Araştırma Makalesi

Kısa Vadeli Reel Faiz Oranlarına Gelen Şoklar Kalıcı mı? Türkiye İçin Bir Uygulama

Mehmet ERDOĞMUŞ[1]

[1] Dr. Öğr. Üyesi, Sivas Cumhuriyet Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, mehmet100058@outlook.com, ORCID: 0000-0001-9700-630X

Öz: Bu çalışmada Türkiye'de kısa vadeli reel faiz oranlarına gelen şokların etkisinin kalıcı olup olmadığı incelenmiştir. Veri mevcudiyetine bağlı olarak analiz dönemi Haziran 2002'de başlayıp Aralık 2025'te sona ermektedir. Çalışmada likidite primi teorisi dikkate alındığı için Türkiye'nin uzun vadeli reel faiz oranları değil, kısa vadeli reel faiz oranları analiz edilmiştir. Kısa vadeli nominal faiz oranlarını temsilen Türkiye'nin üç aylık tahvil getirisi verileri tercih edilmiş ve beklenen enflasyonu temsilen gelecek on iki aya ait enflasyon beklentisi verileri kullanılmıştır. Beklenen enflasyon verileri aylık bazda ve üç aylık tahvil getirisi verileri günlük bazda olmasından dolayı frekans uyumunu sağlamak için üç aylık tahvil getirisi verileri aylık verilere dönüştürülmüştür. Çalışmada Türkiye'nin kısa vadeli reel faiz oranı serisine doğrusal dışılığı dikkate alan çeşitli birim kök testleri uygulanmıştır. Uygulanan birim kök testleri neticesinde, dikkate alınan kısa vadeli reel faiz oranı serisinin birim kök içermediğine karar verilmiştir. Bu nedenle şokların Türkiye'deki kısa vadeli reel faiz oranı serisi üzerindeki etkisinin kalıcı olmadığını söylemek mümkündür.

Anahtar Kelimeler: Birim Kök Testi, Reel Faiz Oranı, Şoklar
Jel Kodları: C22, E43, G12

Are the Shocks to Short-Run Real Interest Rates Permanent? A Case Study for Türkiye

Abstract: This study examines whether shocks to short-run real interest rates in Türkiye have permanent effects. Depending on data availability, the analysis period starts in June 2002 and ends in December 2025. Since the liquidity premium theory was considered in the study, Türkiye's short-run real interest rates, not long-run real interest rates, were analysed. The three-month bond yield data of Türkiye were used as a proxy for short-run nominal interest rates, and the inflation expectation data for the next twelve months were used as a proxy for expected inflation. To ensure frequency consistency, three-month bond yield data have been converted to monthly data, as expected inflation data are monthly and bond yield data are daily. In this study, various unit root tests that consider nonlinearity have been applied to Türkiye's short-run real interest rate series. As a result of the unit root tests applied, it has been determined that the short-run real interest rate series under consideration does not contain a unit root. Therefore, it is possible to say that the impact of shocks on the short-run real interest rate series in Türkiye will not be permanent.

Keywords: Unit Root Test, Real Interest Rate, Shocks
Jel Codes: C22, E43, G12

Atıf: Erdoğmuş, M. (2026). Kısa vadeli reel faiz oranlarına gelen şoklar kalıcı mı? Türkiye için bir uygulama. *Fiscaoeconomia*, *10*(2), 1-14. https://doi.org/10.25295/fsecon.1882272

Geliş Tarihi: 04.02.2026
Kabul Tarihi: 10.08.2026

Telif Hakkı: © 2024. (CC BY) (https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/).

1. Giriş

Reel faiz oranı bir ekonomideki tasarrufların reel getirisini ve yatırımların reel maliyetini yansıtmaktadır. Para politikalarının reel ekonomi üzerindeki etkisi de büyük ölçüde reel faiz oranı aracılığıyla aktarılmaktadır. Bu nitelikleriyle reel faiz oranı farklı makroekonomik değişkenlerle ilişkili önemli bir göstergedir. Nitekim birçok ampirik çalışmada (Aksu vd., 2001; Çağlayan, 2006; Bozik, 2019) reel faiz oranı belirli bir

makroekonomik değişkenle ilişkili bulunmuştur. Aksu vd. (2001), Türkiye için yaptıkları ampirik çalışma sonucunda reel faiz oranlarından bütçe açıklarına doğru bir nedenselliğin olduğu sonucuna varmışlardır. Çağlayan (2006), Türkiye için yaptığı ampirik çalışma sonucunda uzun vadede reel faiz oranının yurt içi tasarruf oranını pozitif yönde etkilediği sonucuna varmıştır. Bozik (2019), dokuz gelişmiş ülke için yaptığı analiz sonucunda reel faiz oranının gelir dağılımını bozucu bir etkiye sahip olduğunu belirlemiştir.

Reel faiz oranının durağan olup olmadığını ortaya koymaya çalışan çok sayıda ampirik çalışma da yapılmıştır. Söz konusu çalışmalardan bazıları reel faiz oranının durağan olmadığı sonucuna varırken diğerleri reel faiz oranının durağan olduğu sonucuna varmıştır. İlgili çalışmalardan bazıları hakkında daha fazla ayrıntı çalışmanın literatür incelemesi bölümünde verilmiştir. Bu çalışmada Türkiye'de kısa vadeli reel faiz oranının durağan olup olmadığı araştırılmıştır.

Türkiye İstatistik Kurumunun (2025) yıllık enflasyon verileri dikkate alındığında son yıllarda Türkiye'de enflasyonun önemli artış gösterdiği görülmektedir. Türkiye İstatistik Kurumunun verileri dikkate alındığında Türkiye'nin 2025 yılı enflasyon oranı, Türkiye'nin 2012 yılı enflasyon oranının yaklaşık beş katıdır (her yılın aralık ayı TÜFE verileri dikkate alınarak hesaplanan enflasyon verileri kullanılmıştır). Enflasyonun önemli artış göstermesi reel faiz oranlarının yapısını ve şoklara karşı tepkisini önemli ölçüde etkileyebilir. Bu açıdan Türkiye'deki kısa vadeli reel faiz oranlarının şoklara karşı tepkisinin kalıcı olup olmadığını ortaya koymak incelemeye değer bir konudur.

Fan vd. (2024) enerji güvenliği riski değişkeninin durağan olması durumunda kısa vadeli politikaların enerji güvenliği riski üzerinde kalıcı etki oluşturmayacağına, uzun vadeli veya sürekli politikaların gerekli olduğuna dikkat çekmektedirler. Bu öneriler durağan bulunan diğer makroekonomik değişkenler için de verilebilir. Buradan hareketle kısa vadeli reel faiz oranı serisinin durağan olduğuna karar verilirse kısa süreliğine yapılan müdahalelerin kalıcı etki yaratmayacağı, kısa vadeli reel faiz oranlarında istikrarın sağlanması için uzun vadeli veya devamlılık arz eden politikaların uygulanması gerektiği söylenebilir.

Reel faiz oranlarının şoklardan kalıcı olarak etkilenip etkilenmediğini birim kök testleriyle ortaya koymak mümkündür. Ancak uygulanan birim kök testlerinin incelenen seriler için uygun olup olmadığına dikkat edilmesi gerekmektedir. Bu kapsamda çalışmada öncelikle, incelenen kısa vadeli reel faiz oranı serisinin doğrusal olup olmadığı Harvey vd. (2008) tarafından önerilen doğrusallık testiyle sınanmıştır. Ardından Kruse (2011) tarafından önerilen birim kök testi, Li & Park (2018) tarafından önerilen kantil birim kök testi ve Sollis (2009) tarafından önerilen birim kök testi uygulanmıştır. Çalışmada Türkiye'nin kısa vadeli reel faiz oranlarının hesaplanmasında Fisher denklemi (Fisher, 1930) dikkate alındığı için gerçekleşen enflasyon verileri yerine gelecek on iki aya ilişkin enflasyon beklentisi verileri kullanılmıştır. Yapılan literatür taraması sonucunda Türkiye için enflasyon beklentileri kullanılarak hesaplanan kısa vadeli reel faiz oranlarının bu çalışmada kullanılan testler aracılığıyla şoklardan kalıcı olarak etkilenip etkilenmediğini sınayan ampirik bir çalışmaya rastlanmamıştır. Bu nedenle çalışmanın literatüre katkı sağlaması beklenmektedir. Elde edilen bulgulara dayanarak önemli politika önerileri de getirilmiştir. Bu açıdan çalışmanın önemli olduğu belirtilmelidir.

Çalışmanın giriş bölümünü izleyen bölüm literatür incelemesini içerir. Bu bölümde reel faiz oranının durağan olup olmadığını inceleyen bazı ampirik çalışmalara ilişkin bilgiler aktarılmıştır. Çalışmanın sonraki bölümünde veriler ve yöntemler bölümü yer almaktadır. Söz konusu bölümde çalışmada kullanılan verilere ve yöntemlere ilişkin bilgiler sunulmuştur. Veriler ve yöntemler bölümünün ardından ampirik bulgular bölümü gelmektedir. Bu bölümde uygulanan testlerin sonuçları yer almaktadır. Ampirik bulgulardan sonra tartışma bölümü bulunmaktadır. Söz konusu bölümde çalışmanın bulgular bölümünde yer alan sonuçların yorumu yapılmış, bazı politika önerilerinde bulunulmuş ve elde edilen bulgular ampirik literatürdeki benzer bazı çalışmaların bulgularıyla karşılaştırılarak değerlendirilmiştir. Sonuç bölümü bu çalışmanın son

bölümüdür. Bu bölümde genel bir değerlendirme yapılmış, çalışmanın sınırlılıklarına değinilmiş ve gelecekte hangi çalışmaların yapılabileceğinden söz edilmiştir.

2. Literatür İncelemesi

Reel faiz oranlarının durağan olup olmadığını ortaya koymaya çalışan çok sayıda ampirik çalışma bulunmaktadır. Bu çalışmalardan bazılarında panel veri analizine yer verilirken (Kim & Ji, 2011; Chang & Chang, 2012; Omay vd., 2017) bazılarında zaman serisi analizi dikkate alınmıştır (Rose, 1988; Clemente vd., 1998; Kapetanios vd., 2003; Lai, 2008; Zhou, 2011; Güney vd., 2015; Gil-Alana vd., 2017; Canarella vd., 2022; Alper & Alper, 2024; Goh vd., 2025). Söz konusu ampirik çalışmalar incelendiğinde elde edilen sonuçların çalışmadan çalışmaya farklılık gösterebildiğini görmek mümkündür.

Rose (1988), on sekiz OECD ülkesi için yaptığı ampirik analiz neticesinde reel faiz oranının durağan olmadığı sonucuna varmıştır. Clemente vd. (1998) tarafından yapılan çalışmada uygulanan ve yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testi sonuçlarına göre, incelenen iki ülkede de (Birleşik Krallık ve ABD) reel faiz oranının durağan olduğu söylenebilir. Kapetanios vd. (2003) tarafından yapılan çalışmadaki doğrusal dışılığı dikkate alan birim kök testinin sonuçları incelendiğinde OECD üyesi yedi ülkede reel faiz oranının durağan olduğu görülmektedir. Lai (2008) tarafından on altı ülke için yapılan çalışmada yapısal kırılmaların dikkate alınması durumunda çoğu ülke için reel faiz oranının birim kök içermediği sonucuna ulaşılmıştır. Kim & Ji (2011) hem Batı hem de Doğu Asya ülkelerinde reel faiz oranının birim kök içermediğine dair güçlü kanıtlar bulmuşlardır. Zhou (2011), on altı sanayi ülkesi için yaptığı analiz neticesinde sanayileşmiş ülkelerin reel faiz oranlarının birim kök içermediğine (ortalamaya geri dönme eğiliminde olduğuna) dair kanıtlar bulmuştur. Chang & Chang (2012), G10 ülkelerinde reel faiz oranının birim kök içermediği sonucuna ulaşmışlardır. Güney vd. (2015), yirmi bir geçiş ülkesi için yaptıkları çalışma neticesinde incelenen ülkelerin çoğunda reel faiz oranının durağan olduğu sonucuna varmışlardır. Gil-Alana vd. (2017), ABD'de reel faiz oranının ortalamasına geri döndüğünü destekleyen kanıtlar bulmuşlardır. Omay vd. (2017) tarafından on yedi OECD üyesi için yapılan ampirik çalışma neticesinde sadece Fransa'ya ait uzun vadeli reel faiz oranı serisinin birim kök içerdiği ve kısa vadeli reel faiz oranlarının ise tüm analiz edilen ülkeler için birim kök içermediği sonucuna varılmıştır. Canarella vd. (2022), analiz edilen ülkelerde reel faiz oranının ortalamasına geri döndüğünü destekleyen kanıtlar bulmuşlardır. Alper & Alper (2024), on OECD ülkesi için gerçekleştirdikleri çalışmada uzun vadeli reel faiz oranının yalnızca Kolombiya ve Türkiye için durağan olduğunu belirtmişlerdir. Goh vd. (2025), yirmi dokuz Asya ülkesinin çoğunda reel faiz oranlarının durağan olmadığı sonucuna varmışlardır.

Uzun vadeli Fisher etkisinin geçerli olabilmesi için reel faiz oranının durağan olması gerektiğinden (Lai, 2008, s. 143) Fisher etkisinin geçerli olup olmadığını eşbütünleşme testleriyle test eden ampirik çalışmalar reel faiz oranının durağan olup olmadığını da test etmektedir (Rose, 1988, s. 1099). Bu nedenle Fisher etkisinin geçerli olup olmadığını eşbütünleşme testiyle araştıran bazı ampirik çalışmalardan (Bayat, 2011; Tunalı & Erönal, 2016; Tıraşoğlu, 2018; Uğur, 2019; Koç, 2020; Serel & Akşehirli, 2023) da bahsetmek yararlı olacaktır. Bayat (2011), Türkiye için yapmış olduğu ampirik çalışma neticesinde Fisher etkisinin geçerli olmadığı sonucuna varmıştır. Tunalı & Erönal (2016), Türkiye için yaptıkları çalışmada Fisher etkisinin uzun vadede geçerli olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Tıraşoğlu (2018), yaptığı ampirik çalışmanın sonucunda Fisher etkisinin MINT ülkelerinde geçerli olduğunu tespit etmiştir. Uğur (2019), G7 ülkeleri için yaptığı analiz neticesinde Fisher etkisinin geçerli olmadığı sonucuna ulaşmıştır. Koç (2020), Türkiye için yapmış olduğu ampirik çalışma neticesinde Fisher etkisinin geçerli olduğu sonucuna varmıştır. Serel & Akşehirli (2023), Türkiye için yaptıkları ampirik çalışmaya dayanarak Fisher etkisinin hem uzun hem de kısa vadede geçerli olduğu sonucuna varmışlardır.

Bazı çalışmalarda (Şimşek & Kadılar, 2006; Lebe & Özalp, 2016; Altunöz, 2018; Adil vd., 2020; Oğul, 2022) Fisher etkisinin geçerli olup olmadığını belirlemek için uzun dönem

ilişkisinin ortaya konulmasını sağlayan ARDL (autoregressive distributed lag) sınır testi yaklaşımı (Pesaran vd., 2001) tercih edilmiştir. Şimşek & Kadılar (2006), Türkiye için yaptıkları analiz neticesinde Fisher etkisinin geçerli olduğu sonucuna varmışlardır. Lebe & Özalp (2016) tarafından Türkiye için yapılan çalışmada Fisher etkisinin geçerli olduğu sonucuna varılmıştır. Altunöz (2018), Çin için yaptığı çalışmanın sonucunda Fisher etkisinin geçerli olduğu sonucuna varmıştır. Adil vd. (2020) tarafından Hindistan için yapılan çalışmada ise kısmi Fisher etkisinin geçerli olduğu belirtilmiştir. Oğul (2022), Türkiye için yaptığı ampirik analiz neticesinde Fisher etkisinin geçerli olduğu sonucuna ulaşmıştır.

3. Veriler ve Yöntemler

3.1. Veriler ve Değişkenler

Reel faiz oranını hesaplamak için Fisher denklemi (Fisher, 1930) kullanılabilir. Fisher denklemi (Fisher, 1930) Denklem (1)'deki gibi gösterilebilir. Denklem (1)'de R_t nominal faiz oranını, r_t reel faiz oranını ve $E_t\pi_{t+1}$ beklenen enflasyonu ($t+1$ zamanı için enflasyon beklentisi t zamanında oluşturulur) belirtmektedir (Matheson, 2018, s. 255). Aslında Denklem (1) Fisher denklemini (Fisher, 1930) yalnızca yaklaşık olarak temsil etmektedir. Reel faiz oranının ve beklenen enflasyonun büyük değerlere sahip olduğu durumlarda Denklem (1)'in dikkate alınması doğru olmayacaktır. Tam Fisher denklemine (Fisher, 1930) göre nominal faiz oranı; reel faiz oranı, beklenen enflasyon oranı ve reel faiz oranı ile beklenen enflasyon oranının çarpımının toplamına eşittir (Deutsche Bundesbank, 2001, s. 36). Denklem (1)'deki notasyon dikkate alındığında tam Fisher denklemini (Fisher, 1930) Denklem (2)'deki gibi göstermek mümkündür. Bu çalışmada Türkiye'nin kısa vadeli reel faiz oranı verilerini hesaplamak için Denklem (2) dikkate alınmıştır.

$$R_t = r_t + E_t\pi_{t+1} \tag{1}$$

$$R_t = r_t + E_t\pi_{t+1} + r_t(E_t\pi_{t+1}) \tag{2}$$

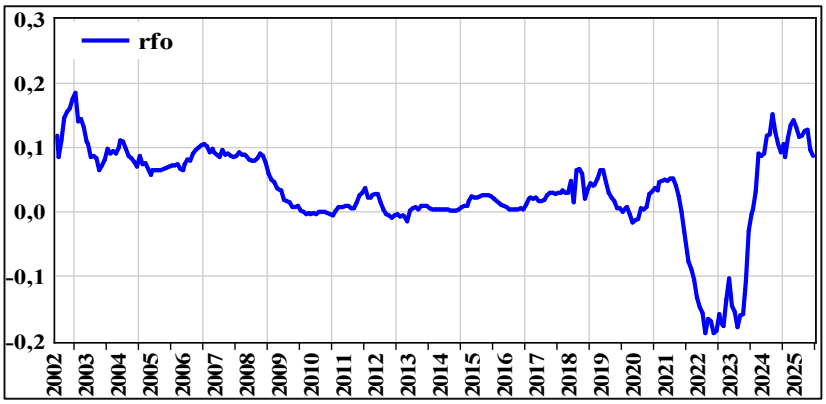
Literatür incelendiğinde çok sayıda çalışmada (Ferreira & León-Ledesma, 2007; Lee & Tsong, 2012; Gulcu & Yildirim, 2019) reel faiz oranlarının hesaplanmasında beklenen enflasyon verileri yerine gerçekleşen enflasyon verilerinin tercih edildiği görülmektedir. Gerçekleşen enflasyon verileriyle hesaplanan reel faiz oranına ex-post reel faiz oranı adı verilmektedir (Camarero vd., 2009, s. 118). Ekonomik aktörler enflasyon beklentilerinde sistematik hata yapmazlarsa beklenen enflasyon verileri yerine gerçekleşen enflasyon verilerinin kullanılması uygun bir yaklaşım olabilir. Ancak bu yaklaşım beklenmeyen enflasyon şokları nedeniyle kimi zaman geçerli olmayabilir. Gerçekleşen enflasyon verilerini kullanmak yerine beklenen enflasyonu temsilen bir değişken kullanılabilir. Beklenen enflasyonu temsilen kullanılabilecek değişkeni farklı yöntemlerle elde etmek mümkündür. Örneğin ARMA modelleri kullanılabilir, beklenti anketlerinden yararlanılabilir (Baxter, 1994, s. 9), hareketli ortalama modellerinden faydalanılabilir veya Hodrick & Prescott (1997) tarafından önerilen filtre kullanılabilir (Singh & Banerjee, 2006, s. 5).

Bu çalışmada likidite primi teorisi dikkate alındığından Türkiye'nin kısa vadeli reel faiz oranı serisi analiz edilmiştir. Likidite primi teorisine göre yatırımcılar faiz oranı riskinin daha düşük olması nedeniyle kısa vadeli tahvilleri uzun vadeli tahvillere tercih etme eğilimindedirler (Ferreira & León-Ledesma, 2007, s. 369–370). Bu tercihin ardındaki mekanizmayı ortaya koyan Hicks (1975, s. 145, 147, 281)'e göre uzun vadeli faiz oranı, cari kısa vadeli faiz oranı ile forward kısa vadeli faiz oranlarının (yaklaşık olarak) aritmetik ortalamasına eşittir. Forward kısa vadeli faiz oranı ise beklenen gelecekteki kısa vadeli faiz oranına bir risk primi eklenerek belirlenir. Dolayısıyla yatırımcıların kısa vadeye yönelik bu tercihi, forward kısa vadeli faiz oranına (ve böylelikle uzun vadeli faiz oranına) pozitif bir risk primi olarak yansır. Bu nedenle bu çalışmada risk primlerinden (likidite primlerinden) görece arınmış olduğu için reel faizin altında yatan yapıyı daha saf biçimde

yansıtan kısa vadeli reel faiz oranları tercih edilmiştir. Üç aylık tahvil getirilerinin düzenli olarak yayımlanmasından dolayı analiz için yeterli veri sunulmaktadır. Ayrıca üç aylık tahvil getirileri piyasada arz ve talep koşullarına göre belirlenmektedir. Bu kapsamda örneğin piyasadaki arz ve talep koşullarına göre belirlenmediği için Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankasının politika faizi dikkate alınmamıştır. Bunların dışında Breitung & Candelon (2006), kısa vadeli faiz oranlarını temsilen üç aylık tahvil getirisi verilerini dikkate almışlardır. Bu nedenlerden dolayı çalışmada kısa vadeli nominal faiz oranlarını temsilen üç aylık tahvil getirileri dikkate alınmıştır. Üç aylık tahvil getirisi verileri Investing.com'dan alınmıştır (Investing.com, t.y.). Beklenen enflasyonu temsilen gelecek on iki aya ilişkin enflasyon beklentisi verileri kullanılmıştır. Enflasyon beklentisi verileri Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi'nden elde edilmiştir (Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, t.y.-a, t.y.-b). Beklenen enflasyon verileri aylık bazda olup 2001 yılının Ağustos ayından itibaren mevcuttur. Beklenen enflasyon verileri aylık bazda olduğundan günlük bazdaki üç aylık tahvil getirisi verilerinin ortalamaları alınarak üç aylık tahvil getirisi verileri aylık verilere dönüştürülmüştür. Verisi eksik olan gün için eksikliğin olduğu günden önceki en son var olan veri kullanılmıştır. 2001 yılına ilişkin Türkiye'nin üç aylık tahvil getirilerine ait günlük bazda veri mevcut değildir. 2002 yılına ait ilk günlük bazda üç aylık tahvil getirisi verisi ise 7 Haziran 2002 tarihi için mevcuttur. Bundan dolayı analiz döneminin başlangıcı 2002 yılının Haziran ayıdır. Hem beklenen enflasyon verileri hem de üç aylık tahvil getirisi verileri 2025 yılının Aralık ayında sona ermektedir. Bundan dolayı analiz döneminin sonu 2025 yılının Aralık ayıdır. Tablo 1'de hesaplanan aylık bazdaki kısa vadeli reel faiz oranı serisine (bu çalışmada *rfo* olarak adlandırılmaktadır) ilişkin bazı tanımlayıcı istatistikler yer almaktadır. Tablo 1 incelendiğinde *rfo* serisine ait ortalamanın ve medyanın 0,03 olduğu görülmektedir. Bunun dışında Tablo 1'e bakıldığında *rfo* serisine ait değerlerin –0,19 ile 0,19 arasında değiştiği anlaşılmaktadır. Tablo 1'deki çarpıklık ve basıklık katsayıları ise sırasıyla *rfo* serisine ait dağılımın sola çarpık bir yapıda ve sivri bir yapıda (leptokurtic) olduğuna işaret etmektedir. İncelenen serinin yapısını daha açık bir biçimde ortaya koyabilmek için Şekil 1'de *rfo* serisinin seyrini gösteren grafiğe de yer verilmiştir.

Tablo 1. Tanımlayıcı İstatistikler

İstatistik	Değer
Gözlem Sayısı	283
Ortalama	0,03
Medyan	0,03
Standart Sapma	0,07
Minimum	–0,19
Maksimum	0,19
Çarpıklık	–1,12
Basıklık	5,06



Şekil 1. *rfo* Serisinin Analiz Dönemi Boyunca Seyri

3.2. Ekonometrik Yöntemler

Çalışmada öncelikle, doğrusal dışılığı dikkate alan birim kök testlerinin uygun olup olmadığını belirlemek için, incelenen kısa vadeli reel faiz oranı serisine Harvey vd. (2008) tarafından önerilen doğrusallık testi (kısaca HLX) uygulanmıştır. HLX testinin temel hipotezi reddedilmezse serinin doğrusal olduğuna karar verilmektedir. Buna karşılık HLX testinin temel hipotezi reddedilirse incelenen serinin doğrusal olmadığına karar verilmektedir. HLX testinin test istatistiği (yani W_λ) Denklem (3)'te gösterilen formül yardımıyla hesaplanmaktadır. Denklem (3)'te yer alan W_0 incelenen serinin düzeyde durağan olması hâlinde dikkate alınan istatistiği gösterirken W_1 incelenen serinin düzeyde durağan olmaması hâlinde dikkate alınan istatistiği göstermektedir. Denklem (3)'te yer alan λ ise HLX testinin test istatistiğini hesaplarken göz önünde bulundurulan ağırlığı göstermektedir. HLX testine ait test istatistiği serbestlik derecesi iki olan ki-kare dağılımıyla uyumludur.

$$W_\lambda = (1-\lambda)W_0 + (\lambda)W_1 \tag{3}$$

$$\Delta y_t = \beta_1 y_{t-1}^3 + \beta_2 y_{t-1}^2 + \varepsilon_t \tag{4}$$

HLX testinin sonucu dikkate alınarak *rfo* serisinin doğrusal olmadığına karar verildiği için *rfo* serisinin durağan olup olmadığını belirleyebilmek için önce Kruse (2011) tarafından önerilen ve doğrusal dışılığı dikkate alan birim kök testi uygulanmıştır. Kruse (2011), yaptığı simülasyonlar neticesinde kendi önerdiği birim kök testinin genel olarak Kapetanios vd. (2003) tarafından önerilen birim kök testinden (kısaca KSS) daha güçlü olduğu sonucuna ulaşmıştır. Kruse (2011) tarafından önerilen birim kök testinin (kısaca KS) test regresyonu Denklem (4)'teki gibidir. Denklem (4)'te yer alan Δ birinci fark operatörünü, y incelenen zaman serisini, her bir β yanındaki değişkenin katsayısını ve ε hata terimini göstermektedir. KS birim kök testinde incelenecek serinin (gerektiğinde) deterministik bileşenlerinden arındırılması gerekir. Denklem (4)'ten anlaşılacağı üzere KS birim kök testinin test regresyonunda sabit terim ve trend bulunmamalıdır. Bu nedenle Denklem (4) tahmin edilmeden önce, incelenen reel faiz oranı serisi ortalamasından arındırılmıştır. KS birim kök testinin temel hipotezi incelenen serinin birim kök içerdiğini belirtmektedir. Temel hipotez (yani $\beta_1 = \beta_2 = 0$ hipotezi) reddedilemezse serinin birim kök içerdiği sonucuna ulaşılır. Buna karşılık temel hipotez reddedilirse serinin birim kök içermediğine karar verilir.

Li & Park (2018), KSS birim kök testinin test regresyonuna ait hata teriminin normal dağılım sergilemediği durumda KSS birim kök testinden daha güçlü olan bir birim kök testi (kısaca QKSS) önermişlerdir. Uygulanan Jarque-Bera testi (Jarque & Bera, 1980; Jarque & Bera, 1987) ve Shapiro-Wilk testi (Shapiro & Wilk, 1965; Royston, 1995) sonucunda KSS birim kök testinin test regresyonuna ait hata teriminin normal dağılmadığına karar verildiği için daha güvenilir bir sonuç elde etmek için çalışmada QKSS birim kök testi de uygulanmıştır. KSS birim kök testinden farklı olarak Li & Park (2018) tarafından önerilen QKSS birim kök testi kantil regresyon yaklaşımına dayanmaktadır. Li & Park (2018) yaklaşımında ya ortalamasından arındırılmış seri (demeaned case) incelenmekte ya da trendden arındırılmış seri (detrended case) incelenmektedir. Bu iki duruma göre test istatistiğinin dağılımı ve test istatistiğine ilişkin kritik değerler değişecektir. İncelenen dönemde *rfo* serisi belirgin bir deterministik trend içermediğinden QKSS testinin ortalamadan arındırılmış durumu tercih edilmiştir. Bu kapsamda QKSS testi uygulanmadan önce *rfo* serisi ortalamasından arındırılmıştır. Li & Park (2018) yaklaşımında y_t serisinin (çalışma için ortalamasından arındırılmış *rfo* serisinin) τ. koşullu kantili Denklem (5)'teki gibidir. Denklem (5)'teki $Q_{\Delta y_t}(\tau \mid y_{t-1})$ gösterimi Δy_t serisinin τ. koşullu kantilini belirtmektedir. Denklem (5)'teki $Q_{\varepsilon_t}(\tau)$ gösterimi hata teriminin (yani ε_t teriminin) τ. kantilini belirtmektedir. Li & Park (2018) yaklaşımında durağanlık analizi hem farklı kantiller hem de belirli bir kantil aralığı (0,1–0,9 kantil aralığı) için yapılabilir. Li & Park (2018) yaklaşımında farklı kantiller için birim kökün bulunup bulunmadığını test

etmek amacıyla $t_T(\tau)$ istatistiği kullanılmaktadır. $t_T(\tau)$ istatistiği Denklem (6)'daki formül yardımıyla hesaplanmaktadır. Denklem (6)'daki $f\left(\widehat{F^{-1}(\tau)}\right)$ gösterimi $f(F^{-1}(\tau))$ gösteriminin tutarlı bir tahmincisini belirtmektedir. Denklem (6)'daki f ve F hata teriminin (ε_t) sırasıyla yoğunluk fonksiyonunu ve dağılım fonksiyonunu temsil etmektedir. Denklem (6)'daki Y_{-1} gecikmeli açıklanan değişkenlerin (y_{t-1}^3) vektörüdür. Denklem (6)'daki M_z, Z'ye [Z = (1, Δy_{t-1},…, Δy_{t-p})] ortogonal olan uzay üzerine projeksiyon matrisidir. Li ve Park (2018) yaklaşımında belirli bir kantil yerine 0,1–0,9 kantil aralığı için birim kökün bulunup bulunmadığını test etmek amacıyla (yani bir serinin genel olarak birim kök içerip içermediğini belirlemek için) Quantile Kolmogorov-Smirnov istatistiği (kısaca *QKS* istatistiği) kullanılmaktadır. Farklı kantiller için hesaplanan $t_T(\tau)$ istatistikleri içerisinde mutlak değerce en büyük değer *QKS* istatistiğini vermektedir (Tsong ve Lee, 2011, s. 670–672).

$$Q_{\Delta y_t}(\tau \mid y_{t-1}) = \delta y_{t-1}^3 + \sum_{j=1}^{p} \alpha_j \Delta y_{t-j} + Q_{\varepsilon_t}(\tau) \tag{5}$$

$$t_T(\tau) = \frac{f\left(\widehat{F^{-1}(\tau)}\right)}{\sqrt{\tau(1-\tau)}} (Y'_{-1} M_z Y_{-1})^{\frac{1}{2}} \hat{\delta} \tag{6}$$

$$\Delta y_t = \phi_1 y_{t-1}^3 + \phi_2 y_{t-1}^4 + \varepsilon_t \tag{7}$$

Çalışmada incelenen kısa vadeli reel faiz oranlarında asimetrik etkinin var olup olmadığını test etmek için Sollis (2009) tarafından önerilen birim kök testi de uygulanmıştır. Sollis (2009) tarafından önerilen birim kök testinde serinin durağan olduğu sonucunun çıkması durumunda durağanlığın asimetrik olup olmadığı test edilebilmektedir. Sollis (2009) tarafından önerilen birim kök testinin (kısaca SL) test regresyonu Denklem (7)'deki gibidir. Denklem (7)'de yer alan Δ birinci fark operatörünü, y incelenen zaman serisini, her bir ϕ katsayısı yanındaki değişkenin katsayısını ve ε hata terimini göstermektedir. SL birim kök testinde incelenecek serinin (gerektiğinde) deterministik bileşenlerinden arındırılması gerekir. Denklem (7)'den anlaşılacağı üzere SL birim kök testinin test regresyonunda sabit terim ve trend yer almaması gerekir. Bu sebeple Denklem (7) tahmin edilmeden önce, incelenen reel faiz oranı serisi ortalamasından arındırılmıştır. SL birim kök testinin temel hipotezi incelenen serinin birim kök içerdiğini belirtmektedir. Temel hipotez (yani $\phi_1 = \phi_2 = 0$ hipotezi) reddedilemezse serinin birim kök içerdiği sonucuna varılır. Buna karşılık temel hipotez reddedilirse serinin birim kök içermediğine karar verilir. SL birim kök testine göre serinin durağan bulunması durumunda durağanlığın asimetrik mi olduğunu yoksa simetrik mi olduğunu belirlemek mümkündür. Bunun için Denklem (7)'deki ϕ_2 parametresinin sıfıra eşit olup olmadığı standart F testiyle sınanmaktadır. Şayet $\phi_2 = 0$ biçimindeki temel hipotez reddedilemezse incelenen serinin simetrik durağan olduğuna, aksi durumda incelenen serinin asimetrik durağan olduğuna karar verilir. Böylece Sollis (2009) tarafından önerilen test sayesinde durağan bir serinin ortalamasına dönme sürecinde pozitif ve negatif şokların farklı etkilere sahip olup olmadığı incelenebilir.

4. Ampirik Bulgular

Yapılan istatistiksel analizlerde %5 anlamlılık düzeyinin genel kabul görmesinden (Troeger, 2019, s. 283) dolayı ve bu çalışmada bütünlüğün sağlanması istendiğinden çalışmada uygulanan tüm testler için %5 anlamlılık düzeyi dikkate alınmıştır. Uygulanan ilk test HLX testidir. Bu testin sonucu Tablo 2'de yer almaktadır. Tablo 2 incelendiğinde HLX testine ait test istatistiğinin %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değerden daha büyük olduğunu görmek mümkündür (ilgili kritik değer ki-kare dağılımı tablosundan elde edilmiştir). Bu nedenle *rfo* serisinin doğrusal olduğunu belirten temel hipotez (%5 anlamlılık düzeyinde) reddedilmektedir.

HLX testinin sonucu dikkate alınarak *rfo* serisinin birim kök içerip içermediğini belirleyebilmek için ilk önce, doğrusal dışılığı dikkate alan KS birim kök testi uygulanmıştır. KS birim kök testinin test istatistiği için gerekli kritik değer Kruse (2011)

tarafından yapılan çalışmadan temin edilmiştir. KS birim kök testinin sonucu Tablo 3'te yer almaktadır. Tablo 3 incelendiğinde KS birim kök testine ait test istatistiğinin ilgili kritik değerden daha büyük olduğunu görmek mümkündür. Bu sebeple *rfo* serisinin birim kök içerdiğini belirten temel hipotez (%5 anlamlılık düzeyinde) reddedilmektedir.

Tablo 2. Doğrusallık Testinin Sonucu

Değişken	Test İstatistiği	Kritik Değer	Sonuç
rfo	20,37**	5,99	Doğrusal Dışı

Notlar: ** %5 anlamlılık düzeyinde anlamlılığı göstermektedir. Kritik değer %5 anlamlılık düzeyine göredir.

Gerek Jarque-Bera testinin sonucu gerekse Shapiro-Wilk testinin sonucu (Tablo 4) KSS birim kök testinin test regresyonuna ait hata teriminin normal dağılım sergilemediğini göstermektedir. Bu nedenle güvenilir bir sonuca ulaşmak için Li & Park (2018) tarafından yapılan açıklamalar dikkate alınarak QKSS birim kök testi de uygulanmıştır. QKSS birim kök testinin test istatistiği (*QKS* istatistiği) için gerekli kritik değer 10.000 tekrarlamalı özçıkarım (bootstrap) yöntemiyle elde edilmiştir. QKSS birim kök testinin sonucu Tablo 3'te yer almaktadır. Tablo 3'teki *QKS* istatistiği göz önüne alındığında *rfo* serisinin birim kök içerdiğini belirten temel hipotez (%5 anlamlılık düzeyinde) reddedilmektedir. Bu nedenle QKSS birim kök testine göre *rfo* serisi birim kök içermemektedir.

Tablo 3. Birim Kök Testinin Sonucu

Test Adı	Test İstatistiği	Kritik Değer	*F* İstatistiği
KS	32,49**	10,17	N/A
QKSS	7,04**	3,42	N/A
SL	12,11**	4,97	10,57**

Notlar: ** %5 anlamlılık düzeyinde anlamlılığı göstermektedir. Kritik değerler %5 anlamlılık seviyesine göredir.

Uygulanan SL birim kök testinin sonucu Tablo 3'te yer almaktadır. SL birim kök testinin test istatistiğine ilişkin kritik değer Sollis (2009) tarafından yapılan çalışmadan elde edilmiştir. Tablo 3 incelendiğinde SL birim kök testine ait test istatistiğinin ilgili kritik değerden daha büyük olduğu görülmektedir. Bu nedenle *rfo* serisinin birim kök içerdiğini belirten temel hipotez (%5 anlamlılık düzeyinde) reddedilmektedir. Tablo 3'teki F istatistiğine göre Denklem (7) dikkate alınarak oluşturulan $\phi_2 = 0$ biçimindeki temel hipotezin (%5 anlamlılık düzeyinde) reddedildiğini görmek mümkündür. Bu nedenle *rfo* serisinin asimetrik durağan bir yapıda olduğuna karar verilmiştir.

Tablo 4. Normallik Testinin Sonucu

Test Adı	Test İstatistiği	Olasılık Değeri
Jarque-Bera	325,11**	0,00
Shapiro-Wilk	0,89**	0,00

Not: ** %5 anlamlılık düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.

5. Tartışma

Çalışmada uygulanan her bir birim kök testinin (KS, QKSS, SL) sonucu dikkate alınarak *rfo* serisinin birim kök içermediğine (durağan olduğuna) karar verilmiştir. Bu nedenle şokların Türkiye'deki kısa vadeli reel faiz oranları üzerindeki etkisinin kalıcı olmadığına karar verilmiştir. Fan vd. (2024) enerji güvenliği riski değişkeninin durağan olması durumunda kısa vadeli politikaların enerji güvenliği riski üzerinde kalıcı etki oluşturmayacağını, uzun vadeli veya sürekli politikaların gerekli olduğunu vurgulamaktadırlar. Bu önerileri durağan bulunan diğer makroekonomik değişkenler için de belirtmek mümkündür. Buradan yola çıkarak Türkiye'de kısa vadeli reel faiz oranlarını etkilemeye dönük kısa bir süre için yapılan müdahalelerin kalıcı etki yaratmayacağı, kısa vadeli reel faiz oranlarında istikrarın sağlanması için uzun vadeli veya devamlılık arz eden politikaların uygulanması gerektiği söylenebilir. Bu açıdan

Türkiye'deki kısa vadeli reel faiz oranlarına gelen tek seferlik şokların etkisini gidermeyi amaçlayan müdahalelerde bulunulmaması tavsiye edilmektedir. Ayrıca SL birim kök testine göre *rfo* serisinin asimetrik durağan olduğuna karar verilmesi sebebiyle *rfo* serisinin ortalamasına dönme sürecinde pozitif ve negatif şokların farklı etkilere sahip olduğu sonucuna varılmıştır. Bu kapsamda pozitif ve negatif şokların etkilerinin takip edilmesi ve etkisi daha uzun süren şok türüne yönelik daha güçlü müdahalelerde bulunulması yararlı olacaktır.

Reel faiz oranlarının durağan (ortalamalarına geri dönen bir özellikte) olması Fisher etkisinin geçerli olduğunu göstermektedir (Koustas & Lamarche, 2010, s. 237). Dolayısıyla bu çalışmanın sonucu Fisher etkisinin Türkiye'de geçerli olduğunu gösteren çalışmaların (Şimşek & Kadılar, 2006; Lebe & Özalp, 2016; Tunalı & Erönal, 2016; Tıraşoğlu, 2018; Koç, 2020; Oğul, 2022; Serel & Akşehirli, 2023) sonucunu desteklemektedir. Bu çalışmaların dışında Alper & Alper (2024) tarafından yapılan çalışmada çeşitli birim kök testleri uygulanmış ve Türkiye için uzun vadeli reel faiz oranının durağan olduğu sonucuna varılmıştır. Dolayısıyla bu çalışmanın sonucunun Alper & Alper (2024) tarafından yapılan çalışmanın sonucunu da desteklediği söylenebilir. Bu çalışmanın sonucu çok sayıda ampirik çalışmanın sonucunu desteklemesine karşın tüm ampirik çalışmaların sonucunu desteklememektedir. Örneğin Bayat (2011), Fisher etkisinin Türkiye için geçerli olmadığı sonucuna varmıştır. Bu nedenle bu çalışmanın sonucu Bayat (2011) tarafından yapılan çalışmanın sonucunu desteklememektedir. Bu çalışmanın sonucuyla Bayat (2011) tarafından yapılan çalışmanın sonucunun çelişmesi kullanılan verilerin ve/veya yöntemlerin farklı olmasından kaynaklanıyor olabilir. Bu çalışmada Fisher denklemi (Fisher, 1930) dikkate alındığı için beklenen enflasyon değişkeninin kullanılmasına karşılık Bayat (2011) gerçekleşen enflasyon verilerini dikkate almıştır. Yöntem olarak ise Bayat (2011) doğrusal dışılığı dikkate alan bir eşbütünleşme testini tercih etmiştir.

6. Sonuç

Bu çalışmada Türkiye'de kısa vadeli reel faiz oranlarının şoklardan kalıcı olarak etkilenip etkilenmediği araştırılmıştır. Veri mevcudiyetine bağlı olarak analiz dönemi Haziran 2002'de başlamakta ve Aralık 2025'te sona ermektedir. Çalışmada dikkate alınan kısa vadeli reel faiz oranı serisine ilk olarak KS birim kök testi uygulanmıştır. Bu birim kök testine göre incelenen kısa vadeli reel faiz oranı serisi birim kök içermemektedir. Ardından QKSS birim kök testi uygulanmıştır. Benzer şekilde QKSS birim kök testine göre de Türkiye'nin kısa vadeli reel faiz oranı serisi durağan olarak bulunmuştur. Son olarak SL birim kök testi uygulanmış ve incelenen kısa vadeli reel faiz oranı serisinin asimetrik durağan bir süreç niteliğinde olduğuna karar verilmiştir. Uygulanan birim kök testlerinin neticesinde şokların Türkiye'deki kısa vadeli reel faiz oranı serisi üzerindeki etkisinin kalıcı olmadığına karar verilmiştir. Elde edilen bulgular ışığında Türkiye'deki kısa vadeli reel faiz oranlarına gelen tek seferlik şokların etkisini gidermeyi amaçlayan müdahalelerde bulunulmaması önerilmektedir. Ayrıca incelenen kısa vadeli reel faiz oranı serisinin asimetrik durağan bir süreç olduğuna karar verilmesinden dolayı kısa vadeli reel faiz oranlarına gelen şokların etkilerinin takip edilmesi ve etkisi daha uzun süren şok türüne yönelik daha güçlü müdahalelerde bulunulması önerilmektedir.

Daha önce de belirtildiği gibi üç aylık tahvil getirisi verilerinde eksik gözlemler bulunmaktadır. Çalışmada eksik veri durumlarında eksikliğin olduğu günden önceki en son var olan veri kullanılmıştır. Bu durumu çalışmanın bir sınırlılığı olarak belirtmek mümkündür. Bunun dışında, dikkate alınan enflasyon beklentisi verilerinin Türkiye'deki tüm ekonomik aktörlerin enflasyon beklentilerini tam olarak yansıtmaması çalışmanın bir diğer sınırlılığıdır. Gelecekteki çalışmalarda çeşitli vadelerdeki tahvil getirileriyle enflasyon beklentisi verilerinden hesaplanan reel faiz oranlarının durağanlığı çeşitli ülkeler için incelenebilir.

Kaynakça

Adil, M. H., Danish, S., Bhat, S. A., & Kamaiah, B. (2020). Fisher effect: An empirical re-examination in case of India. *Economics Bulletin*, *40*(1), 262–276.

Aksu, H., Emsen, Ö. S., & Başar, S. (2001). Türkiye'de bütçe açıkları ile nominal ve reel faiz oranları ilişkileri: 1985–2000. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, *15*(1–2), 43–53.

Alper, F. Ö., & Alper, A. E. (2024). Stationarity of long-term real interest rates: Findings from nonlinear Fourier unit root test. *Ömer Halisdemir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, *17*(4), 944–957.

Altunöz, U. (2018). Investigating the presence of Fisher effect for the China economy. *Sosyoekonomi*, *26*(35), 27–40.

Baxter, M. (1994). Real exchange rates and real interest differentials: Have we missed the business-cycle relationship?. *Journal of Monetary Economics*, *33*(1), 5–37.

Bayat, T. (2011). Türkiye'de Fisher etkisinin geçerliliği: Doğrusal olmayan eşbütünleşme yaklaşımı. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, (38), 47–60.

Bozik, M. S. (2019). Real interest rate and its effect on income inequality. *Journal of Economic Policy Researches*, *6*(2), 107–120.

Breitung, J., & Candelon, B. (2006). Testing for short-and long-run causality: A frequency-domain approach. *Journal of Econometrics*, *132*(2), 363–378.

Camarero, M., Carrion-I-Silvestre, J. L., & Tamarit, C. (2009). Testing for real interest rate parity using panel stationarity tests with dependence: A note. *The Manchester School*, *77*(1), 112–126.

Canarella, G., Gil-Alana, L. A., Gupta, R., & Miller, S. M. (2022). The behaviour of real interest rates: New evidence from a 'suprasecular' perspective. *International Finance*, *25*(1), 46–64.

Chang, C. K., & Chang, T. (2012). Statistical evidence on the mean reversion of real interest rates: SPSM using the panel KSS test with a Fourier function. *Applied Economics Letters*, *19*(13), 1299–1304.

Clemente, J., Montañés, A., & Reyes, M. (1998). Testing for a unit root in variables with a double change in the mean. *Economics Letters*, *59*(2), 175–182.

Çağlayan, E. (2006). Enflasyon, faiz oranı ve büyümenin yurtiçi tasarruflar üzerindeki etkileri. *Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, *21*(1), 423–438.

Deutsche Bundesbank (2001). *Deutsche Bundesbank Monatsbericht Juli 2001 (53. Jahrgang, No.7)*. Frankfurt am Main: Deutsche Bundesbank.

Fan, Y., Chang, T., & Ranjbar, O. (2024). Analyzing the degree persistence of shocks to energy security of the G7 countries: Evidence using panel SPSM-quantile unit root test. *Economic Analysis and Policy*, *82*, 389–399.

Ferreira, A. L., & León-Ledesma, M. A. (2007). Does the real interest parity hypothesis hold? Evidence for developed and emerging markets. *Journal of International Money and Finance*, *26*(3), 364–382.

Fisher, I. (1930). *The theory of interest: As determined by impatience to spend income and opportunity to invest it*. New York: The Macmillan Company.

Gil-Alana, L. A., Cunado, J., & Gupta, R. (2017). Evidence of persistence in U.S. short and long-term interest rates. *Journal of Policy Modeling*, *39*(5), 775–789.

Goh, S. K., Sam, C. Y., & Goh, K. L. (2025). Are real interest rates stationary? New evidence from the multivariate ARDL unit root test. *Applied Economics Letters*, *32*(14), 2010–2014.

Gulcu, A., & Yildirim, D. (2019). Smooth breaks and nonlinear mean reversion in real interest parity: Evidence from East Asian countries. *The Journal of International Trade & Economic Development*, *28*(6), 668–685.

Güney, P. Ö., Telatar, E., & Hasanov, M. (2015). Time series behaviour of the real interest rates in transition economies. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, *28*(1), 104–118.

Harvey, D. I., Leybourne, S. J., & Xiao, B. (2008). A powerful test for linearity when the order of integration is unknown. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, *12*(3).

Hicks, J. R. (1975). *Value and capital: An inquiry into some fundamental principles of economic theory* (3. Baskı). London: Oxford University Press.

Hodrick, R. J., & Prescott, E. C. (1997). Postwar US business cycles: an empirical investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, *29*(1), 1–16.

Investing.com (t.y.). *Turkey 3-month bond yield* [Veri Seti]. Erişim Adresi: https://www.investing.com/rates-bonds/turkey-3-month-bond-yield-historical-data (Erişim Tarihi: 04.01.2026).

Jarque, C. M., & Bera, A. K. (1980). Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics Letters*, *6*(3), 255–259.

Jarque, C. M., & Bera, A. K. (1987). A test for normality of observations and regression residuals. *International Statistical Review*, *55*(2), 163–172.

Kapetanios, G., Shin, Y., & Snell, A. (2003). Testing for a unit root in the nonlinear STAR framework. *Journal of Econometrics*, *112*(2), 359–379.

Kim, J. H., & Ji, P. I. (2011). Mean-reversion in international real interest rates. *Economic Modelling*, *28*(4), 1959–1966.

Koç, P. (2020). Türkiye'de Fisher hipotezinin Fourier fonksiyonlarla analizi. *Anemon Muş Alparslan Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, *8*(5), 1425–1434.

Koustas, Z., & Lamarche, J. F. (2010). Evidence of nonlinear mean reversion in the real interest rate. *Applied Economics*, *42*(2), 237–248.

Kruse, R. (2011). A new unit root test against ESTAR based on a class of modified statistics. *Statistical Papers*, *52*(1), 71–85.

Lai, K. S. (2008). The puzzling unit root in the real interest rate and its inconsistency with intertemporal consumption behavior. *Journal of International Money and Finance*, *27*(1), 140–155.

Lebe, F., & Özalp, L. F. A. (2016). Fisher hipotezinin alternatif faiz oranları ile Türkiye ekonomisi açısından analizi. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, *31*(1), 95–122.

Lee, C. F., & Tsong, C. C. (2012). A revisit on real interest rate parity hypothesis–simulation evidence from efficient unit root tests. *Applied Economics*, *44*(24), 3089–3099.

Li, H., & Park, S. Y. (2018). Testing for a unit root in a nonlinear quantile autoregression framework. *Econometric Reviews*, *37*(8), 867–892.

Matheson, T. (2018). Interest rates and inflation. Antonio Spilimbergo ve Krishna Srinivasan (Ed.), *Brazil: Boom, bust, and the road to recovery* içinde (s. 255–265). Washington, DC: International Monetary Fund.

Oğul, B. (2022). Türkiye'de enflasyon ve faiz ilişkisinin tespit edilmesi: ARDL sınır testi. *Uluslararası Ekonomi Siyaset İnsan ve Toplum Bilimleri Dergisi*, *5*(2), 49–58.

Omay, T., Çorakcı, A., & Emirmahmutoglu, F. (2017). Real interest rates: nonlinearity and structural breaks. *Empirical Economics*, *52*(1), 283–307.

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, *16*(3), 289–326.

Rose, A. K. (1988). Is the real interest rate stable?. *The Journal of Finance*, *43*(5), 1095–1112.

Royston, P. (1995). Remark as R94: A remark on algorithm as 181: The W-test for normality. *Journal of the Royal Statistical Society. Series C (Applied Statistics)*, *44*(4), 547–551.

Serel, A., & Akşehirli, N. (2023). Türkiye'de enflasyon ve faiz oranı ilişkisi: Fisher hipotezinin sınanması. *Finansal Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, *15*(28), 73–85.

Shapiro, S. S., & Wilk, M. B. (1965). An analysis of variance test for normality (complete samples). *Biometrika*, *52*(3/4), 591–611.

Singh, M., & Banerjee, A. (2006). *Testing real interest parity in emerging markets (IMF Working Paper 06/249)*. Erişim Adresi: https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2006/wp06249.pdf (Erişim Tarihi: 16.02.2025).

Sollis, R. (2009). A simple unit root test against asymmetric STAR nonlinearity with an application to real exchange rates in Nordic countries. *Economic Modelling*, *26*(1), 118–125.

Şimşek, M., & Kadılar, C. (2006). Fisher etkisinin Türkiye verileri ile testi. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, *7*(1), 99–111.

Tıraşoğlu, M. (2018). Fisher hipotezinin MINT ülkeleri için incelenmesi: Eşik değerli ADL eşbütünleşme testi yaklaşımı. *Istanbul University Econometrics and Statistics E-Journal*, *14*(28), 31–43.

Troeger, V. E. (2019). To P or not to P? The usefulness of P-values in quantitative political science research. *Swiss Political Science Review*, *25*(3), 281–287.

Tsong, C. C., & Lee, C. F. (2011). Asymmetric inflation dynamics: Evidence from quantile regression analysis. *Journal of Macroeconomics*, *33*(4), 668–680.

Tunalı, H., & Erönal, Y. Y. (2016). Enflasyon ve faiz oranı ilişkisi: Türkiye'de Fisher etkisinin geçerliliği. *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, *21*(4), 1415–1431.

Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (t.y.-a). *(Aritmetik Ortalama) 12 ay sonrasının yıllık TÜFE beklentisi (%) (Arşiv)-Düzey. Ağustos 2001–Aralık 2012* [Veri Seti]. Erişim Adresi: https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/archiveMarket/ (Erişim Tarihi: 17.02.2025).

Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (t.y.-b). *(Aritmetik Ortalama) 12 ay sonrasının yıllık TÜFE beklentisi (%)-Düzey. Ocak 2013–Aralık 2025 Dönemi* [Veri Seti]. Erişim Adresi: https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/portlet/EmBICG2TUoA%3D/tr (Erişim Tarihi: 25.12.2025).

Türkiye İstatistik Kurumu (2025). *Tüketici fiyat endeksi ve değişim oranları* [Veri Seti]. Erişim Adresi: https://data.tuik.gov.tr/Kategori/GetKategori?p=enflasyon-ve-fiyat-106 (Erişim Tarihi: 14.01.2026).

Uğur, B. (2019). G-7 ülkelerinde enflasyon ve faiz haddi arasındaki ilişkinin incelenmesi: Fisher etkisi. *Sakarya İktisat Dergisi*, *8*(2), 85–99.

Zhou, S. (2011). Nonlinear stationarity of real interest rates in the EMU countries. *Journal of Economic Studies*, *38*(6), 691–702.

Çıkar Çatışması: Yoktur.

Finansal Destek: Yoktur.

Etik Onay: Yoktur.

Yazar Katkısı: Mehmet ERDOĞMUŞ (%100)

Conflict of Interest: None.

Funding: None.

Ethical Approval: None.

Author Contributions: Mehmet ERDOĞMUŞ (100%)

Are the Shocks to Short-Run Real Interest Rates Permanent? A Case Study for Türkiye

Mehmet Erdoğmuş

Extended Abstract

The real interest rate is one of the key variables in macroeconomics. In many empirical studies (Aksu et al., 2001; Çağlayan, 2006; Bozik, 2019), the real interest rate has been found to be related to a specific macroeconomic variable in each study. In addition, numerous empirical studies directly investigate whether real interest rates are stationary. While some of these studies (Kim & Ji, 2011; Chang & Chang, 2012; Omay et al., 2017) use panel data analysis, others (Rose, 1988; Clemente et al., 1998; Kapetanios et al., 2003; Lai, 2008; Zhou, 2011; Güney et al., 2015; Gil-Alana et al., 2017; Canarella et al., 2022; Alper & Alper, 2024; Goh et al., 2025) employ time series analysis. Examining these empirical studies reveals that the results can vary considerably from study to study.

It should be noted that empirical studies that use cointegration tests to test whether the Fisher effect is valid also test whether the real interest rate is stationary (Rose, 1988, p. 1099). Therefore, the literature review section of this study also includes some of the studies that examined whether the Fisher effect is valid (Bayat, 2011; Tunalı & Erönal, 2016; Tıraşoğlu, 2018; Uğur, 2019; Koç, 2020; Serel & Akşehirli, 2023). It has been observed that the results of these studies can vary from study to study. As with cointegration tests, the ARDL (autoregressive distributed lag) bounds test approach also tests for a long-run relationship (Pesaran et al., 2001), so empirical studies (Şimşek & Kadılar, 2006; Lebe & Özalp, 2016; Altunöz, 2018; Adil et al., 2020; Oğul, 2022) that use the ARDL bounds test approach (Pesaran et al., 2001) to test whether the Fisher effect is valid also test whether the real interest rate is stationary. These studies conclude that the Fisher effect is valid.

Policies aimed at influencing real interest rates can be designed. However, policies aimed at affecting real interest rates may not be effective. Fan et al. (2024) emphasise that if the energy security risk variable is stationary, short-run policies will not have a permanent effect on energy security risk, and long-run or continuous policies are necessary. These recommendations can also be expressed in the context of other macroeconomic variables that are found to be stationary. Therefore, this study aims to determine whether the short-run real interest rate series in Türkiye is stationary, thereby revealing whether a long-run or continuous intervention is necessary to influence these short-run real interest rates.

The annual inflation data of the Turkish Statistical Institute (2025) show that inflation has increased significantly in Türkiye in recent years. Based on the data from the Turkish Statistical Institute, Türkiye's inflation rate in 2025 is approximately five times as high as Türkiye's inflation rate in 2012 (calculated using the consumer price index for December of each year). The significant increase in inflation can significantly affect the structure of real interest rates and their response to shocks. In this respect, determining whether the response of short-run real interest rates in Türkiye to shocks is permanent is a subject worth examining.

In this study, the Fisher equation (Fisher, 1930) was used to calculate short-run real interest rate data. Therefore, expected inflation data and short-run nominal interest rate data were used to calculate short-run real interest rates. If economic actors do not make systematic errors in their inflation expectations, using ex-post inflation data instead of expected inflation data may be an appropriate approach. However, this approach may not always be valid owing to unexpected inflation shocks. Therefore, ex-post inflation data were not used in this study. Monthly real interest rates are taken into account in the study. Depending on data availability, the analysis period starts in June 2002 and ends in December 2025. Three-month bond yields are published regularly, providing sufficient data for analysis. Furthermore, three-month bond yields are determined by supply and demand conditions in the market. In addition, the study by Breitung & Candelon (2006) considered three-month bond yield data as a proxy for short-run interest rates. For these reasons, three-month bond yields were considered as a proxy for short-run nominal interest rates in this study. The three-month bond yield data were obtained from Investing.com (Investing.com, t.y.). The inflation expectation data for the next twelve months were used as a proxy for expected inflation. Inflation expectation data were retrieved from the Electronic Data Delivery System of the Central Bank of the Republic of Türkiye (Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, t.y.-a, t.y.-b).

Using unit root tests, it is possible to determine whether real interest rates are permanently affected by shocks. However, the unit root tests applied must be appropriate for the series being examined. In this context, the linearity of the real interest rate series under examination was first tested using the linearity test proposed by Harvey et al. (2008).

Considering the results of the test recommended by Harvey et al. (2008), it was concluded that the short-run real interest rate series for Türkiye is not linear. Therefore, the unit root test suggested by Kruse (2011) was applied first. According to the result of this test (at the 5% significance level), the short-run real interest rate series for Türkiye does not contain a unit root (it is stationary). Considering the applied Jarque-Bera test (Jarque & Bera, 1980; Jarque & Bera, 1987) and Shapiro-Wilk test (Shapiro & Wilk, 1965; Royston, 1995), it was decided that applying the quantile unit root test proposed by Li & Park (2018) would be appropriate. Therefore, the quantile unit root test suggested by Li & Park (2018) was also applied to the short-run real interest rate series under examination. According to the result of this quantile unit root test (at the 5% significance level), the short-run real interest rate series for Türkiye does not contain a unit root (it is stationary). Following both of these unit root tests, the unit root test recommended by Sollis (2009) was applied. The unit root test proposed by Sollis (2009) makes it possible, when a series is found to be stationary, to determine whether that stationarity is symmetric or asymmetric. According to the unit root test suggested by Sollis (2009), at the 5% significance level, the short-run real interest rate series examined was determined to be an asymmetric stationary process.

According to the results of the unit root tests (Sollis, 2009; Kruse, 2011; Li & Park, 2018), Türkiye's short-run real interest rate series is stationary. For this reason, it should be noted that the impact of shocks on the short-run real interest rates in Türkiye will not be permanent. When the statements made by Fan et al. (2024) are adapted to short-run real interest rates, it is suggested that if interventions are to be made to stabilise short-run real interest rates in Türkiye, these interventions should be long-run or continuous. In light of these findings, interventions aimed at mitigating the effects of one-off shocks to short-run real interest rates in Türkiye are not recommended. Furthermore, since the short-run real interest rate series under examination was found to be an asymmetric stationary process according to the unit root test proposed by Sollis (2009), it was concluded that positive and negative shocks have different effects on the mean reversion of the series. In this context, it would be beneficial to monitor the effects of positive and negative shocks and to make stronger interventions for the type of shock whose effect lasts longer.

As with most empirical studies, this study has limitations. The three-month bond yield data used contain missing observations. In cases of missing data, the last available observation before the missing data point was used. This can be considered a limitation of the study. A further limitation of the study is that the inflation expectation data used do not fully reflect the inflation expectations of all economic agents in Türkiye. Future studies could examine the stationarity of real interest rates calculated from bond yield and inflation expectation data across various maturities for different countries.