



DOĞUŞ ÜNİVERSİTESİ DERGİSİ

DOGUS UNIVERSITY JOURNAL

e-ISSN: 1308-6979

<https://dergipark.org.tr/tr/pub/doujournal>

KIRILGAN BEŞLİ ÜLKELERİ İÇİN REEL FAİZ PARİTESİ GEÇERLİ MİDİR? EŞİK DEĞERLİ EŞBÜTÜNLEŞME TESTİ

IS REAL INTEREST RATE PARITY VALID FOR FRAGILE FIVE COUNTRIES? A THRESHOLD COINTEGRATION TEST

Yaşar Serhat YAŞGÜL⁽¹⁾

Öz: Bu çalışma, 2006:05–2021:08 dönemine ait aylık verilerle, “Kırılgan Beşli” ülkeleri (Türkiye, Brezilya, Endonezya, Güney Afrika ve Hindistan) için reel faiz oranı paritesi hipotezinin geçerliliğini araştırmaktadır. Küreselleşme süreci, sermaye hareketliliğini ve finansal entegrasyonu artırmıştır. Bu bağlamda, reel faiz paritesinin test edilmesi, politika yapıcılar için önemli bir gösterge olmuştur. Çalışmada, Li ve Lee (2010) tarafından geliştirilen eşik değerli ADL eşbütünleşme testi kullanılarak doğrusal olmayan dinamikler dikkate alınmıştır. Elde edilen bulgular, Brezilya ve Türkiye’de reel faiz paritesinin geçerli olmadığını; Endonezya, Güney Afrika ve Hindistan’da ise hipotezin doğrulandığını ortaya koymaktadır. Sonuçlar, finansal entegrasyon düzeyi, enflasyon oynaklığı ve politika güvenilirliğinin reel faiz oranı paritesinin geçerliliğinde belirleyici olduğunu göstermektedir. Türkiye ve Brezilya’da hipotezin reddedilmesi, yüksek risk primleri ve öngörülemez para politikalarıyla ilişkilendirilirken; diğer üç ülkede daha istikrarlı makroekonomik yapıların etkili olduğu görülmektedir. Çalışma, bu farklılıkların politika önerilerinde tek tip yaklaşım yerine ülke bazlı stratejilerin gerekliliğini vurgulamaktadır.

Anahtar Kelimeler: Reel Faiz Paritesi, Kırılgan Beşli, Doğrusal Olmayan Modeller, Eşik Değerli Eşbütünleşme Testi

Abstract: This study investigates the validity of the Real Interest Rate Parity hypothesis for the “Fragile Five” economies—Turkey, Brazil, Indonesia, South Africa, and India—using monthly data from 2006:05 to 2021:08. The globalization process has increased capital mobility and financial integration. In this context, testing real interest rate parity has become an important indicator for policy-makers. Employing the threshold cointegration test of Li and Lee (2010), the analysis accounts for nonlinear adjustments and regime shifts often neglected in linear models. The results demonstrate that real interest rate parity does not hold for Brazil and Turkey, whereas it is valid for Indonesia, South Africa, and India. This divergence highlights the role of macro-financial stability, inflation dynamics, and policy credibility in determining the long-run parity of real interest rates. In Turkey and Brazil, the rejection of real interest rate parity is linked to high inflation volatility, unpredictable policy actions, and vulnerability to capital flow shocks. Conversely, the evidence of real interest rate parity in the other three countries suggests a more consistent alignment between interest rates, inflation, and exchange rate dynamics. The findings imply that a uniform policy approach towards emerging markets may overlook critical country-specific risks. Instead, differentiated strategies tailored to national vulnerabilities provide a more effective framework for sustaining financial stability and integration.

Keywords: Real Interest Rate Parity, Fragile Five, Nonlinear Models, Threshold Cointegration Test

⁽¹⁾ Marmara Üniversitesi, İktisat Fakültesi, İktisat Bölümü; yserhat@marmara.edu.tr, ORCID: 0000-0001-6039-2155

Geliş/Received: 11-11-2025; Kabul/Accepted: 20-01-2026

JEL: C32, F31, F36, E43

1. Giriş

Son kırk yılda küreselleşme olarak ifade edilen süreç, ülkeler açısından finansal entegrasyonda büyük bir artışı beraberinde getirmiştir. Bu durum hem piyasaların işleyişini hem de uygulanabilecek politika seçeneklerini ciddi anlamda etkilemektedir. (Magonis ve Tsopanakis, 2013: 476) Reel faiz oranı paritesi, tasarrufların serbestçe dolaşabildiği bir ortamda reel faiz oranlarının uzun dönemde eşitlenmesi gerektiğini öne sürer. Ancak gelişmekte olan ülkelerde finansal piyasaların derinliği, para politikalarının güvenilirliği ve kur rejimlerinin işleyişi gibi unsurlar, parite koşullarının gerçekleşmesini güçleştirebilir.

Morgan Stanley'nin 2013 raporunda "Kırılğan Beşli" (Türkiye, Brezilya, Hindistan, Endonezya ve Güney Afrika) olarak adlandırılan ülkeler, parite koşullarının incelenmesi açısından dikkate değerdir. Bu ülkeler yüksek cari açık, yabancı portföy akımlarına bağımlılık ve kırılğan makro finansal dengeler nedeniyle küresel likidite şoklarına karşı büyük hassasiyet göstermektedirler. Aizenman, Binici ve Hutchison (2016), FED'in parasal daralma sinyallerinin bu ülkelerde ani sermaye çıkışı ve faiz artışına neden olduğunu ifade etmiştir. Eichengreen ve Gupta (2016) ile Özmen ve Yılmaz (2017), küresel likidite döngülerinin Kırılğan Beşli üzerindeki makro ekonomik etkilerini detaylarıyla ifade etmişlerdir. Tablo 1'de Kırılğan Beşli olarak ifade edilen ülkelerin gayri safi yurtiçi hasılatları (GSYİH), toplam dış borçları, kısa vadeli dış borçları ve dış açıklık durumları sunulmuştur.

Tablo 1. 2023 Yılı İtibariyle Kırılğan Beşli Ülkelerinin Bazı İstatistikleri

ÜLKE	GSYİH (Cari Fiyatlarla ABD Doları)	Dış Borcun Bugünkü Değeri (Cari Fiyatlarla ABD Doları)	Kısa Vadeli Dış Borç (Toplam Dış Borçlara Oranı)	Ticaretin GSYİH'ya Oranı
Brezilya	2,191,131,765,685	198,581,760,408	13	34
Endonezya	1,371,169,301,564	225,272,618,383	13	41
Güney Afrika	380,699,271,816	93,879,471,101	25	65
Hindistan	3,638,489,096,034	212,727,581,325	20	45
Türkiye	1,118,252,958,514	149,654,359,761	35	66

Kaynak: World Bank, World Development Indicators

Bu çalışma, literatürdeki benzer araştırmalardan farklı olarak, Kırılğan Beşli ülkelerinin ABD referans faizine karşı reel faiz paritesi hipotezinin geçerliliğini incelemek amacıyla Li ve Lee (2010) tarafından geliştirilen eşik değerli ADL eşbütünleşme testinden yararlanmaktadır. Bu yöntemin temel üstünlüğü, serilerin durağanlık derecelerine bağlı olmaksızın uygulanabilmesidir. Böylelikle, geleneksel birim kök testlerinin eşbütünleşme analiz sürecinde ortaya çıkarabileceği yanıltıcı sonuçların önüne geçilmiştir.

Çalışmanın bundan sonraki bölümleri şu şekilde organize edilmiştir: Çalışmanın birinci bölümünde reel faiz oranı paritesine ilişkin kuramsal çerçeve sunulmuştur. İkinci bölümde bu çalışmanın amacına paralel olarak reel faiz oranı paritesi hipotezini

ampirik yollarla analiz eden literatür değerlendirilmiştir. Üçüncü bölümde veri ve metodoloji, dördüncü bölümde de elde edilen ampirik bulgular sunulmuştur. Çalışmanın sonuç bölümünde ise elde edilen bulgulardan hareketle genel değerlendirmelere yer verilmiştir.

2. Kuramsal Çerçeve

Reel faiz oranı paritesi her ülkedeki Fisher etkisiyle, satın alma gücü paritesi ve örtülü olmayan faiz oranı paritesi arasındaki ilişkinin birleştirilmesiyle elde edilir. Teorik bağlamda piyasa beklentilerinin rasyonel olması koşuluyla farklı ülkelerdeki faiz oranlarının benzer olması- ya da en azından birlikte hareket etmesi- beklenir. Ülkeler arasında faiz oranlarının eşitlenmesi aynı zamanda sermaye hareketliliğinin ve finansal entegrasyonun olduğunu gösterir. Eğer faiz oranı farkları ortadan kalkmıyorsa nominal faiz oranı ile enflasyon oranı arasındaki uzun dönemli denge ilişkisinin ortadan kalktığından bahsetmek mümkündür.

Reel faiz paritesi, dört temel varsayımı üzerine şekillenmiştir: 1) Örtülü olmayan faiz paritesi, 2) Satın alma gücü paritesi, 3) Rasyonel beklentiler ve 4) Fisher eşitliği'dir. (Xie, Chen ve Wu, 2023: 1474) Örtülü olmayan faiz paritesine göre yerli ve yabancı faiz oranı farkı döviz kurundaki beklenen değişime eşittir. (Hasanov, Omay ve Abioglu, 2023, s.358)

$$\Delta S_t^e = r_t^t - r^y \quad (1)$$

Burada ΔS_t^e döviz kurunda beklenen değişimi, r_t^t ve r^y_t ise sırasıyla yerli ve yabancı ülke (ABD) faiz oranlarını temsil etmektedir. Satın alma gücü paritesi ise döviz kuru ile ülkeler arasındaki enflasyon farklarına eşittir.

$$\Delta S_t = \pi_t^t - \pi_t^y \quad (2)$$

ΔS_t döviz kuru değişimini, π_t^t ve π_t^y ise sırasıyla yerli ve yabancı enflasyon farklarını eşittir. Rasyonel beklentiler hipotezi ise aşağıdaki denklemde sunulmuştur.

$$\Delta S_t^e = \Delta S_t + e_t \quad (3)$$

(1), (2) ve (3)'teki eşitlikler birleştirildiğinde;

$$r_t^t - r^y_t = \pi_t^t - \pi_t^y + e_t \quad (4)$$

(4) numaralı eşitlik düzenlendiğinde;

$$r_t^t + \pi_t^t = r^y_t + \pi_t^y + e_t \quad (5)$$

Fisher eşitliğine göre nominal faiz oranından enflasyon oranının çıkarılmasıyla reel faiz oranına ulaşılmaktadır. Buna göre;

$$r_t = r_t^t + \pi_t^t \quad (6)$$

$$r^{y*}_t = r^y_t + \pi_t^y \quad (7)$$

(5), (6) ve (7) numaralı denklemler birleştirildiğinde reel faiz oranı paritesi, 8 numaralı eşitlikte sunulmuştur.

$$r_t = r^{y*}_t + e_t \quad (8)$$

(8) numaralı eşitliğe göre reel faiz oranı paritesinin geçerli olması durumunda yurtiçinde ve yurtdışında reel faiz oranlarının eşit olması beklenir. Ancak çoğunlukla reel faiz oranlarının birbirine eşit olması mümkün olmamaktadır. Bu nedenle reel faiz oranı paritesinin incelenmesinde yerli ve yabancı ülkedeki reel faiz oranı farklılıklarından yararlanılmaktadır. (Kardaşlar, 2021:207)

$$\Delta RFO = r_t - r_t^* = \epsilon_t \quad (9)$$

(9) numaralı denkleme göre eğer reel faiz oranı paritesi geçerli ise ΔRFO değerinin durağan olması durumunda şokların geçici olduğuna diğer bir ifadeyle reel faiz paritesinin geçerli olduğu sonucuna ulaşılır Teori, sermaye mobilitesinin tam olduğu, risk primlerinin ihmal edildiği ve varlık ikamesinin sorunsuz işlediği bir çerçeve varsayar. Gelişmekte olan ülkelerde bu varsayımların çoğu kısmen geçersizdir. Döviz kuru rejimlerine müdahaleler, sermaye kontrolleri ve ülke risk primi farklılıkları, reel faiz farklılıklarının kalıcılığına yol açabilir. Ayrıca finansal kriz dönemlerinde yatırımcı davranışı rejim değişiklikleri gösterebilir; bu da fiyatların doğrusal ve simetrik bir süreçle değil, belirli eşik değerler aşıldığında uyum sağladığını düşündürür. Bu noktada doğrusal olmayan eşik modelleri devreye girer ve farklı rejimlerde farklı hata düzeltme mekanizmalarının işleyip işlemediğini test etmeye imkân tanır.

3. Literatür Taraması

Mishkin (1984), Cumby ve Mishkin (1986), Chinn ve Frankel (1995) ve Edison ve Pauls (1993) çalışmalarında gelişmiş ülkeler için reel faiz oranlarında kısmi yakınsama bulurlarken, gelişmekte olan ülkeler açısından bir yakınsamanın olmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Holmes (2002), panel veri analiziyle reel faiz oranı paritesinin geçerliliğini test etmiş ve diğer çalışmalarla paralel sonuçlara ulaşmıştır. Magonis ve Tsopanakis (2013), panel veri analizini kullanarak OECD ülkeleri için reel faiz oranı paritesi hipotezini destekler sonuçlara ulaşmıştır. Ancak bu çalışmalar, doğrusal modeller kullandığından, ekonomik seriler arasındaki ilişkiler doğrusal ve simetrik kabul etmiş, olası rejim değişimleri dikkate almamıştır.

Doğrusal olmayan çalışmalar ise finansal piyasaların çoğunlukla asimetrik ve rejimlere bağlı dinamiklerini dikkate alırlar. Baharumshah, Liew ve Haw (2009) ve Holmes, M. J. ve Maghrebi, N. A. (2004) doğrusal olmayan yöntemlerle Asya piyasalarında reel faiz oranı paritesini incelemiş ve nonlineer yaklaşımları dikkate almanın daha gerçekçi sonuçlar verdiğini göstermişlerdir. Benzer şekilde Baharumshah, Liew ve Mittelhammer (2010), 19 OECD ve Asya ekonomisi için reel faiz oranı paritesini test etmek adına hem doğrusal hem de doğrusal olmayan testleri uygulamış ve doğrusal olmayan yaklaşımların daha etkin sonuçlar ürettiği sonucuna ulaşmıştır. Xie, Chen ve Wu (2023), yapısal kırılmaları dikkate alarak Pasifik ülkeleri için reel faiz oranı paritesi hipotezini incelemiştir. Buna göre reel faiz paritesi hipotezini destekleyen sonuçlara ulaşmıştır. Hasanov, Omay ve Abioglu (2024), 52 ülke için reel faiz oranı paritesini doğrusal olmayan modellerle test etmiş ve belirli rejim yapılarında reel faiz oranı paritesinin geçerli olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Tablo 2’de reel faiz oranı paritesi literatürü yöntem ve bulgular açısından özetlemiştir. Tabloda yer alan çalışmalar içinde doğrusal modelleri kullananların büyük bir çoğunluğu reel faiz oranı paritesini reddederken, doğrusal olmayan modelleri kullananlar ise belirli rejimlerde bu paritenin geçerli olabileceğini ortaya

koymaktadır. Doğrusal modeller, bu tür rejim değişimlerini göz ardı etmekte ve sonuç olarak genellikle hipotezin reddi şeklinde bulgular sunmaktadır. Bu durum, gelişmekte olan ülkelerin finansal piyasalarında sıklıkla gözlenen yapısal kırılmalar, ani sermaye akımları, merkez bankası politikalarındaki belirsizlikler ve risk primi farklılıkları gibi faktörlerin doğrusal olmayan modellerle değerlendirilmesi gereğini ortaya koymaktadır.

Tablo 2. Seçilmiş Literatür Özeti

Yazar(lar)	Örneklem / Ülke	Yöntem	Bulgular
Mishkin (1984);	Gelişmiş ülkeler	Lineer regresyon (OLS & GLS) testleri	Reel faiz oranı paritesi hipotezi desteklenmedi
Cumby & Mishkin (1986)	Gelişmiş ülkeler	Regresyon testleri	Kısmi destek
Edison & Pauls (1993)	ABD – diğer ülkeler	Birim kök testleri, Engle-Granger eşbütünleşme testleri, dinamik ARDL & ECM modelleri	Reel faiz oranı paritesi hipotezi desteklenmedi
Chinn & Frankel (1995)	Pasifik Ülkeleri	Johansen eşbütünleşme testleri	Kısmi destek
Holmes (2002)	AB Ülkeleri	Panel birim kök testleri	AB ülkeleri için reel faiz oranı paritesi hipotezi destekleniyor.
Holmes, M. J. ve Maghrebi, N. A. (2004)	4 Güneydoğu Asya Ülkesi	STAR Modelleri (LSTAR & ESTAR), Doğrusal olmayan birim kök testleri	Reel Faiz Oranı Hipotezi farklı modellerde desteklenmektedir.
Magonis & Tsopanakis (2013)	17 OECD Ülkesi	Johansen eşbütünleşme testleri, yapısal kırılma testleri, panel eşbütünleşme testi	OECD Ülkeleri genelinde reel faiz oranı paritesi hipotezine güçlü destek söz konusu.
Baharumshah, Liew ve Haw (2009)	G7 ve 10 Asya Ülkesi	Doğrusal Olmayan Birim Kök Testi (KSS)	Doğrusal olmayan modellerde reel faiz oranı paritesi hipotezine güçlü destek
Baharumshah, Liew ve Mittelhammer (2010)	19 OECD ve Asya Ülkesi	Doğrusal olmayan birim kök testleri (LSTAR & ESTAR)	Gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler için reel faiz oranı farkları uzun dönemde doğrusal olmayan ortalamaya dönüş gösteriyor.
Xie, Chen & Wu (2023)	Pasifik ülkeleri	Yapısal Kırılmalı birim kök testleri	Yapısal kırılmalar dikkate alındıkça reel faiz oranı paritesi hipotezine yönelik destek artmaktadır.
Hasanov, Omay & Abioğlu (2024)	52 Ülke	Doğrusal olmayan modeller ve rejim değişimi	Reel faiz oranı paritesi hipotezine güçlü destek
Bahmani-Oskooee ve diğerleri (2016)	BRICS Ülkeleri	Eşik Değerli ADL Eşbütünleşme testi	Reel faiz oranı paritesi hipotezi Brezilya, Rusya ve Çin için geçerli iken, Hindistan ve Güney Afrika için geçerli değildir.

Bu çalışmanın literatüre özgün katkısı, Bahmani-Oskooee ve diğerleri (2016)'ne benzer şekilde, Li ve Lee (2010) tarafından geliştirilen eşik değerli ADL eşbütünleşme testini kullanarak doğrusal olmayan ilişkilerin analize dahil edilmesidir. Diğer bir ifadeyle hem metodolojik yenilik hem de politika yapıcılar için uygulanabilir sonuçlar sunması açısından bu çalışmanın literatürde önemli bir boşluğu dolduracağı öngörülmektedir.

4. Veri ve Metodoloji

4.1. Veri Seti

Bu çalışmada, 2006:5-2021:8 dönemi için aylık veriler kullanılarak, kırılğan beşli olarak ifade edilen Türkiye, Endonezya, Brezilya, Güney Afrika Cumhuriyeti ve Hindistan için ABD'ye karşı reel faiz paritesinin geçerliliği test edilmiştir. Buna göre 5 ülkenin kısa dönem nominal faiz oranları ve tüketici fiyat endeksi (2010:100) [PCPI IX] IMF'nin International Financial Statistics (IFS) veri tabanından elde edilmiştir. Çalışmada kısa dönem nominal faiz oranları için Türkiye ve Endonezya için mevduat faiz oranı (FIDR_PA), ABD, Brezilya ve Güney Afrika Cumhuriyeti için hazine bonosu faiz oranı (FITB_PA) ve Hindistan için ise para piyasası faiz oranı (FIMM_PA) kullanılmıştır. Reel faiz oranlarını hesaplamak için öncelikle tüketici fiyat endekslerinden ülkelerin yıllık enflasyon oranları hesaplanmıştır. Elde edilen bu oranlardan hareketle 3 aylık fiyat endeksi ortalamaları bulunmuştur. Ferreira ve Ledesma (2007) ve Hasanov, Omay ve Abioğlu (2024) çalışmalarında kullanılan yöntem takip edilerek veri setinde yer alan her ay için gösterilen yıllık faiz oranları 3 aylık bileşik faiz oranlarına dönüştürülmüştür. Her bir ülke için, elde edilen 3 aylık bileşik faiz oranından hesaplanan 3 aylık enflasyon oranı çıkarılarak reel faiz oranı bulunmuştur.

Tablo 3'de, Kırılğan beşli ülkeleri ile ABD arasında reel faiz oranı farkını gösteren değişkenlerin bazı tanımlayıcı istatistikleri sunulmuştur. Tabloya göre incelenen dönemde reel faiz oranı farklılıkları açısından Türkiye en yüksek, Hindistan en düşük ortalamaya sahiptir. Standart sapma değeri en yüksek ülke Hindistan, en düşük ülke Güney Afrika olmuştur. Brezilya ve Güney Afrika verileri normal dağılırken diğer ülkelerde bu durum söz konusu değildir.

Tablo 3. Tanımlayıcı İstatistikler

	Türkiye	Endonezya	Hindistan	Brezilya	Güney Afrika
Ortalama	11.0235	3.4424	2.4373	6.1534	2.6705
Standart Sapma	3.6230	2.1417	8.1606	2.9481	1.3128
Min	-0.3378	-4.3370	-9.2905	-0.5185	-1.6509
Maks	21.1246	7.7914	97.4784	13.3023	5.3452
Skewness	-0.1695	-0.8909	8.7164	-0.1025	-0.4167
Kurtois	0.9121	1.9563	101.1926	-0.2874	0.1461
Jarque-Bera	6.4730	50.7830	76572.0240	1.0640	5.3320
JB p-değeri	0.0393	0.0000	0.0000	0.5874	0.0695

4.2. Metodoloji – Eşik Değerli Eşbütünleşme Testi

Kırılgan beşli ülkelerinde reel faiz paritesinin geçerliliğinin araştırıldığı bu çalışmada kullanılacak olan temel yöntem eşbütünleşme analizidir. Eşbütünleşme kavramı ilk kez Granger (1986) çalışması ile ortaya atılmıştır. Durağan olmayan değişkenlerin doğrusal kombinasyonlarının durağan olabileceği şeklinde ifade edilebilir. Geleneksel eşbütünleşme testlerinde serilerin aynı dereceden durağan olmaları gerekmektedir. Durağanlık derecesinin tespitinde birim kök testleri kullanılmaktadır. Birim kök test süreci ilk kez Dickey ve Fuller (1979) çalışması ile ortaya atılmış ve bu çalışmayı takip eden süreçte literatüre çok sayıda test eklenmiştir. Literatürdeki temel değişim ise Perron (1989) çalışması ile yaşanmıştır. Perron (1989) yaptığı çalışmada yapısal kırılmaların birim kök test prosedürüne etkileri üzerinde durmuş ve yapısal kırılmaların test sürecine dahil edilmemesinin, geleneksel testlerin birim kök temel hipotezinin kabulü yönünde yanıltıcı sonuçlara yol açtığını göstermiştir. Ancak Güriş (2018)'in de belirttiği gibi benzer durum doğrusal olmama için de söz konusu olmaktadır. Birim kök test sürecinde yaşanabilecek bu temel sorunlar bu testlerden elde edilen bulgulara göre oluşturulan eşbütünleşme test sonuçlarını da etkilemektedir. Bu temel sorunları aşmak için bu çalışmada eşik değerli ADL testi kullanılmıştır. Bu testin temel avantajı serilerin durağanlık derecelerinin bilinmeden kullanılabilmesidir.

Kırılgan beşli ülkelerinde reel faiz paritesinin geçerliliğinin araştırıldığı bu çalışmada Li ve Lee (2010) tarafından literatüre kazandırılan eşik değerli ADL testi kullanılmıştır. Aşağıda çalışmada kullanılan denklem sunulmuştur.

$$\Delta r_t^i = \beta_0 + \beta_1 r_{t-1}^i I_t + \beta_2 r_{t-1}^i (1 - I_t) + \beta_3 r_{t-1}^{ABD} I_t + \beta_4 r_{t-1}^{ABD} (1 - I_t) + \beta_5 \Delta r_t^{ABD} + \beta_6 \Delta r_{t-1}^i + \beta_7 \Delta r_{t-1}^{ABD} + \varepsilon_t \quad (10)$$

10 numaralı denklemde, r_t^{ABD} Amerika reel faiz paritesini, r_t^i kırılgan beşli ülkelerinin reel faiz paritesini, Δ fark operatörünü, I_t gösterge fonksiyonunu göstermektedir. Gösterge fonksiyonu olarak Li ve Lee (2010) iki farklı yapı öne sürülmüştür. Bunlardan ilki $I_t^a = I(u_{t-1} < u_{t-1}^*(\tau))$, ikincisi $I_t^b = I(\Delta u_{t-1} < \Delta u_{t-1}^*(\tau))$ olarak gösterilebilir.

Eşbütünleşme ilişkisinin araştırılması için Li ve Lee (2010) çalışmalarında BO ve BDM testlerinin kullanımını önermiştir. Li ve Lee (2010) çalışmalarında BO testinin BDM testine göre güç ve boyut bakımından daha iyi sonuç verdiği öne sürmüştür. (Güriş, 2013: 51)

BO testi için temel hipotez;

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0 \text{ şeklinde oluşturulmuştur.}$$

BDM testinde ise temel hipotez;

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = 0 \text{ şeklinde oluşturulmuştur.}$$

5. Ampirik Bulgular

Aşağıdaki tablolarda İndikatör A için kritik değerler %1, %5 ve %10 için sırasıyla 24.00, 19.04 ve 16.90'dır. İndikatör B için kritik değerler %1, %5 ve %10 için

sırasıyla 23.88, 18.66 ve 16.36'dır. Kritik değerler, Li ve Lee(2010) çalışmasında sunulmuştur.

Brezilya için oluşturulan eşik değerli ADL model sonuçları aşağıdaki tablo 4'de gösterilmiştir.

Tablo 4. Brezilya için Oluşturulan Eşik Değerli ADL Modeli Sonuçları

Bölüm A: İndikatör A								
	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	β_7
I_t^a	-0.113155	0.019516	-0.02551	-0.05059	0.03368	0.228785	-0.191158	-0.39387
	(-0.6822)	(0.6471)	(1.1049)	(0.8861)	(0.5761)	(0.9483)	(-2.614)	(-1.634)
BO =	8.2621	$E_t^*(\tau)=$	1.7484	$\tau=$	0.2609	AIC=	2.44819	
Bölüm B: İndikatör B								
	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	β_7
I_t^b	0.083513	-0.019953	-0.08002	0.011045	-0.06303	0.19440	-0.111367	-0.3909
	(0.5736)	(-0.87682)	(-2.3051)	(0.24791)	(-0.5426)	(0.7989)	(-1.186)	(-1.6023)
BO =	5.3866	$E_t^*(\tau)=$	0.6819	$\tau=$	0.1739	AIC=	2.464099	

NOT: Parantez içindeki değerler t istatistiklerini göstermektedir.

Endonezya için oluşturulan eşik değerli ADL model sonuçları tablo 5'de gösterilmiştir.

Tablo 5. Endonezya için Oluşturulan Eşik Değerli ADL Modeli Sonuçları

Bölüm A: İndikatör A								
	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	β_7
I_t^a	0.331718	-0.166946	-0.11021	0.106959	0.000839	0.069150	0.697012	0.02394
	(5.56336)	(-3.72648)	(-6.2721)	(2.87809)	(0.0386)	(0.61033)	(13.8818)	(0.21078)
BO =	45.66***	$E_t^*(\tau)=$	-1.1463	$\tau=$	0.7772	AIC=	0.94737	
Bölüm B: İndikatör B								
	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	β_7
I_t^b	0.280128	0.086767	-0.11755	0.03864	-0.02327	0.05472	0.72675	0.04635
	(4.8151)	(-4.8613)	(-4.3802)	(1.7458)	(-0.6413)	(0.4727)	(11.613)	(4.815)
BO =	40.965***	$E_t^*(\tau)=$	0.4004	$\tau=$	0.1739	AIC=	-0.96901	

NOT: Parantez içindeki değerler t istatistiklerini göstermektedir. *** %1 seviyesinde anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 5'de sunulan sonuçlara göre indikatör A için test istatistik değeri 45.6676 yüzde 1 seviyesindeki kritik değerden büyük olduğu için seriler arasında uzun dönemli ilişki olmadığı yönündeki temel hipotez reddedilebilir. İndikatör B için ise test istatistik değeri 40.9659 yüzde 1 seviyesindeki kritik değerden büyük olduğu için seriler arasında uzun dönemli ilişki olmadığı yönündeki temel hipotez reddedilebilir.

Güney Afrika için oluşturulan eşik değerli ADL model sonuçları tablo 6'de gösterilmiştir.

Tablo 6. Güney Afrika için Oluşturulan Eşik Değerli ADL Modeli Sonuçları

Bölüm A: İndikatör A								
	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	β_7
I_t^a	0.262039 (4.20083)	-0.16331 (-4.4598)	-0.08848 (-4.254)	0.103486 (3.7418)	0.054260 (2.38068)	0.30747 (3.8423)	0.446158 (6.7694)	-0.14336 (-1.690)
BO =	21.894**	$E_t^*(\tau)=$	0.3541	$\tau=$	0.4511	AIC=	0.26359	
Bölüm B: İndikatör B								
	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	β_7
I_t^b	0.133208 (2.6905)	-0.05602 (-2.9135)	-0.07227 (-2.735)	0.02699 (1.3775)	0.078313 (2.86917)	0.32165 (3.9474)	0.48750 (5.9249)	-0.16667 (-1.781)
BO =	14.6827	$E_t^*(\tau)=$	0.1878	$\tau=$	0.2663	AIC=	0.301111	

NOT: Parantez içindeki değerler t istatistiklerini göstermektedir. ** %5 seviyesinde anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 6'da sunulan sonuçlara göre indikatör A için test istatistik değeri 21.8943 yüzde 5 seviyesindeki kritik değerden büyük olduğu için seriler arasında uzun dönemli ilişki olmadığı yönündeki temel hipotez reddedilebilir. İndikatör B için ise test istatistik değeri 14.6827 kritik değerden küçük olduğu için seriler arasında uzun dönemli ilişki olmadığı yönündeki temel hipotez kabul edilebilir. İndikatör A için AIC değeri daha küçük olduğundan bu sonuç kullanılmalıdır.

Hindistan için oluşturulan eşik değerli ADL model sonuçları tablo 7'de gösterilmiştir.

Tablo 7. Hindistan için Oluşturulan Eşik Değerli ADL Modeli Sonuçları

Bölüm A: İndikatör A								
	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	β_7
I_t^a	2.24589 (2.8570)	-0.056590 (-0.18969)	-0.8548 (-8.809)	4.308794 (4.73071)	0.18269 (0.417)	0.20430 (0.0944)	0.00748 (0.1047)	0.95952 (0.4403)
BO =	113.588***	$E_t^*(\tau)=$	-3.8753	$\tau=$	0.8261	AIC=	6.844761	
Bölüm B: İndikatör B								
	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	β_7
I_t^b	1.61428 (2.3293)	-0.149378 (-0.76951)	-0.9314 (-8.082)	1.243715 (2.74012)	-0.6447 (-0.928)	-1.6888 (-0.733)	0.12260 (1.36292)	2.14245 (0.9246)
BO =	79.5125***	$E_t^*(\tau)=$	1.3141	$\tau=$	0.1902	AIC=	-6.97088	

NOT Parantez içindeki değerler t istatistiklerini göstermektedir. *** %1 seviyesinde anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 7'de sunulan sonuçlara göre indikatör A için test istatistik değeri 113.588 yüzde 1 seviyesindeki kritik değerden büyük olduğu için seriler arasında uzun dönemli ilişki olmadığı yönündeki temel hipotez reddedilebilir. İndikatör B için ise test istatistik

değeri 79.5125 yüzde 1 seviyesindeki kritik değerden büyük olduğu için seriler arasında uzun dönemli ilişki olmadığı yönündeki temel hipotez reddedilebilir.

Türkiye için oluşturulan eşik değerli ADL model sonuçları aşağıdaki tabloda gösterilmiştir.

Tablo 8. Türkiye için Oluşturulan Eşik Değerli ADL Modeli Sonuçları

Bölüm A: İndikatör A							
	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_7
I_t^a	0.765650	-0.03608	-0.08755	-0.09291	0.187584	0.571935	0.02042
	(1.31984)	(-0.4400)	(-1.943)	(-0.3472)	(1.82596)	(1.0781)	(0.2732)
BO =	16.7161	$E_t^*(\tau)=$	-1.1446	$\tau=$	0.6359	AIC=	4.034494
Bölüm B: İndikatör B							
	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_7
I_t^b	1.45308	-0.11920	-0.1726	0.22463	0.043641	0.52929	0.07502
	(3.2203)	(-3.022)	(-3.873)	(2.0343)	(0.24414)	(0.9933)	(0.8421)
BO =	15.5373	$E_t^*(\tau)=$	0.8061	$\tau=$	0.2717	AIC=	4.040695

NOT: Parantez içindeki değerler t istatistiklerini göstermektedir.

Tablo 8’de sunulan sonuçlara göre indikatör A için test istatistik değeri 16.7161 kritik değerden küçük olduğu için seriler arasında uzun dönemli ilişki olmadığı yönündeki temel hipotez kabul edilebilir. İndikatör B için ise test istatistik değeri 15.5373 kritik değerden küçük olduğu için seriler arasında uzun dönemli ilişki olmadığı yönündeki temel hipotez kabul edilebilir.

Genel olarak değerlendirildiğinde çalışmadan elde edilen bulgulara göre Brezilya ve Türkiye’de reel faiz oranı paritesi hipotezinin geçerli olmadığı, Endonezya, Güney Afrika ve Hindistan’da ise reel faiz oranı paritesi hipotezinin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

6. Genel Değerlendirme ve Sonuç

Bu çalışmada, Kırılğan Beşli olarak ifade edilen Türkiye, Brezilya, Güney Afrika ve Hindistan için reel faiz oranı paritesi hipotezinin geçerliliği, eşik değerli ADL eşbütünleşme testiyle incelenmiştir.

Çalışmadan elde edilen bulgular, Türkiye ve Brezilya’da reel faiz oranı paritesi hipotezinin geçerli olmadığını; Endonezya, Güney Afrika ve Hindistan’da ise hipotezin geçerli olduğunu ortaya koymaktadır. Bu sonuç, Kırılğan Beşli ülkeleri arasında finansal entegrasyon derecesi, para politikası bağımsızlığı, enflasyon dinamikleri ve ülke risk primleri açısından belirgin bir ayrışmaya işaret etmektedir. Reel faiz paritesinin sağlandığı ülkelerde, yurtiçi ve yurtdışı reel faiz oranları arasındaki farkların uzun dönemde ortadan kalkması, sermaye hareketlerinin ve beklentilerin görece daha istikrarlı işlediğini düşündürmektedir. Buna karşılık paritenin geçerli olmadığı Türkiye ve Brezilya’da, reel faiz farklılıklarının kalıcılığı, finansal entegrasyonun niceliksel olarak artmasına rağmen niteliksel olarak kırılğan bir zeminde seyrettiğine işaret etmektedir.

Türkiye ve Brezilya özelinde, görece yüksek enflasyon oranları, para politikalarındaki öngörülemezlik ve ülke risk primlerinin dönemsel olarak keskin artışlar göstermesi, reel faiz paritesinin sağlanamamasının temel nedenleri arasında görünmektedir. Bu ülkelerde merkez bankası bağımsızlığına ilişkin algının zayıflaması, politika faiz oranlarının zaman zaman enflasyon dinamikleri ve döviz kuru beklentilerinden kopuk belirlenmesi reel faiz farklılıklarının uzun süre kalıcı olmasına yol açmaktadır.

Bu bağlamda, elde edilen bulgular tek tip bir politika yaklaşımının gelişmekte olan ülkeler için uygun olmadığını ortaya koymaktadır. Türkiye ve Brezilya için öncelikli politika alanları; piyasanın gelecekteki enflasyona ilişkin beklentilerinin bozulmaması ve hedeflenen enflasyona yakın seyretmesinin sağlanması, merkez bankası bağımsızlığının kurumsal ve hukuki olarak güçlendirilmesi ve ülke risk primini azaltacak yapısal reformların hayata geçirilmesidir. Sermaye akımlarının vadesini uzatacak ve portföy akımlarına bağımlılığı azaltacak politikalar da büyük önem taşımaktadır. Öte yandan Endonezya, Güney Afrika ve Hindistan açısından, mevcut makroekonomik çerçevenin korunması, fiyat istikrarını önceleyen para politikası duruşunun sürdürülmesi ve küresel sermaye akımlarına karşı ihtiyatlı düzenlemelerin devam ettirilmesi daha uygun bir politika seti olarak görünmektedir.

Bu çalışmanın temel katkısı, reel faiz paritesi hipotezinin değerlendirilmesinde doğrusal olmayan yöntemlerin önemini ortaya koymasındır. Geleneksel doğrusal modeller genellikle paritenin reddine işaret ederken, eşik değerli ADL testi gibi doğrusal olmayan yöntemler, paritenin geçerli olabileceğini ortaya koymaktadır. Bu bulgu, finansal entegrasyonun durağan ve tek yönlü değil; kırılmalara, politika güvenilirliğine ve küresel sermaye koşullarına duyarlı dinamik bir süreç olduğunu göstermektedir.

Sonuç olarak, çalışma yalnızca teorik literatüre metodolojik bir katkı sunmakla kalmamakta, aynı zamanda politika yapıcılar için ülke bazlı stratejilerin gerekliliğini vurgulamaktadır. Gelişmekte olan ülkeler için uluslararası fon akımlarına dayalı kırılmalıkların azaltılabilmesi, standart reçeteler yerine farklılaştırılmış ulusal politikaların geliştirilmesini zorunlu kılmaktadır.

Referanslar

- Aizenman, J., Binici, M. Ve Hutchison, M. (2016). The transmission of Federal Reserve tapering news to emerging financial markets. *International Journal of Central Banking*, 12(2), 317-356.
- Bahmani-Oskooee, M., Chang, T., Yang, M.-H., ve Yang, H.-L. (2016). Revisiting real interest rate parity in BRICS countries using ADL test for threshold cointegration. *Economic Analysis and Policy*, 51, 86-89.
- Baharumshah, A. Z., Liew, V. K. ve Haw, C. T. (2009). The real interest rate differential: international evidence based on non-linear unit root tests. *Bulletin of Economic Research*, 61(1), 83-94.
- Baharumshah, A. Z., Liew, V. K. ve Mittelhammer, R. (2010). Non-linearities in real interest rate parity: evidence from OECD and asian developing economies. *Global Economic Review*, 39(4), 351-364.
- Chinn, M. D. ve Frankel, J. A. (1995). Who drives real interest rates around the Pacific Rim: the USA or Japan? *Journal of International Money and Finance*, 14(6), 801-821.

- Cumby, R. E. ve Mishkin, F. S. (1986). The international linkage of real interest rates: The European-US connection. *Journal of International Money and Finance*, 5(1), 5–23.
- Dickey, D. A. ve Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427–431.
- Edison, H. J. ve Pauls, B. D. (1993). A re-assessment of the relationship between real exchange rates and real interest rates. *Journal of Monetary Economics*, 31(2), 165–187.
- Eichengreen, B. ve Gupta, P. (2016). Managing sudden stops. *Policy Research Working Paper Series 7639, The World Bank*.
- Ferreira, A. L. ve Ledesma, M. L. (2007). Does the real interest parity hold? Evidence from developed and emerging markets. *Journal of International Money and Finance*, 26, 364–382.
- Granger, C. W. J. (1986). Developments in the study of cointegrated economic variables. *Oxford Bulletin of Economics & Statistics*, 48(3), 213–228.
- Güriş, B. (2013). Türkiye’de Feldstein-Horioka hipotezinin geçerliliğinin sınanması. *Trakya İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi e-dergi*, 2(2), 47–55
- Güriş, B. (2018). A new nonlinear unit root test with Fourier function. *Communications in Statistics- Simulation and Computation*, 48(10), 3056–3062.
- Hasanov, M., Omay, T. ve Abioğlu, N. (2024). Re-examining the real interest rate parity hypothesis under temporary gradual breaks and nonlinear convergence. *Portuguese Economic Journal*, 23, 355–382.
- Holmes, M. J. (2002). Does long-run real interest parity hold among EU countries? Some new panel data evidence. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 42, 733–746.
- Holmes, M. J. ve Maghrebi, N. A. (2004). Asian real interest rates, nonlinear dynamics, and international parity. *International Review of Economics and Finance*, 13, 387–405.
- Kardaşlar, A. (2021). Reel faiz oranı paritesi teorisinin Türkiye için test edilmesi: Fourier Birim Kök Testinden Bulgular. *International Journal of Social Sciences & Humanities*, 5(2), 204–215.
- Li, J. ve Lee, J. (2010). ADL tests for threshold cointegration. *Journal of Time Series Analysis*, 31(4), 241–254.
- Magonis, G. ve Tsopanakis, A. (2013). Real interest rate parity in OECD countries: new evidence from time series and panel cointegration techniques. *Applied Economics Letters*, 20(5), 476–479
- Mishkin, F. S. (1984). Are real interest rates equal across countries? An empirical investigation of international parity conditions. *Journal of Finance*, 39(5), 1345–1357.
- Özmen, E., & Yılmaz, K. (2017). Co-movement of exchange rates with interest rate differential, risk premium and FED policy in “fragile economies. *Emerging Markets Review*, 33, 173–188.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57(6), 1361–1401.
- Xie, Z., Chen, W. ve Wu, C. (2023). Real interest rate parity in the Pacific Rim countries: new empirical evidence. *Empirical Economics*, 64, 1471–1515.

World Bank, World Development Indicators, 7/7/2025 tarihinde <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators#> adresinden edinilmiştir.