirlendiğini ve bu nedenle yurtiçi tasarrufların en yüksek marjinal getiriye elde edebileceği ülkeye yönelmesi gerektiğini belirtmişler ve eğer sermaye hareketli ise, yerli yatırımın yurtiçi tasarrufla sınırlandırılmayacağı, bu nedenle, yatırım ile tasarruf arasındaki korelasyon düşük olduğu ve korelasyon katsayısı yüksek ve sıfırdan farklı ise, sermayenin hareketsiz olduğu anlamına geleceği sonucuna ulaşmışlardır.

FH (1980), 1960-1974 döneminde 16 OECD ülkesi için regresyon modeli kullanarak yurtiçi yatırım ve tasarruf arasındaki ilişkiyi aşağıdaki model 1 yardımıyla incelemişlerdir:

$$(I/Y)_i = \alpha + \beta(S/Y)_i + \mu_i \dots\dots\dots (1)$$

Model 1'de yer alan, sabit terim α , tüm dünyada ortalama tasarrufları ve yatırım oranlarını etkileyen yaygın şokların etkisini gösterirken aynı zamanda tasarruf tutma katsayısı olarak da bilinir β katsayısı, bir ülke paneli için yurtiçi tasarruf ve yatırım oranlarının GSYİH ile ne derece ilişkili olduğunu ölçmektedir. β katsayısı yüksek olduğunda düşük sermaye hareketliliği, katsayının düşük olması durumunda da yüksek sermaye hareketliliği söz konusu olmaktadır. Boş hipotezin ise, tam sermaye hareketliliği durumunda β katsayısı sıfır olması gerekmektedir.

FH (1980) çalışmalarında, incelenen ülkelerin β katsayısını 0,86 olarak bulmuş ve bunu da yurtiçi tasarrufun %89'unun yurtiçi yatırım tarafından kullanıldığı şeklinde açıklamışlardır. Bu durumda, yurtiçi tasarruf ve yatırım oranları arasında güçlü bir ilişkinin olduğunu ortaya çıktığını ve dolayısıyla yurtiçi tasarrufun yatırımın ana fon kaynağını oluşturduğunu savunmuşlardır. Fakat, açık bir ekonomide sermaye hareketliliğinin teorik olarak yüksek olması beklendiğinden, katsayının da yüksek çıkması 2. Dünya Savaşı sonrası gelişmiş ülkelerde sermaye hareketliliğinin arttığı fikriyle çelişmiştir (Ay ve Özmen, 2017).

Bu konuyla ilgili farklı ölçümler, örnekler, tahmin yöntemleri ve zaman aralığı ile çok sayıda araştırma yapılmış, söz konusu FH'nin çalışma sonuçlarıyla ilgili bir fikir birliği oluşmamış, bu durum literatüre Feldstein Horioka Paradoksu (FHP) olarak geçmiştir. Ancak, gelişmiş ekonomilerde yapılan birçok çalışmada, yurtiçi yatırım ve tasarruflar oranları arasında bir bağlantı olduğunu gösteren kanıtlar elde edilmiştir (Obstfeld ve Rogoff, 2000).

Gelişmiş ülkeler için FH paradoksunu ele alan birçok teorik ve ampirik çalışma olmasına rağmen, gelişmekte olan ülkelere yönelik özellikle MERCOSUR ülkelerini konu alan çalışmaların

sayısı oldukça azdır. Bu nedenle, bu araştırmanın amacı, 1990-2018 döneminde MERCOSUR ülkeleri olarak adlandırılan Arjantin, Brezilya, Uruguay, Şili, Bolivya, Ekvador, Peru, Kolombiya ve Venezuela'da sermaye hareketliliğinin derecesini değerlendirerek tasarruf ve yatırım arasındaki dinamik ilişkiyi FH paradoksunu, panel eş-bütünleşme ve nedensellik testleri çerçevesinde sınamaktır.

2. LİTERATÜR

FH (1980) çalışmalarından bu yana çok sayıda teorik ve ampirik uygulamaların yapıldığı bir literatür ortaya çıkmasına rağmen bulmacanın çözülmediği görülmektedir. Konu ile ilgili genel bir bakı açısı ortaya koyabilmek için aşağıda bazı çalışmalara ve bulgularına yer verilmiştir.

Murphy (1984) çalışmasında, 1960-1980 dönemi için 17 OECD ülkesinden oluşan bir örneklem kullanarak, β katsayısını en küçük 10 ülke için 0,59 ve en büyük 7 ülke için 0,98 olarak bulmuştur. Ancak büyük ülkelerin ortalamaları küçük ülkelerin ortalamalarından önemli ölçüde daha düşük olduğu sonucuna da ulaşmıştır. Murphy (1984) göre eğer bir ülke, dünya faiz oranlarını etki edecek kadar büyük bir ülke ise söz konusu ülkedeki tasarruf artışı dünya faiz oranlarını düşürebilir. Böylelikle yurtiçi yatırımları arttırarak, büyük ülkelerdeki yatırım-tasarruf arasındaki korelasyon katsayısının küçük ülkelere göre daha büyük hesaplanmasına neden olabilir.

Vamvakidis ve Wacziarg (1998), 1970-1993 dönemini panel veri analizi kullanarak 20 OECD ülkesi üzerine yaptıkları çalışmalarında, β katsayısını 0,67 olarak bulmuştur. Sonuç kısmen de olsa FHP'nin desteklendiğini göstermektedir.

Sinha ve Sinha (1998) çalışmalarında, ortalama olarak 1955-1995 dönemi için eş bütünleşme yöntemiyle 10 Latin Amerika ülkesini incelemişlerdir. Söz konusu ülkelerin sadece 4'ünde tasarruf ve yatırım için uzun dönemli bir ilişki tespit edebilmişlerdir. Bu söz konusu 4 ülkede, β katsayısı 1 veya 1'e çok yakın çıkararak FHP'yi desteklemiştir.

Kim (2001) çalışmasında, 1960-1992 dönemini panel veri analizi kullanarak, 19 OECD ülkesini incelemiştir. Kim (2001), FH sonuçlarını, OECD ülkeleri için doğrulamıştır. Yüksek tasarruf-yatırım ilişkisini açıklarken verimliliğin, dış ticaret hadlerinin ve mali şokların etkisini de araştırmıştır. Söz konusu toplam şoklarının etkisiyle β katsayısının 0,69'dan 0,64'e düştüğünü tespit etmiştir. Yazar çalışmasında FHP devam ettiğini, çünkü tasarruf-yatırım korelasyonunun kısmen toplam şoklarla açıklandığını, GSMH ve ticaret sektöründeki ülke farklılıkları gibi faktörlerden önemli ölçüde etkilenmediğini savunmuştur.

Blanchard ve Giavazzi (2002) çalışmalarında, 1975-2001 dönemini panel eş-bütünleşme yöntemi ile 22 OECD ülkesi için tasarruf-yatırım ilişkisini incelemişlerdir. Tasarruf ve yatırım arasındaki bu ilişkinin başlangıçta güçlü olduğunu, fakat zamanla bu gücün azaldığını ortaya koymuşlardır. Söz konusu ilişkiyi 1991-2001 dönemi için Euro bölgesinde incelediklerinde aynı şekilde ilişkinin zamanla yine azaldığını hatta yüksek entegrasyonun bir göstergesi olarak neredeyse yok olduğunu tespit etmişlerdir.

Payne ve Kumazawa (2006) çalışmalarında, 1980-2003 dönemini çeyreklik veri seti kullanarak 47 gelişmekte olan ülke için dışa açıklığın yatırım üzerindeki etkisini ortalama grup tahmin yöntemiyle incelemişlerdir. Çalışmanın sonucunda, sermaye hareketliliğinin zaman içinde giderek arttığını, dışa açıklığın yatırım oranı üzerinde olumlu ve önemli bir etkisi olduğunu ampirik olarak kanıtlamışlardır.

Murthy (2007) çalışmasında, 14 Latin Amerika ve 4 Karayip ülkesi için 1966-2002 dönemini FHP'nin geçerliliğini panel eş-bütünleşme yöntemi ile araştırmıştır. Çalışmanın sonucunda, ülkeler için β katsayısının ya çok küçük ya da istatistiksel olarak anlamsız olduğunu görmüştür. Sonuç olarak, söz konusu ülkelerde FHP'nin geçerli olmadığını ampirik olarak ortaya koymuş ve bunu Murphy'nin (1984) çalışmasında da belirttiği gibi kısmi sermaye hareketliliği olarak yorumlamıştır.

Ketenci (2010) çalışmasında, 1970-2008 döneminde panel eş-bütünleşme yöntemi ile AB15, NAFTA ve G7 ülkeleri için β katsayısını hesaplamıştır. Yazar, β katsayısının G7 ülkeleri hariç 0,75 ve G7 ülkeleri için de 0,48 olduğunu tespit etmiştir, ayrıca istikrarsız ülkelerin analizden çıkarılmasının tasarruf tutma katsayısını önemli ölçüde düşürdüğünü belirtmiştir.

Kumar (2015), 1960-2012 dönemi için AB, AFTA, EFTA, NAFTA ve MERCOSUR olmak üzere 5 bölgesel entegrasyonu incelediği çalışmasında, en yüksek β katsayısını ortalama 0,4 ve 0,5 ile AFTA ve MERCOSUR entegrasyonlarında gerçekleştiğini ampirik olarak kanıtlamıştır. Ayrıca, entegrasyon anlaşmasından öncesindeki dönem ile karşılaştırma yaptığı da entegrasyon sonrası dönemde β katsayısının genel olarak azaldığı bulgusuna ulaşmıştır.

Hüseyini ve Yalçınkaya (2017), 1992-2014 dönemi için panel eş-bütünleşme yöntemi ile BRICS, MINT ve kırılğan beşli şeklinde anılan yükselen ekonomilerini incelemiştir. BRICS, MINT ve kırılğan beşli gruplarında β katsayısını sırasıyla 0,51, 0,57 ve 0,65 olarak tespit edilmiştir. Bu sonuçlar, tasarruf-yatırım arasındaki korelasyonun en fazla kırılğan beşli grubunda olduğunu ve incelenen ülke gruplarında, FHP kısmen devam ettiği şeklinde yorumlanmıştır.

Yersh (2018), 1980-2017 dönemi için panel eş-bütünleşme yöntemi kullanarak 116 ülkeyi gruplara ayırarak yapmış oldukları çalışmalarında, tüm ülke paneli için 2008 krizi öncesi β katsayısı 0,51; kriz sonrası dönem ise, 0,47 olarak gerçekleştiğini ampirik olarak kanıtlamışlardır. Ayrıca, 4 MERCOSUR ülkesinde uzun dönemde β katsayısını 0,55 olduğu tespit edilmiştir.

Biçimveren ve Tanrıseven (2018) çalışmalarında, 1994-2015 dönemi için panel görünürde ilişkisiz regresyon yöntemi ile BRIC ülkelerini incelemiş ve β katsayısını 0,64 olarak gerçekleştiğini bulmuşlardır. Bu sonuca göre tasarruf ve yatırım arasında uzun vadeli pozitif ve anlamlı bir ilişki FHP'nin devam ettiği şeklinde yorumlanmıştır.

Özek ve Bayat (2020) çalışmalarında, 2002-2018 dönemi için panel eş-bütünleşme ve nedensellik yöntemleri ile Azerbaycan, Kazakistan, Kırgızistan, Tacikistan ve Türkiye ekonomileri için FHP'yi incelemiştir. Çalışmalarında, Kırgızistan ve Tacikistan ekonomilerinde FHP geçerli olmadığı ve uzun dönemde tasarruftan yatırıma doğru bir nedensellik ilişkisinin olduğu bulgusuna ulaşmışlardır. Kısacası, çalışmalarda ortaya çıkan sonuçlar için bir fikir birliğinin olmadığını ve bunun sebebinin de incelenen ülke grubu ile dönemler arasındaki farklılıklardan kaynaklandığını söyleyebiliriz.

3. VERİ SETİ VE YÖNTEM

Bu çalışmada, yurtiçi yatırımlarla yurtiçi tasarruflar arasındaki ilişki MERCOSUR ülkeleri olan Arjantin, Brezilya, Uruguay, Şili, Bolivya, Ekvador, Peru, Kolombiya, Venezuela için FHP çerçevesinde, 1990-2018 dönemi verileri kullanılarak panel eş bütünleşme ve nedensellik yöntemleri ile tahmin edilmiştir.

3.1. Veri Seti

Araştırmada kullanılan değişkenlere ait veriler, The World Bank (2018) veri setinden elde edilmiş ve veriler ile ilgili açıklamalar Tablo 1'de görülmektedir.

Tablo 1. Modelde Kullanılan Değişkenler

Değişken adı	Açıklama
(I/Y) Yurt İçi Yatırım	Yurt içi yatırımların GSYH oranı
(S/Y) Yurt İçi Tasarruf	Yurt içi tasarrufların GSYH oranı

Modelde yer alan açıklayıcı değişkenin teorik olarak beklenen uzun dönem etkisi: $\beta > 0$; yurt içi tasarruf oranındaki (S/Y) bir artışın yurt içi yatırımları artıracak şekilde olacaktır.

3.2. Yöntem

Bu araştırma, panel eş bütünleşme yöntemleri ile tahmin edilmiş, yatay kesit bağımsızlığı Pesaran (2004) CD_{LM} testi ile incelenmiştir. Panel veri analizinin kullanıldığı model için, değişkenlerin hetorejenliği, Pesaran ve Yamagata (2008) Delta Testi uygulanmıştır. Paneli oluşturan ülkeler arasında durağanlık için CADF birim kök testi kullanılmıştır. Eş-bütünleşme testi, Westerlund (2007) testinde sıfır hipotezi eş-bütünleşme yoktur şeklinde tanımlandığı için sonuçların güvenilirliği açısından sıfır

hipotezinin eş- bütünleşme vardır biçiminde tanımlandığı Westerlund- Edgerton (2007) testleri kullanılmıştır. Değişkenlere ait katsayı tahmincisi için Pesaran (2006) tarafından geliştirilen CCE tahmincisi ve nedensellik testi için Emirmahmutoğlu-Köse Nedensellik Testi kullanılmıştır.

3.2.1. Yatay Kesit Bağımsızlığı Testi

Birim kök testleri ve eş bütünleşme analizleri yapılırken hangi testin uygulanacağına karar vermek için değişkenlerin yatay kesit bağımsızlığı testi önem taşımaktadır. Yatay kesit birimlerinin birbirleriyle bağımlı olup olmamaları, seriye gelen bir şoktan aynı derece etkilenip etkilenmediğinin incelenmesi ile tespit edilmektedir. Seriler arasındaki yatay kesit bağımlılığının dikkate alınıp alınmaması, elde edilecek sonuçları önemli ölçüde etkilemektedir (Breusch ve Pagan, 1980; Pesaran, 2004).

Yatay kesit bağımlılığının varlığı, panelin zaman boyutu yatay kesit boyutundan büyük olduğunda ($T > N$) Breusch-Pagan (1980) LM testi ile yatay kesit boyutunun zaman boyutundan büyük olduğu ($N > T$) durumlarda Pesaran (2004) CD testiyle araştırılabilmektedir. Fakat bu testler, grup ortalaması sıfır ve bireysel ortalama sıfırdan farklı olduğunda sapmalı olabilmektedir. Pesaran vd. (2008) ise bu sapmayı, test istatistiğine varyansı ve ortalamayı da ekleyerek düzeltmiştir. Bu nedenle testin ismi sapması düzeltilmiş LM testi (LM_{adj}) olarak şu şekilde ifade edilmektedir (Nazlıoğlu, 2010):

$$CD_{lm} = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \rho_{ij}^2 \sim \frac{X_{N(N-1)}^2}{2}$$

Pesaran vd. (2008) tarafından yapılan düzeltme ile aşağıdaki denklem haline gelmiştir:

$$LM_{adj} = \left(\frac{2}{N(N-1)}\right)^{1/2} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \rho_{ij}^2 \frac{(T-K-1)\rho_{ij} - \mu_{Tij}}{\gamma_{Tij}} \sim N(0,1)$$

Bu testin hipotezi şu şekildedir:

H_0 : Yatay kesit bağımlılığı yoktur.

H_1 : Yatay kesit bağımlılığı vardır.

Pesaran vd. (2008) göre, elde edilecek olasılık değeri 0.05'ten küçük olduğunda, %5 anlamlılık düzeyinde, H_0 hipotezi reddedilerek ve paneli oluşturan birimler arasında yatay kesit bağımlılığı olduğuna karar verilmektedir.

3.2.2. Delta Homojenlik Testi

Değişkenlerin homojenliği, uygulanacak olan birim kök ve eş-bütünleşme testlerine karar verirken göz önünde bulundurulmalıdır. Panel veri analizinin kullanıldığı ampirik model kapsamında, öncelikle değişkenlerin homojenliği Pesaran ve Yamagata (2008) tarafından geliştirilen delta testi ile incelenebilmektedir. Delta testi aşağıdaki denklem yardımıyla çözümlenmektedir:

$$\hat{\Delta} = \sqrt{N} \frac{N^{-1}\tilde{s} - k}{\sqrt{2k}}$$

$$\tilde{\Delta}_{adj} = \sqrt{N} \frac{N^{-1}\tilde{s} - E(\tilde{Z}_{it})}{\sqrt{Var(\tilde{Z}_{it})}}$$

Bu testin hipotezi şu şekildedir:

H_0 : Eğim katsayısı homojen ($\beta_i = \beta$)

H_1 : Eğim katsayısı heterojendir ($\beta_i \neq \beta$)

Pesaran ve Yamagata'ya (2008) göre, elde edilecek olasılık değeri 0.05'ten küçük olduğunda, %5 anlamlılık düzeyinde, H_0 hipotezi reddedilerek panelin heterojen olduğuna karar verilmektedir.

3.2.3. CADF Birim Kök Testi

Ülkelerin zaman etkilerinden farklı etkilendiğini varsayan ve mekansal otokorelasyonu dikkate alan CADF testinde, hata teriminin tüm seriler için ortak ve her seriye özgü olmak üzere, iki kısımdan meydana geldiği varsayılmıştır. Kesit açısından Genişletilmiş Dickey-Fuller (CADF) testi olarak adlandırılan bu panel birim kök testi, aşağıdaki regresyon modeli tahminine ve hipotezine dayanmaktadır (Baltagi, 2004):

$$\Delta y_{it} = \mu_i + \rho_i y_{it-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + c_i \Delta \bar{y}_{t-1} + e_{it}$$

$$\bar{y}_{t-1} = 1/N \sum_{i=1}^N y_{it-1} \sim \Delta \bar{y}_t = 1/N \sum_{i=1}^N \Delta y_{it}$$

Modele \bar{y}_{t-1} ve Δy_{it} terimlerinin eklenmesi yatay kesit bağımlılığının dikkate alınmasını sağlamaktadır. CADF testinin hipotezleri aşağıdaki gibi tanımlanmıştır:

$H_0: \rho_i = 0$ paneli oluşturan her bir yatay kesite ait seriler birim kök içerir

$H_1: \rho_i < 0$ paneli oluşturan yatay kesitlerin belirli bir bölümü birim kök içermez

CADF testinde, ρ_i katsayılarına ilişkin t istatistikleri bulunmaktadır. Paneli oluşturan her bir yatay kesite ait serinin durağanlığı Pesaran'ın (2007) oluşturduğu kritik tablo değerleri ile karşılaştırılarak yapılmaktadır. CADF kritik tablo değeri hesaplanan CADF, test istatistiğinden büyükse sıfır hipotezi reddedilir ve ilgili yatay kesitin durağan olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Pesaran, yaptığı Monte Carlo simülasyonlarında CADF testinin hem $N > T$ hem de $T > N$ durumunda geçerli olduğunu ortaya koymuştur (Pesaran, 2007: 269).

Panelin genelinde birim kökün olup olmadığına karar verebilmek için CADF istatistiklerinin ortalaması alınarak hazırlanan CIPS istatistiği hesaplanmaktadır:

$$CIPS = 1/N \sum_{i=1}^N CADF_i \sim N(0,1)$$

CIPS istatistiği değeri, Pesaran (2007) çalışmasında üretilen kritik değerden büyükse H_0 hipotezi reddedilir ve panel veri setinin durağan olduğuna karar verilmektedir.

3.2.4. Panel Eş-bütünleşme Testleri

Westerlund (2007), hata düzeltme modeline dayalı 4 panel eş-bütünleşme testi geliştirmiştir. Bu testlerin iki tanesi grup ortalama istatistikleri, diğer ikisi ise panel istatistikleri olarak ifade edilmektedir. Bu test, paneli oluşturan serilerin aynı derecede ve birinci farkta I(1) durağan olduğu varsayımına dayanmaktadır. Bunlara ilave olarak yatay kesit bağımlılığında ve yatay kesit bağımsızlığında da kullanılabilir. Yatay kesit bağımlılığı durumunda bootstrap dağılımlı, yatay kesit bağımlılığı olmadığı durumda ise, zaman serileri standart normal dağılımlı olmaktadır (Westerlund, 2007; Nazlıoğlu, 2010).

Panel veri setinde eş-bütünleşme ilişkisini test etmek için aşağıdaki grup ortalama istatistikleri hesaplanmaktadır:

$$G_t = 1/N \sum_{i=1}^N \alpha_i / se(\alpha_i) \sim N(0,1)$$

$$G_\alpha = 1/N \sum_{i=1}^N T \alpha_i / \alpha_i(1) \sim N(0,1)$$

Grup ortalama istatistikleri için hipotezler aşağıdaki gibi tanımlanmıştır:

$H_0: \alpha_i = 0$ paneli oluşturan bütün yatay kesitler için eş bütünleşme yoktur.

$H_1: \alpha_i < 0$ paneli oluşturan bazı yatay kesitler için eş bütünleşme vardır.

Panel veri setinde eş-bütünleşme ilişkisini test etmek için ikinci yöntem olan panel eş-bütünleşme istatistikleri aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$P_t = \alpha/se(\alpha) \sim N(0,1)$$

$$P_\alpha = T\alpha \sim N(0,1)$$

Panel eş bütünleşme istatistikleri için hipotezler aşağıdaki gibi tanımlanmıştır:

$H_0: \alpha_i = 0$ paneli oluşturan bütün yatay kesitler için eş bütünleşme yoktur.

$H_1: \alpha_i < 0$ paneli oluşturan bazı yatay kesitler için eş bütünleşme vardır.

Westerlund ve Edgerton (2007) eş-bütünleşme testinde ise, hipotez testleri Westerlund'a (2007) göre farklılık göstermektedir. Panel eş-bütünleşme ilişkisi incelenirken sonuçların güvenilirliği için sıfır hipotezinin eş-bütünleşme vardır şeklinde kurulması ampirik çalışmalarda kullanılması önerilmektedir. Westerlund ve Edgerton (2007), sıfır hipotezinin eş -bütünleşme olduğunu gösteren ve McCoskey ve Kao'nun (1998) Lagrange Çarpımı testini temel alan LM test istatistiği geliştirmiştir. Bu istatistik aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$LM_N^+ = 1/NT^2 \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{\phi}_i^2 S_{it}^2$$

Westerlund ve Edgerton (2007) eş-bütünleşme istatistikleri için hipotezler aşağıdaki gibi tanımlanmıştır:

$H_0: \partial_i = 0$ paneli oluşturan bütün yatay kesitler için eş bütünleşme vardır.

$H_1: \partial_i < 0$ paneli oluşturan bazı yatay kesitler için eş bütünleşme yoktur.

LM istatistiği standart normal dağım göstermekte, bu durumda LM istatistiği kritik değerden küçükse sıfır hipotezi kabul edilmektedir (Westerlund ve Edgerton, 2007).

3.2.5. Ortak İlişkili Etkiler (CCE Tahmincisi)

Değişkenler arasında uzun dönem eş-bütünleşme ilişkisinin varlığının tespit edilmesi açıklayıcı değişkenlere ait uzun dönem parametrelerin tahminini gerektirmektedir. Pesaran (2006), yatay kesitler arasında bağımlılığı dikkate CCE tahmincisini geliştirerek ve CCE yöntemi aşağıdaki heterojen panel veri regresyon modeline dayandırmaktadır:

$$y_{it} = \alpha_i d_t + \hat{b}_i x_{it} + e_{it}$$

$$e_{it} = \gamma_i f_t + \varepsilon_{it}$$

Denklemden yer alan d ve f sırasıyla gözlenebilen ve gözlenemeyen ortak etkileri göstermektedir. CCE modelinde bağımsız değişkenlere ait uzun dönem katsayılarının tahmin edilmesi için iki tahminci geliştirilmiştir. Bunlar CCEMG (Common Correlated Effects Mean Group) ve CCEP (Common Correlated Effects Pooled) tahmincileridir. Eş-bütünleşme parametrelerinin homojen ve yatay kesit bağımlılığına karar verilmişse CCEMG, parametrelerin heterojen ve yatay kesit bağımlılığına karar verilmişse CCEP tahmincileri kullanılmaktadır. CCEMG ve CCEP yaklaşımında panel eş-bütünleşme katsayısı sırasıyla aşağıdaki gibi elde edilmektedir (Nazlıoğlu, 2010):

$$\hat{b}_{CCEMG} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{b}$$

$$\hat{b}_{CCEP} = \left(\sum_{i=1}^N \partial_i x_i M_w x_i \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \partial_i x_i M_w x_i$$

3.2.6. Emirmahmutoğlu ve Köse Nedensellik Testi

Araştırmada, değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisini test etmek için heterojen panellerde uygulanabilen basit bir Granger nedensellik testi olan Emirmahmutoğlu ve Köse (2011) nedensellik testi kullanılmıştır. Emirmahmutoğlu ve Köse (2011), panel veri setleri için Granger nedenselliğine Toda-Yamamoto yaklaşımını genişletmişlerdir. Toda-Yamamoto yaklaşımı, serilerin birim kök taşıyıp

taşınamaması ya da eş-bütünleşme ilişkisi konusunda herhangi bir ön teste gerek duymadan, nedensellik ilişkisinin araştırılmasına olanak sağlamaktadır (Emirmahmutoğlu, 2011).

Emirmahmutoğlu ve Köse (2011) nedensellik testinde tahminin yapılabilmesi için iki değişkenli VAR modeli aşağıdaki biçimde kurulmaktadır:

$$x_{i,t} = \mu_i^x + \sum_{j=1}^{k_i+dmax_i} A_{11,ij} x_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{k_i+dmax_i} A_{12,ij} y_{i,t-j} + \mu_{i,t}^x$$

$$y_{i,t} = \mu_i^y + \sum_{j=1}^{k_i+dmax_i} A_{21,ij} x_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{k_i+dmax_i} A_{22,ij} y_{i,t-j} + \mu_{i,t}^y$$

$dmax_i$ her bir i için maksimum bütünleşme düzeyini göstermektedir. Heterojen panellerde nedenselliğin olup olmadığını test etmek için, Fisher istatistiği aşağıdaki şekilde tanımlanmaktadır:

$$\lambda = -2 \sum_{i=1}^N \ln(\pi_i)$$

Bu testin hipotezleri aşağıdaki gibi:

H_0 : Değişkenler arasında nedensellik ilişkisi yoktur.

H_1 : Değişkenler arasında nedensellik ilişkisi vardır.

3.3. Uygulama Sonuçları

Araştırmada, MERCOSUR ülkelerinde 1990-2018 yılları arasında tasarruf ve yatırım ilişkisi oran değişkenler kullanarak panel eş-bütünleşme ve nedensellik testi ile incelenmiştir. Oluşturulan ampirik modelin fonksiyonel ifadesi aşağıdaki gibidir:

$$I/Y_t = \beta_0 + \beta_1 S/Y_t + \varepsilon_t \dots \dots \dots (2)$$

Araştırmada yatay kesit bağımlılığına testi yorumlanırken zaman boyutu, gözlem boyutundan büyük ($T > N$) olduğundan CD_{lm} ve LM_{adj} sonuçlarına göre karar verilmiş, sonuçlar Tablo 2'de gösterilmiştir.

Tablo 2. Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları

	I/Y		S/Y	
	Test istatistiği	Olasılık değeri	Test istatistiği	Olasılık değeri
CD_{lm} (BP,1980)	60.225	0.007	65.650	0.002
CD_{lm} (Pesaran, 2004)	2.855	0.002	3.494	0.000
CD (Pesaran, 2004)	-1881	0.030	-1.379	0.084
LM_{adj} (PUY, 2008)	4.437	0.000	2.630	0.004

Tablo 2'ye göre, modelde yer alan I/Y ve S/Y değişkenleri için yatay kesit bağımsızlığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilir. Bu durumda, I/Y ve S/Y değişkenleri için yatay kesit bağımlılığı söz konusudur.

Eğim katsayılarının birimler arasında değişip değişmediğini tespit edebilmek amacıyla Delta Homojenite Testi uygulanmış, test sonuçları Tablo 3'te gösterilmiştir.

Tablo 3. Delta Homojenlik Testi Sonuçları

Test	Test istatistiği	Olasılık değeri	Sonuç
$\tilde{\Delta}$	2.554	0.005	Heterojen
$\tilde{\Delta}_{adj}$	2.723	0.003	

Tablo 3'e göre, paneli oluşturan modelde yer alan değişkenler %5 düzeyinde anlamlıdır (0.005<0.05 ve 0.003<0.05) ve boş hipotez reddedilir. Paneli oluşturan ülkelerin eğim katsayılarının değiştiğini başka bir ifadeyle paneli oluşturan ülkelerin heterojen yapıda olduğu söylenebilir.

Araştırmada paneli oluşturan ülkeler arasında yatay kesit bağımlılığı tespit edildiğinden serilerin durağanlığı, ikinci kuşak birim kök testlerinden CADF ve CIPS ile test edilmiş ve sonuçlar Tablo 4'de gösterilmiştir.

Tablo 4. Birim Kök Testi Sonuçları

	Düzye I(0)		Birinci Fark I(1)	
	I/Y	S/Y	$\Delta I/Y$	$\Delta S/Y$
Arjantin	-1.612	-1.815	-2.395*	-3.780*
Brezilya	-1.875	-2.350	-2.593*	-3.690*
Uruguay	0.754	-2.732	-2.565*	-2.613*
Şili	-1.341	-1.903	-2.877*	-3.512**
Bolivya	-0.991	-0.498	-2.017*	-2.639*
Ekvador	1.656	-3.624	-2.240*	-3.871**
Peru	-3.925	-1.973	-3.750***	-3.221*
Kolombiya	-1.915	-1.442	-2.310*	-3.345**
Venezualla	0.489	-1.199	-3.303*	-2.936*
Panel (CIPS)	-0.973	-1.948	-2.494***	-2.178**

Not: Testlerde tahmin edilen modellere sabit terim dahil edilmiştir. Maksimum gecikme uzunluğu 4 olarak alınmış ve optimal gecikme uzunlukları (p), Schwarz bilgi kriterine göre belirlenmiştir.

***, ** ve * sırasıyla % 10, 5 ve 1 anlamlılık düzeylerini göstermektedir. CADF istatistiği kritik değerleri, sabitli modelde -4,11 (%1), -3,36 (%5) ve -2,97 (%10) (Pesaran 2007, tablo I(b), s:275) Panel istatistiği kritik değerleri, sabitli modelde -2,57 (%1), -2,33 (%5) ve -2,21 (%10) (Pesaran 2007, tablo II(b), s:280)

Tablo 4' e göre, sabitli modelde, hem yatırımların GSYİH'ye oranını ifade eden I/Y değişkeni, hem de tasarrufların GSYİH'ye oranını ifade eden S/Y değişkeni düzeyde durağan olmayıp birinci farkları alındığında durağan hale gelmiş, yani I(1) oldukları görülmüştür. Bu sonuç, araştırmaya konu olan ülke ekonomilerine gelen bir şokun etkisinin hemen ortadan kalkmadığını göstermektedir. Seriler düzey değerlerinde durağan olmadığından, bu seriler arasındaki eş-bütünleşme ilişkisinin analiz edilebileceğine karar verilmiştir.

Araştırmanın önceki kısımlarında yapılan CD_{LM} testlerinde, yatay kesit bağımlılığı olduğu tespit edilmiştir. Bu yüzden bootstrap dağılımına göre yapılan testlerin sonuçlarına yer verilmiştir. Panel eş-bütünleşmenin varlığını araştırmak için Westerlund (2007) tarafından geliştirilen panel eş-bütünleşme testi Tablo 5. Panel A'da yer almaktadır. Westerlund (2007) testlerinde sıfır hipotezi eş-bütünleşme yoktur şeklinde tanımlandığı için sonuçların güvenilirliği açısından sıfır hipotezinin eş-

bütünleşme vardır biçiminde tanımlandığı Westerlund-Edgerton (2007) testi ise Tablo 5. Panel B’de gösterilmiştir.

Tablo 5. Panel Eş-Bütünleşme Test Sonuçları

Test	I/Y=f(I/S)
Panel A:Westerlund (2007)	
G-tau	-3.47[0.044] **
G-alpha	-2.20[0.134]
P-tau	-6.24[0.006] *
P-alfa	-7.29[0.005] *
Panel B: Westerlund;Edgerton (2007)	
LM ⁺ _N	2.77[0.141]

Not: Westerlund (2007) testinde öncül ve gecikme sayıları 1 olarak alınmıştır.

Köşeli parantez içerisindeki rakamlar, olasılık değerlerini (p-value) göstermektedir.

Westerlund (2007) ve Westerlund; Edgerton (2007) testleri için rapor edilen olasılık değerleri 1.0000 tekrarlı bootstrap dağılımdan elde edilmiştir.

* istatistiki olarak anlamlı eş-bütünleşme varlığını göstermektedir.

Tablo 5’de yer alan Panel A’da bootstrap dağılımına göre, testlerin üçü istatistiksel olarak anlamlı olduğu için değişkenler arasında eş-bütünleşme olmadığını belirten sıfır hipotezi reddedilir. Panel B’de ise, eş-bütünleşmenin olduğu görülmüş, sıfır hipotezi kabul edilmiştir.

Başka bir ifadeyle, paneli oluşturan ülkelerden en az birinde söz konusu değişkenler arasında bir eş-bütünleşme ilişkisi olduğu saptanmıştır. Bu seriler, uzun dönemde birlikte hareket etmekte ve bu serilerin düzey değerleriyle yapılacak model tahminleri, sahte regresyon problemi içermemektedir.

Değişkenler arasında uzun dönem eş-bütünleşme ilişkisinin varlığının tespit edilmesi açıklayıcı değişkenlere ait uzun dönem parametrelerin tahminini gerektirmektedir. Uzun dönem eş-bütünleşme parametrelerinin heterojen olduğu varsayımı altında, Pesaran (2006) tarafından geliştirilen CCEP yöntemi ile hesaplanmış ve sonuçlar Tablo 6’da gösterilmiştir.

Tablo 6. Panel Eş-bütünleşme İlişkisi Tahmini

Bağımlı değişken	Katsayı
S/Y	0.399[2.548] ***

Not: CCEP tahmininde Newey-West varyans-kovaryans tahmincisi kullanılmıştır.

Parantez içerisindeki rakamlar, mutlak değer t-istatistiklerini göstermektedir.

*** %10 düzeyinde istatistiki anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 6’ya göre, β katsayısı FH (1980) çalışmasındaki katsayıdan oldukça küçük hesaplanmıştır. Bu durum, son yıllarda artış gösteren finansal serbestleşme ile yatırımların ulusal tasarruflara olan bağımlılığının azaldığını ve yatırımların büyük kısmının dış finansman kaynağı ile gerçekleştirildiğini göstermektedir.

MERCOSUR için panelin genelinde yer alan sonuçlara göre, yatırımlar ve iç tasarruflar arasındaki tahmin edilen uzun dönem regresyon katsayısı 0.398’dir ve istatistiki olarak anlamlıdır. MERCOSUR için yatırımların %39’u iç tasarruflarla finanse edilmek, yani, tasarruflar %100 arttığında yatırımlar %39 artmaktadır.

Emirmahmutoğlu ve Köse (2011) nedensellik test sonuçları Tablo 7’de gösterilmiş ve katsayılar heterojen olduğundan bootstrap olasılık değerleri göz önüne alınmıştır.

Tablo 7. Emirmahmutoğlu ve Köse Panel Nedensellik Sonuçları

Ülke grubu	S/Y → I/Y		I/Y → S/Y		Karar
	Wald	olasılık değeri	Wald	olasılık değeri	
MERCOSUR	42.977*	0.000	83.259*	0.000	S/Y ↔ I/Y

Not: Değerlendirmeler belirtilen olasılık değerleri üzerinden yapılmıştır. Olasılık<0.01: %1 anlam düzeyinde nedensellik vardır. Olasılık<0.05: %5 anlam düzeyinde nedensellik vardır. Olasılık<0.1: %10 anlam düzeyinde nedensellik vardır.

* %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Tablo 7'ye göre, S/Y ve I/Y arasındaki nedensellik ilişkisi sonuçlarında, S/Y Granger nedeni değildir I/Y ve H_0 hipotezi %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. Aynı şekilde, I/Y Granger nedeni değildir S/Y ve H_0 hipotezi de %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. Bu sonuç, ilgili ülkelerde tasarruf ve yatırım arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğunu göstermektedir.

4. SONUÇ VE ÖNERİLER

Bu araştırma, 1990-2018 yılları arasında MERCOSUR ülkelerinde Feldstein Horioka Hipotezi, panel eş-bütünleşme ve nedensellik testi ile incelenmiş, yatay kesit bağımlılığı ve homejnlük testi sonucunda herhangi bir ülkedeki şokun diğer ülkeleri de etkileyeceği görülmüştür. Bu nedenle, analizde kesitsel bağımlılık ve heterojenliği dikkate alan eş-bütünleşme ve nedensellik testleri yapılırken uzun vadeli tahmin ediciler kullanılmıştır. Westerlund (2007) ve Westerlund-Edgerton (2007) eş-bütünleşme test sonuçlarına göre, yurt içi tasarruf ile yurt dışı tasarruf arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu tespit edilmiştir. MERCOSUR ülkeleri için tasarruf tutma katsayısı, Pesaran (2006) tarafından geliştirilen CCEP yöntemi ile 0,339 olarak bulunmuştur.

Bu durum, son yıllarda artış gösteren finansal serbestleşme ile yatırımların ulusal tasarruflara olan bağımlılığının azaldığını ve yatırımların büyük kısmının dış finansman kaynağı ile gerçekleştirildiğini göstermektedir. Ayrıca, tasarruf tutma katsayısının pozitif olması, F-H (1980) çalışmalarında öngördüğü gibi tam sermaye hareketliliği olan bir dünyada yurtiçi tasarruflar ile yurt içi yatırımlar arasında herhangi bir ilişkinin bulunmaması ya da zayıf olması gerektiği hipotezini desteklemektedir. Emirmahmutoğlu ve Köse (2011) nedensellik testi sonuçlarına göre ise, yurt içi tasarruflar ile yatırımlar arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Sonuç olarak, MERCOSUR ülkelerinde yatırımların kaynağı büyük ölçüde dış finansman ile sağlanmaktadır. Bu sebeple yurtiçi faiz oranlarının yatırımları artırmada bir politika aracı olarak kullanılamayacağı öngörülmektedir. Yurtiçi faiz oranları yerine ülkede istikrar sağlayacak politikaların uygulanması ve yurtiçindeki yatırımcıların, yatırımlarını artırmak için uluslararası piyasalardan uygun koşullarda finansman bulmasının kolaylaştırılmasının daha etkili olacağı değerlendirilmektedir. Fakat yatırımları dış finansman kullanarak gerçekleştirmek, cari açık sorununa neden olabilmekte, bu sebeple, ülkelerin uzun dönemde istikrarlı bir ekonomik büyüme için yatırımlarının yurtiçi tasarruflarla finansmanının sağlanması oldukça önemlidir.

Bu kapsamda ülkelerin istikrarlı bir şekilde ekonomik büyümelerini gerçekleştirebilmeleri için, yatırımların yurtiçi tasarruflarla finansmanının sağlanması amacıyla yönelik olarak ekonomi yöneticileri tarafından gerekli yurtiçi tasarruf oranını yükseltici tedbir ve politikaların hayata geçirilmesi önerilmektedir.

KAYNAKÇA

- Ay, A., ve Özmen, İ. (2017). Feldstein- Horioka hipotezinin yükselen ekonomilerde sınanması: Panel veri analiz, *Sosyal Ekonomik Araştırmalar Dergisi*,17, 1-18
- Baltagi, B.H. (2004). *Econometric analysis of panel data*. (3. Edition). John Wiley & Sons Ltd. Erişim tarihi: 3.04.2021. <https://himayatullah.weebly.com/uploads/5/3/4/0/53400977/>
- Blanchard, O., ve Giavazzi, F. (2002). Current account deficits in the euro area. The end of the feldstein horioka puzzle? *MIT Department of Economics Working Paper*, 03-05.
- Biçimveren, L., ve Tanrıseven, K., (2018). Feldstein-Horioka Puzzle: BRIC countries examples, *Cappadocia Academic Review*, 2(1) 39-50.
- 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.
- Emirmahmutoğlu, F. (2011). Gelişmekte olan ülkelerde para krizlerinin ekonometrik analizi. Yayınlanmamış doktora tezi. Gazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü. Ankara.
- Emirmahmutoğlu, F., ve Kose, N. (2011). Testing for granger causality in heterogeneous mixed panels. *Economic Modelling*, 28: 870–876.
- 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 Horioka, C. (1980). Domestic saving and international capital flows. *Economic Journal*, 90, 314–329.
- Hüseyini, İ., ve Yalçınkaya, Ö. (2017). Tasarruf-yatırım ve sermaye hareketliliğinin analizi: Yükselen piyasa ekonomileri üzerinde bir uygulama (1992-2014). *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, (18): 1-22.
- Ketenci, N. (2010). The Feldstein Horioka puzzle by groups of OECD members: The panel approach. *MPRA Paper 25848*: 1-26.
- Kim, S.H. (2001). The saving-investment correlation puzzle is still a puzzle. *Journal of International Money and Finance*, 20: 1017-1034.
- Kumar, S. (2015). Regional integration, capital mobility and financial intermediation revisited: Application of general to specific method in panel data. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 36, 1-17.
- McCoskey, S., ve Kao, C. (1998). A residual based of the null hypothesis of cointegrated in panel data. *Economics Review*, 17: 57-84.
- Murphy, R. G. (1984). Capital mobility and the relationship between saving and investment rates in OECD countries. *Journal of international Money and Finance*, 3(3), 327-342.
- Murthy, N. V. (2007). Feldstein Horioka puzzle in Latin American and Caribbean countries: Evidence from likelihood-based cointegration tests in heterogeneous panels. *International Research Journal of Finance and Economics*, 11, 112–122
- Nazlıoğlu, Ş. (2010). Makro iktisat politikalarının tarım sektörü üzerindeki etkileri: Gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler için bir karşılaştırma. Yayınlanmamış doktora tezi. Erciyes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü. Kayseri.
- Obstfeld, M., ve Rogoff, K. (2000). The six major puzzles in international macroeconomics: is there a common cause?. *NBER Macroeconomics Annual*, 15: 339-390.

- Özek, Y., ve Bayat, T. (2020). Türkiye ve Orta Asya Türk Cumhuriyetlerinde Feldstein-Horioka bulmacasının asimetrik etkileri: Saklı eşbütünleşme testi. *Elektronik Sosyal Bilimler Dergisi*, 19 (76): 1849-1861.
- Özmen, E., ve Parmaksız, K. (2003). Policy regime change and the Feldstein-Horioka puzzle: the UK evidence. *Journal of Policy Modeling*, 25(2): 137-149.
- Payne, J. E., ve Kumazawa, R. (2006). Capital mobility and the Feldstein-Horioka Puzzle: Reexamination of less developed countries. *The Manchester School*, 74 (5): 610-616.
- Pesaran, M. (2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels. *IZA Discussion Paper*, 1240:1-42
- 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., ve T. Yamagata. (2008). Testing slope homogeneity in large panels. *Journal of Econometrics*, 142(1): 50-93.
- Pesaran, M. H., A. Ullah ve T. Yamagata. (2008). A bias-adjusted Im test of error cross section independence. *The Econometrics Journal*, 11(1): 105-127.
- Sinha, D., ve Sinha, T. (1998). An exploration of the long-run relationship between saving and investment in the developing economies: a tale of Latin American countries. *Journal of Post Keynesian Economics*, 20(3): 435-443.
- Vamvakidis, A., ve Wacziarg, R. (1998). Developing countries and the Feldstein-Horioka Puzzle. *IMF Working Paper*, 98/2:1-24
- Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6): 709-748.
- Westerlund, J., ve David L. Edgerton (2007). A panel bootstrap cointegration test. *Economics Letters*, 97: 185-190.
- The World Bank (2018). World Development Indicators. CD-ROM
- Yaşar, E. (2011). Finansal liberalizasyon ve doğrudan yabancı yatırımların global trendi. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 29: 1-16
- Yersh, V. (2019). National saving-investment relationship and international capital mobility: The Feldstein-Horioka puzzle revisited. https://lib.ugent.be/fulltxt/RUG01/002/790/882/RUG01-002790882_2019_0001_AC.pdf