

SEÇİLMİŞ AVRUPA ÜLKELERİ İÇİN FAİZ HİSTERİSİNİN TEST EDİLMESİ: DOĞRUSAL OLMAYAN BİRİM KÖK TESTİ BULGULARI

TESTING THE INTEREST RATE HYSTERESIS FOR SELECTED EUROPEAN COUNTRIES: FINDINGS OF NONLINEAR UNIT ROOT TEST

Gürçem ÖZAYTÜRK⁽¹⁾, Ali Eren ALPER⁽²⁾

Öz: Bu çalışma Türkiye, Almanya, İspanya, Fransa, İtalya, Hollanda, Macaristan, Belçika, Polonya ve Çek Cumhuriyeti olmak üzere seçilmiş 10 Avrupa ülkesindeki reel faiz oranının durağanlığını 2002:1-2020:12 arası aylık gözlemler doğrultusunda incelemeyi amaçlamaktadır. Sollis (2009) tarafından geliştirilen ve doğrusal olmayan birim kök testlerinden biri olan asimetrik üstel yumuşak geçiş eşik otoregresif model (AESTAR) birim kök testi ile serilerin durağanlıkları test edilmiş ve sonuçlara göre Belçika dışındaki ülkelerde uzun dönem reel faiz oranı serilerinin birim köklü olduğu tespit edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Faiz Histerisi, Doğrusal Olmayan Birim Kök Testi, AESTAR, Para Politikası

Abstract: This study aims to analyze the stationarity of real interest rates in 10 selected European Countries such as Turkey, Germany, Spain, France, Italy, the Netherlands, Hungary, Belgium, Poland, and the Czech Republic over the period 2002:01 - 2020:12 within the context of the monthly observations. According to the asymmetric exponential smooth transition threshold autoregressive model (AESTAR), developed by Sollis (2009) as one of the nonlinear unit root tests, was performed to test the stationarity of the series, and according to the results, the long-term real interest rate series in all countries other than Belgium were determined to contain unit-roots.

Keywords: Interest Rate Hysteresis, Nonlinear Unit Root Test, AESTAR, Monetary Policy

JEL: E43, E52, C22

1. Giriş

Bir ekonomideki kredi maliyetini tanımlayan faiz oranı, kredi almak için borç veren tarafından borçluya uygulanan yıllık fiyattır. Bu fiyat kaynakların gelecekteki değerlerini şimdiki zamanla ilişkilendirdiği için, bir borçlunun kaynakları şimdi tüketebilmek için ödediği bedel olarak da tanımlanabilmektedir (Kwak, 2000). Dolayısıyla faiz oranının belirli bir süre için borçlanmanın maliyetini temsil ettiği söylenebilir (Keynes, 1936). Reel faiz oranı ise gerçekleşen veya beklenen enflasyondan arındırılmış faiz oranı olup, gelecekte tüketmeye göre şimdi tüketmenin görece fiyatıdır (Lucas, 1978). Bu nedenle hanehalkının tasarruf ve tüketim davranışlarında, firmaların sermaye birikim kararlarında ve finans ve döviz kuru piyasalarında yerli ve yabancı yatırımcıların portföy dağılımında derin bir etkiye sahiptir. Kısacası ekonomik birimlerin gelecek ile ilgili beklentileri konusunda yaratacağı algı nedeniyle toplam talep ve toplam arz üzerindeki etkisi, ekonomik

(1) Niğde Ömer Halisdemir Üniversitesi, İktisadi ve İdarî Bilimler Fakültesi, Finans ve Bankacılık Bölümü, grcmoransay@gmail.com, ORCID: 0000-0001-5321-9784

(2) Niğde Ömer Halisdemir Üniversitesi, İktisadi ve İdarî Bilimler Fakültesi, Maliye Bölümü, alierenalper@gmail.com, ORCID: 0000-0003-0008-1202
Geliş/Received: 17-05-2021; Kabul/Accepted: 03-11-2021

büyüme için çok büyük önem taşımaktadır. Reel faiz oranının düşük olduğu bir durumda hem yaşamak, hem de iş ve yatırım yapmak daha düşük maliyetlidir. Kredi kullanımının daha ekonomik olması sermaye maliyetini düşürerek, ekonomik birimleri daha çok borçlanmaya, yatırım harcamalarını arttırmaya ve harcamaya yönlendireceği için, ekonomi canlanma eğiliminde olacaktır (Cotarelli ve Courelis, 1994: 75). Ayrıca enflasyon oranını aşan krediler, başarılı ve sürdürülebilir bir finansın ön koşulu olarak görülmektedir (Mutinda, 2014: 3). Sermayenin uygun şekilde fiyatlandırılması, yüksek işgücü oranına sahip ülkelerde girişimciye emek kullanımını en üst düzeye çıkarma ve sermayeyi daha verimli kullanma konusunda teşvik edici özelliğe sahiptir. Bu da ekonomik büyümeye katkı sağlayıcı bir unsurdur.

Reel faiz oranı yüksek olduğunda ise borçlanma maliyetinin artması ile hem işletmeler hem de tüketiciler harcamaları kısacaktır. Bu durum, toplam yatırım ve tüketim düzeyini ve ülkedeki genel ekonomik büyümeyi sınırlama gibi olumsuz bir etkiye sahiptir (Ng'etich ve Wanjau, 2011). Öte yandan reel faiz oranındaki yükselme büyük ve ani ise, işletmeler ve ekonomi üzerindeki yıkıcı etkisi yaratacağı baskı ve stres ortamı nedeniyle daha da fazla olabilmektedir (Nyagena, 1991).

Finansal ve makroekonomik dinamikler üzerinde belirleyici rol oynayan reel faiz oranı, yatırım, tasarruf ve tüketim gibi zamanlar arası kararlar ve bu kararları açıklayan teorik modellerde çok önemli bir belirleyicidir. Bu modellerin özellikleri genellikle reel faiz oranının zaman serisi davranışına bağlı olmakla birlikte, literatürde reel faiz oranının özellikle uzun vadede zaman serisi davranışı hakkında süregelen bir tartışma vardır (Haug, 2014: 1058). Bu tartışmaları barındıran farklı teorik modellerden biri ekonomide reel faiz ile kişi başına reel tüketimin büyümesine ait serilerin aynı bütünleşme derecesinde olması gerektiğini söyleyen tüketim dayalı varlık fiyatlama modeli (Lucas, 1978; Hansen ve Singleton, 1983)'dir. Bir diğeri ise reel faiz oranının durgun durumunun zaman tercihine, risk sevmemeye ve teknolojik gelişmenin büyüme oranına bağlı olduğunu söyleyen Cass (1965) ve Koopmans (1965)'in neo-klasik büyüme modelidir. Buna göre zaman ve risk faktörlerinden kaynaklanan bir değişim, sadece reel faiz oranında bir değişime neden olacak, ancak kişi başına reel tüketim büyümesini etkilemeyecektir (Neely ve Rapach, 2008, 612). Dolayısıyla reel faiz oranının bütünleşme derecesi ile kişi başına reel tüketim büyümesi aynı oranda etkilenmeyecektir (Arabacı, 2014: 54). Ayrıca merkez bankası politikalarına temel olan modeller (Taylor, 1993) ve para politikası eylemlerinin ekonomiye aktarılmasında faiz oranının aracılık ettiğini belirten aktarım mekanizması modeli de yine reel faiz oranını ön plana çıkaran ve önemine vurgu yapan modellerdir (Ackley, 1961).

Reel faiz oranlarındaki durağanlığın tespiti bu kabul görmüş teorik modeller için önemli çıkarımlara sahiptir. Bunun nedeni, uygulanacak politikaların etkinliği ve bu politikaların piyasaların işlevselliğine uygunluğu bakımından da yol gösterici olmasıdır. Bu çalışmanın amacı da uzun dönem reel faiz oranlarının durağanlığının tespitinde güncel teknikler kullanılarak, konuya ilişkin ampirik literatüre katkıda bulunmaktadır. Çalışma şu şekilde planlanmıştır: İkinci bölümde reel faiz oranının durağanlığına ilişkin ampirik literatür incelenmektedir. Üçüncü bölümde seçilmiş Avrupa ülkeleri için faiz histerisine yönelik ekonometrik bir analiz yapılmaktadır. Son bölümde ise analiz sonuçları mevcut teorik ve ampirik literatürle ilişkilendirilerek çalışma sonuçlandırılmaktadır.

2. Reel Faiz Oranının Durağanlığı Üzerine Yapılan Akademik Çalışmalar

Reel faiz oranının dinamiklerinin anlaşılması, makroekonomik modellerin incelenmesi ve finansal varlıkların değerlendirilmesi için gereklidir. Teorik önemi, bu konunun farklı ekonometrik yöntemler ile ampirik analize konu edilmesine neden olmuş ve literatürde kendine geniş bir alan açmıştır (Neely ve Rapach, 2008: 609). Bu bağlamda faiz oranını konu eden çalışmalarda en sık kullanılan ekonometrik yöntemlerden biri; Fisher (1930) hipotezine dayalı nominal faiz oranı ve enflasyon arasındaki uzun dönem ilişkiden hareket etmektedir. Eşbütünleşme testinin kullanıldığı bu çalışmalarda durağan olmayan nominal faiz ve enflasyon serilerinin bütünsel olması, reel faiz oranının durağanlığına işaret etmektedir (Sekoua ve Zakane, 2007: 64).

Bir diğer yöntem ise yine zaman serisi özelliklerinden yola çıkarak, reel faiz oranlarının durağanlığının analiz edilmesidir. Faiz oranlarının durağan olmaması para otoritesine özgü içsel bir atalet veya makroekonomik faktörlerdeki döngüsel dalgalanmaların yavaşlığına ya da her iki nedene birden bağlanabilmektedir (Yin vd., 2021: 1). Rudebusch (2002) ise faiz oranlarının durağan olmaması durumunun, enflasyon ve çıktı miktarı gibi dışsal faktörler dışında kalıcı şokları yansıttığını iddia etmektedir. Bu etkiler doğrultusunda durağan olmayan uzun dönem reel faiz oranı, uygulanacak politikaların etkinliği konusunda fikir vermektedir. Bu nedenle konu ilgi çekiciliğini korumaktadır ve literatürde geniş bir yere sahiptir. Konuya ilişkin seçilmiş çalışmalardan oluşan bir literatür özeti, yıllara göre düzenlenmiş şekilde aşağıda Tablo 1'de sunulmaktadır.

Farklı ülke örneklerini ve farklı zaman periyodlarını birbirinden farklı yöntemlerle ele alan çalışmaların incelenmesi ve böylece benzer çalışmaların, mevcut çalışmada ulaşılan sonucu destekler nitelikte olup olmadığının belirlenmesi açısından, literatür incelemesinin çalışmaya faydalı olacağı düşünülmektedir. Bu bağlamda Tablo 1'de yer alan ampirik literatüre bakıldığında, reel faiz oranı serisinin durağanlığı üzerine yapılan çalışmaların bir çoğunun durağan olmama şeklinde sonuçlandığı görülmektedir. Ancak bazı çalışmalarda serinin durağanlığına ilişkin bulgular elde edilmesinin yanı sıra, durağan olmayan serilerde zaman içinde ortalamaya dönme eğiliminde olduğunu belirten veya kırılmaları dikkate alma sonucu farklı sonuçlara ulaşan çalışmalar da mevcuttur. Bu sonuçlar göstermektedir ki reel faiz oranının durağanlığı üzerine ortak bir görüş bulunmamaktadır. Bunun nedeni, analize konu olan veri setindeki farklılıklara (uzunluğu, frekans sıklığı, lineer olmaması, yapısal kırılma gibi özellikler taşıması), çalışmaya konu olan ülke veya ülke grubunun uyguladığı para politikalarına veya uygulanan yöntemdeki çeşitliliğe bağlanabilir.

Tablo 1. Seçilmiş literatür özeti

Yazar	Ülke – Dönem	Değişken	Sonuç
Rose (1988)	18 OECD ülkesi 1948-1986 (aylık)	Kısa dönem nominal faiz oranı, enflasyon oranı	√
King vd. (1991)	ABD 1949-1988 (çeyreklik)	ABD hazine bonusu faizi, GSMH deflatörü	√
Mishkin (1992)	ABD 1953-1990 (aylık ve çeyreklik)	Hazine bonusu faizleri, TÜFE	√
Kousta ve Serletis (1999)	11 OECD ülkesi 1957-1972	Kısa dönem nominal faiz oranı, TÜFE	√
Rapach (2003)	14 Sanayi ülkesi 1949-1965 ve 1994-1996	Uzun vadeli devlet tahvili getirisi, GSYİH deflatörü	√
Rapach ve Wohar (2004)	13 OECD ülkesi 1960-1998	Uzun vadeli devlet tahvili getirisi, TÜFE, vergi oranı	√
Sekioua ve Zakane, (2007)	ABD, İngiltere, Fransa ve Japonya 1876-2003	Uzun vadeli tahvil getirisi, TÜFE	√
Kousta ve Lamarche (2008)	G7 Ülkeleri 1960-2004	Devlet bonusu oranı, TÜFE	√
Lai (2008)	8 Sanayi ülkesi, 8 gelişmekte olan ülke 1974-2001 (çeyreklik)	Hazine bonusu oranı, mevduat oranı, TÜFE	X
Kim ve Ji (2011)	Endonezya, Japonya, Malezya, Filipinler, Singapur, Güney Kore ve Tayland	Reel faiz oranı	X
Silva ve Leme, (2011)	Brezilya 1999-2010 (aylık)	Enflasyon oranı, enflasyon beklenti oranı, reel faiz oranı	√
Sibbertsen vd. (2014)	Almanya, Fransa, İspanya, İtalya	Devlet tahvili getirisi	2006-2008 arası kırılma sonrası durağan olmamaya dair kanıtlar bulunmuştur.
Das vd. (2014)	Güney Afrika 1960-2010 (çeyreklik)	Uzun dönem faiz oranı	Reel faiz oranındaki kalıcılık, ortalamaya dönme eğilimindedir.

Tablo 1. (Devam)

Apergis (2015)	OECD Ülkeleri	Uzun dönem faiz oranı, kısa dönem faiz oranı	Uzun dönem faiz oranlarının durağan olmadığı, kısa dönem faiz oranlarının ise durağan olduğuna dair kanıtlar bulunmuştur.
Haug (2014)	10 Sanayi ülkesi (1881–2006)	Uzun vadeli devlet tahvili getirisi	Durağan olmamanın derecesi zamana bağlı olarak değişmektedir.
Özdemir vd. (2015)	Avustralya, Avusturya, Belçika, Kanada, Danimarka, Fransa, Almanya, İrlanda, İtalya, Hollanda, Yeni Zelanda, Norveç, İsviçre İngiltere ve ABD	Reel faiz oranı	Serilerdeki kırılmalar dikkate alınmadığında reel faiz oranının durağan olmadığı, ancak dikkate alındığında tüm ülkeler için reel faiz oranında durağanlık olduğu görülmüştür.
Gil-Alana vd. (2017)	ABD	Uzun dönem faiz oranı, kısa dönem faiz oranı	X
Soon (2017)	12 Asya ülkesi (1977-2015)	Reel faiz oranı	√

Not: √, faiz oranının durağan olmasını; X, faiz oranının durağan olmasını ifade etmektedir.

3. Yöntem ve Uygulama

Bu çalışmada seçilmiş 10 Avrupa ülkesinde uzun dönem reel faiz oranının durağanlık özellikleri incelenecektir. Uzun dönem reel faiz oranlarının durağanlık özelliklerinin analiz edilmesi tüketime dayalı varlık fiyatlanma modeli, neo-klasik büyüme modeli, merkez bankalarının politika modelleri ve para politikası aktarım mekanizmaları için kritik önem taşımaktadır. Ayrıca bütçe açıkları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki açısından da oldukça önemlidir. Taylor (1993) çalışmasında da belirttiği üzere reel faiz oranlarının durağan olup olmadığının tespit edilmesi, merkez bankasının reel faiz oranını kontrol etmek için para politikasını etkin kullanıp kullanamayacağını da tespit edilmesine olanak tanıyacaktır. Diğer bir deyişle eğer uzun dönem reel faiz oranları birim köklü tespit edilirse [I(1)], şokların (veya uygulanacak politikaların) uzun dönem ortalamasından kalıcı olarak uzaklaşmasına sebep olabilecektir. Bunun diğer bir anlamı da uygulanacak politikanın uzun dönem reel faiz oranı üzerinde kalıcı etkiler bırakması demektir. Ancak uzun dönem reel faiz oranları durağan [I(0)] tespit edilirse uygulanacak bir para politikası sonucunda değişen oranlar, herhangi bir müdahaleye gerek olmadan tekrar uzun dönem denge değerine dönüş yapacaktır.

Reel faiz oranları birim köklü tespit edilen ülkelerde para politikasının reel faiz oranları üzerindeki etkisi kalıcı olacağı için, reel faiz oranlarını yönlendirmek için para politikaları etkin bir şekilde kullanılabilir. Dolayısıyla bu ülkelerin merkez bankaları faiz hedefleme politikası veya anti-enflasyonist politikalar uygularken reel faiz oranı etkin bir şekilde yönlendirebilecektir.

Reel faiz oranı, seviyede durağan bulunan ülkelerde ise, ortalamaya dönme eğiliminde olacağı için tercihlerdeki değişikliklerin, teknolojik, mali ve/veya parasal şokların reel faiz oranları üzerinde kalıcı bir etki yaratmayacaktır (Caporale vd., 2021). Bu etkilerin sonucunda oluşabilecek reel faiz artışı veya azalışı kalıcı olmayacak ve reel faiz oranı uzun dönem ortalama değerine dönüş yapacaktır.

Literatürde uzun dönem reel faiz oranlarının incelenmesi için birim kök testleri kullanılmaktadır. Ancak risk algıları, kar beklentileri vb. faktörler sebebiyle birbirlerinden farklılaşan (heterojen) aktörlerin yoğun olarak bulunduğu, dolayısıyla asimetric etkilerin hakim olduğu piyasalarda (finansal piyasalar gibi) Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) veya Phillips-Perron gibi geleneksel birim kök testlerinin güvenilirliği azalmaktadır. Bu asimetric etkiler analize dahil edildiğinde seri uzun dönem bir denge değerine doğru hareket edebilecektir. Bu sebeple son dönemde mevcut literatürde, asimetric etkileri dikkate alan birim kök testleri kullanılmaktadır (Akdoğan, 2020).

Bu sebeple çalışmada Sollis (2009) tarafından geliştirilen asimetric üstel yumuşak geçiş eşik otoregresif model (AESTAR) birim kök testi kullanılacaktır. Sollis (2009) tarafından geliştirilen AESTAR tipi birim kök testinde hem üstel hem de lojistik fonksiyonu bulunmaktadır. Testin temel hipotezinde birim kök varsayımı ($\phi_1 = \phi_2 = 0$), alternatif hipotezinde ise durağanlık varsayımı ($\phi_1 \neq \phi_2 \neq 0$) bulunmaktadır.

$$\Delta y_t = \phi_1 y_{t-1}^3 + \phi_2 y_{t-1}^4 + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta y_{t-i} + \eta_t \quad (1)$$

Denklem 1'in test edilmesi sonucu temel hipotez reddedilir ise, F testi aracılığıyla $H_0: \phi_2 = 0$ ve $H_a: \phi_2 \neq 0$ hipotezleri test edilir. Temel hipotez kabul edilirse asimetric etkisinin olmadığı, reddedilirse asimetric etkisinin varlığı tespit edilmiş olur.

4. Veri Seti

Çalışmada örneklem grubu olarak Türkiye, Almanya, İspanya, Fransa, İtalya, Hollanda, Macaristan, Belçika, Polonya ve Çek Cumhuriyeti'nden oluşan on Avrupa ülkesi seçilmiştir. Ülkelerin veri setleri ile ilgili tanımlayıcı istatistikler Tablo 2'de gösterilmektedir. İlgili literatür uzun dönem faiz oranı olarak on yıllık devlet tahvili getirisini, nominal faiz oranı olarak da tahvil için ödenen faiz oranını almaktadır. Analize dahil edilen ülkelere faiz ve enflasyon verileri Uluslararası Para Fonu'nun Uluslararası Finansal İstatistikler (IFS) veri tabanından elde edilmiştir.

Reel faiz oranı ise satın alma gücünde, bu yatırımla sağlanan artış olarak tanımlanır. Fisher (1930) çalışmasına göre i_t ile gösterilen t dönemindeki nominal faiz oranı denklem 2'deki şekilde hesaplanabilir.

$$i_t = r_t + \pi_t^e \quad (2)$$

Denklem 2'de r_t ex-ante reel faiz oranını, π_t^e ise beklenen enflasyon oranını ifade etmektedir. Lai (1997)'ye göre eğer π_t^e 'deki değişiklikler r_t üzerinde kalıcı etkiler yaratmıyorsa, π_t^e 'deki bu değişimler i_t 'nin gelecekteki değişimlerine yansıtacaktır. Dolayısıyla uzun dönemde i_t ile π_t^e arasında birebir ilişki olacaktır. Bu ilişkiye uzun dönem Fisher ilişkisi denilmektedir. i_t ile π_t^e durağan olmadıkları zaman uzun dönem Fisher etkisi denklem 3'teki eş bütünleşme denklemi ile test edilebilmektedir.

$$i_t = \alpha + \beta \pi_t^e + z_t \quad (3)$$

Denklem 3'te z_t hata terimini ifade etmektedir. Eğer $\beta = 1$ ve i_t ile π_t^e CI[1,1] seviyesinden eşbütünleşik tespit edilirlerse, diğer bir deyişle z_t durağan [I(0)] tespit edilirse uzun dönem Fisher etkisi ispatlanmış olur. Çünkü $r_t = i_t - \pi_t^e$ şeklinde hesaplanabilir ve denklem 4'teki şekilde yazılabilir (Lai, 1997).

$$r_t = \alpha + (\beta - 1)\pi_t^e + z_t \quad (4)$$

$\beta = 1$ ve CI[1,1] koşulları, r_t 'nin durağan [I(0)] olması yani π_t^e ile kalıcı bir bileşiminin olmaması anlamına gelmektedir. r_t durağan, dolayısıyla ortalamasına dönme eğiliminde olduğu sürece, uzun dönem denge ilişkisinden sapmalar olsa bile geçerliliği devam edecektir.

Uzun dönem reel faiz oranlarının durağanlığı incelenirken karşılaşılan temel problem nominal faiz oranı serisini reelleştirirken kullanılacak enflasyon göstergesinin beklenen değer olarak mı yoksa cari değer olarak mı kullanılması problemidir. Burada da karşımıza ex-ante reel faiz oranı (EARF) ve ex-post reel faiz oranı (EPRF) kavramları çıkmaktadır.

Das vd. (2014) çalışmasına göre EARF nominal faiz oranlarından beklenen enflasyon oranının çıkarılmasıyla, diğer taraftan EPRF ise nominal faiz oranından cari enflasyon oranının çıkartılmasıyla bulunur. Ekonomik ajanlar kararlarını, bu kararları alacakları dönemdeki beklenen enflasyon seviyesine göre vermektedir. Dolayısıyla EARF ekonomik kararları değerlendirmek için uygun bir ölçü gibi görülebilir. Ancak beklenen enflasyon doğrudan gözlemlenebilir olmadığı için, EARF'de doğrudan gözlemlenebilir değildir. Bunun sonucunda da EARF'nin zaman serisi özelliklerini değerlendirmemiz mümkün değildir. Bu soruna getirilen çözümlerden biri beklenen enflasyonun anket verileri ile tespit edilmesidir. Bununla birlikte iktisatçılar yapılan anketlerin kalitesi ile ilgili duyulan şüphelerden dolayı anket verilerine güvenip güvenmeme konusunda görüş birliğine sahip değildir. Ayrıca anket bazlı enflasyon beklentilerinin istenilen sıklıkta ölçülememesi de engel teşkil etmektedir.

Gözlemlenemeyen beklentiler sorununa iki alternatif yaklaşım söz konusudur. İlk yaklaşım, enflasyon tahminlerini oluşturmak için ekonometrik tahmin yöntemlerinin kullanılmasıdır. Ancak ekonomik ajanların enflasyon beklentilerini oluştururken kullandıkları tüm uygun bilgiler ekonometrik tahmin yöntemlerine dahil edilemeyebilir ve bu nedenle de tahmin modelleri ekonominin yapısıyla birlikte değişmez. İkinci yaklaşım ise, cari enflasyon oranını enflasyon beklentilerinin bir göstergesi olarak kullanmaktır (Mishkin, 1981'den aktaran: Das vd., 2014).

Das vd. (2014) çalışmasında t zamanındaki cari enflasyon oranı (π_t) tanım olarak beklenen enflasyon oranı ile tahmin hata teriminin (ε_t) toplamından oluşmaktadır.

$$\pi_t = E_{t-1}\pi_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

Eğer beklentiler rasyonel olarak oluşturulmuşsa, $E_{t-1}\pi_t$ enflasyonun optimal tahmini olacaktır ve ε_t sıfır ortalamalı, sabit varyanslı bir beyaz gürültü (White noise) sürecinde olacaktır. Dolayısıyla EPRF denklem 6'daki şekilde hesaplanacaktır.

$$r_t^{ep} = i_t - \pi_{t+1} \quad (6)$$

Denklem 5 rasyonel beklentiler varsayımı altında EARF ile EPRF arasındaki tek farkın beyaz gürültü bileşeni olacağını göstermektedir. Sonuç olarak da EARF ile EPRF aynı uzun dönem özelliklerine sahip olacaktır.

Ekonomik gelişmelerin izlenmesi genellikle hem mevsimsellikten arındırılmış hem de düzeltilmemiş verilere dayanmaktadır. Mevsimselliğin varlığı için gözlemlenen zaman serilerinin test edilmesi bu nedenle ekonomik analizlerin önemli bir parçasıdır (Webel ve Ollech, 2020). Bu nedenle çalışmada kullanılan aylık verilerin mevsimsel etkiler içerip içermediği Webel ve Ollech (2020) [WO] çalışmasıyla geliştirdiği mevsimsellik testi aracılığıyla incelenmiştir. WO mevsimsellik testi belirli bir zaman serisinin mevsimsel durumunun tanımlanmasını bir sınıflandırma görevi olarak ele almakta ve farklı mevsimsellik testlerinin sonucunu tahminci olarak ele alarak, makine öğrenme yöntemiyle farklı testlerin farklı sonuçlar vermesi sorununu engellemeye çalışmaktadır.

WO mevsimsellik testi sonucu mevsimsel etkilerin olduğu tespit edilen serilere ARIMA modellemesine dayanan Tramo-Seats filtresi uygulanarak arındırma işlemi yapılmıştır.

5. Ampirik Bulgular

Tablo 2’de gösterilen tanımlayıcı istatistiklere göre analize dahil olan dönemde uzun dönem reel faiz oranları ortalamasının en yüksek olduğu ülke Türkiye’dir. Türkiye’yi sırasıyla Macaristan ve Polonya takip etmektedir. Uzun dönem reel faiz oranı ortalamasının en düşük olduğu ülke ise Almanya olmuştur. Tablo 3’te gösterilen ve geleneksel bir yöntem olan ADF birim kök test bulgularına göre analize dahil edilen bütün ülkelerin serilerinin seviyede durağan olmadıkları tespit edilmiştir.

Tablo 4’te WO mevsimsellik ve Sollis (2009) birim kök test sonuçları gösterilmektedir. Tabloda F_{AE} ham veriyi, $F_{AE,\mu}$ ortalamadan arındırılmış ($y_t^* = y_t - \hat{\mu}$) veriyi, $F_{AE,t}$ ise hem ortalamadan hem de trendden arındırılmış ($y_t^* = y_t - \hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_2 trend$) veriyi ifade etmektedir. Analiz sonuçlarına göre Belçika dışındaki ülkelerde mevsimsellik etkisi tespit edilmiş ve Tramo-Seats filtresi kullanarak arındırma işlemi yapılmıştır. Sollis (2009) birim kök test sonuçlarına göre ise Belçika dışındaki ülkelerde temel hipotezin kabul edildiği yani uzun dönem reel faiz oranı serilerinin birim köklü olduğu tespit edilmiştir. ADF birim kök test sonuçlarına göre bütün ülkelerde seviyede durağan olmama tespit edilmişken, Sollis (2009) doğrusal olmayan birim kök testinde Belçika’nın seviyede durağan olduğu belirlenmiştir.

Tablo 2. Reel faiz oranı tanımlayıcı istatistikler

Ülke	Veri Aralığı	Ortalama	Min.	Maks.	Skewness	Kurtosis
Türkiye	2006:1-2020:12	11.47	4.79	22.41	0.70	2.61
Almanya	2002:1-2020:12	2.07	-1.37	5.27	-0.10	1.68
İspanya	2002:1-2020:12	3.16	-0.79	6.82	-0.25	2.22
Fransa	2002:1-2020:12	2.42	-0.54	5.27	-0.29	1.74
İtalya	2002:1-2020:12	3.44	-0.10	6.67	-0.36	2.35
Hollanda	2002:1-2020:12	2.25	-1.38	5.64	-0.16	1.80
Macaristan	2002:1-2020:12	5.52	0.98	10.85	-0.26	2.06
Belçika	2002:1-2020:12	2.53	-0.82	5.65	-0.32	1.71
Polonya	2002:1-2020:11	4.51	0.75	8.42	-0.11	2.48
Çek Cumhuriyeti	2002:1-2020:12	2.75	-0.25	5.96	-0.09	1.83

Tablo 3. Reel faiz oranı genişletilmiş Dickey-Fuller birim kök test sonuçları

	Seviyede			
	Sabit		Sabit ve Trend	
Ülke	T-stat	Olasılık Değeri	T-stat	Olasılık Değeri
Türkiye	-1.775	0.39	-1.834	0.68
Almanya	-0.058	0.95	-2.422	0.36
İspanya	-0.201	0.93	-1.312	0.88
Fransa	0.214	0.97	-2.325	0.41
İtalya	-0.253	0.92	-1.501	0.82
Hollanda	-0.135	0.94	-2.308	0.42
Macaristan	-0.382	0.90	-2.405	0.37
Belçika	-0.492	0.88	-2.477	0.33
Polonya	0.024	0.95	-2.165	0.50
Çek Cumhuriyeti	-0.963	0.76	-2.370	0.39
	1. Fark			
	Sabit		Sabit ve Trend	
	T-stat	Olasılık Değeri	T-stat	Olasılık Değeri
Türkiye	-13.111	0.000	-13.073	0.000
Almanya	-5.050	0.000	-5.041	0.000
İspanya	-4.347	0.000	-4.469	0.002
Fransa	-5.221	0.000	-5.267	0.000
İtalya	-4.747	0.000	-4.851	0.000
Hollanda	-5.173	0.000	-5.183	0.000
Macaristan	-4.848	0.000	-5.020	0.000
Belçika	-5.926	0.000	-5.919	0.000
Polonya	-5.523	0.000	-5.579	0.000
Çek Cumhuriyeti	-4.538	0.000	-4.513	0.001

Uzun dönem reel faiz oranı serisinin seviyede durağan olduğu belirlenen Belçika'da seri simetriklik temel hipotezi için sınanmıştır. Yapılan F testi sonucunda temel hipotez reddedilmiş ve Belçika için asimetrik etkilerin varlığı tespit edilmiştir.

Finansal piyasalar risk algıları, kar beklentileri, gelecek tahminleri gibi birçok açıdan farklılık gösteren, çok sayıda heterojen aktörün faaliyette bulunduğu piyasalardır. Dolayısıyla bu tip piyasalarda doğrusallık varsayımı altında çalışan, geleneksel bir birim kök testi olan ADF birim kök testi ile, doğrusal olmama varsayımını analize dahil ederek daha güvenilir sonuçlar veren Sollis (2009) birim kök test sonuçları farklılık göstermiştir.

Tablo 4. Reel faiz oranı WO mevsimsellik testi ve Sollis birim kök test sonuçları

	<i>WO Mevsimsellik Test Sonucu</i>	F_{AE}	$F_{AE,\mu}$	$F_{AE,t}$
Türkiye	√	2.193 (12)	3.052 (12)	3.190 (12)
Almanya	√	1.298 (11)	1.147 (11)	2.556 (11)
İspanya	√	1.754 (6)	2.336 (2)	1.521 (2)
Fransa	√	1.283 (11)	2.220 (11)	2.462 (11)
İtalya	√	1.236 (12)	1.517 (12)	2.388 (12)
Hollanda	√	1.017 (12)	0.664 (12)	2.490 (12)
Macaristan	√	2.653 (10)	2.762 (10)	6.072 (10)
Belçika	X	5.392 (2)	4.617 (2)	6.769 (7)
Polonya	√	1.056 (12)	0.423 (12)	6.007 (12)
Çek Cumhuriyeti	√	1.154 (11)	1.898 (11)	3.519 (11)

Not: √, mevsimsel etkilerin varlığını; X, mevsimsel etkilerin yokluğunu ifade etmektedir. Sollis (2009) kritik değerleri %5 için ham veri, ortalamadan arındırılmış veri ve hem ortalamadan hem de trendden arındırılmış veri için sırasıyla 4.297, 4.971 ve 6.597'dir. Parantez içerisindeki değerler genelden özele yaklaşımı ile seçilmiş gecikme uzunluklarıdır.

6. Sonuç

Finansal ve makroekonomik dinamikler üzerinde büyük etkisi olan uzun dönem reel faiz oranlarının durağanlığı, yatırım, tasarruf ve tüketim gibi zamanlar arası kararlar ve bu kararları açıklayan teorik modellerde belirleyici rol oynamaktadır. Aynı zamanda uygulanacak politikaların etkinliği ve bu politikaların piyasaların işlevselliğine uygunluğu bakımından da yol gösterici niteliktedir. Para politikası açısından değerlendirilecek olursa, durağan olmayan reel faiz oranları, merkez bankasının reel faiz oranını kontrol ederek para politikasını etkin bir biçimde yönlendirebilmesine olanak tanıyacaktır. Eğer reel faiz oranı durağansa, para politikası değişimi sonucu oluşacak bir reel faiz oranı değişikliği sadece geçici bir etki doğuracaktır. Bu bağlamda nominal faiz oranı ve enflasyon oranında oluşacak etkilerin de kalıcı olmayacağı düşünülebilmektedir. Bu çıkarım, aynı zamanda enflasyon oranının faiz oranları üzerinde kalıcı bir etki yaratmadığını ve dolayısıyla da paranın yansız olduğunu gösterecektir. Tersine bir durumda reel faiz oranı durağan değilse, para politikası değişiklikleri reel faiz oranı üzerinde kalıcı etkiler bırakabilecektir.

Bu tür süreçleri anlamak, parasal şokların reel faiz oranları üzerinde yaratacağı etkiyi tahmin etmek bakımından büyük önem arz etmektedir. Bu nedenle çalışma; Türkiye, Almanya, İspanya, Fransa, İtalya, Hollanda, Macaristan, Belçika, Polonya ve Çek Cumhuriyeti olmak üzere seçilmiş 10 Avrupa ülkesindeki reel faiz oranının durağanlığını Sollis (2009) tarafından geliştirilen asimetric üstel yumuşak geçiş eşik otoregresif model (AESTAR) birim kök testi ile 2002:1-2020:12 arası aylık gözlemler doğrultusunda incelemiştir.

Elde edilen sonuçlar, Belçika hariç çalışma kapsamındaki tüm ülkelerde ele alınan dönemde uzun dönem reel faiz oranının durağan olmadığına işaret etmekte ve kalıcı şokları yansıtmaktadır. Dolayısıyla söz konusu ülkelerde yaşanan parasal şokların, reel faiz oranı üzerinde etkisini gösterdiği ve kalıcı olduğu kabul edilebilir. İktisat

politikaları açısından bakıldığında bu durum, uygulanacak herhangi bir politikanın reel faiz üzerindeki etkisinin kalıcılığı ve etkinliği şeklinde yorumlanabilir.

Referanslar

- Ackley, G. (1961). *Macroeconomic theory*. New York: Macmillan.
- Akdoğan, K. (2020). Fundamentals versus speculation in oil market: The role of asymmetries in price adjustment?. *Resources Policy*, 67, 101653.
- Apergis, N., Christou, C., Payne, J. E. & Saunoris, J. W. (2015). The change in real interest rate persistence in OECD countries: Evidence from modified panel ratio tests. *Journal of Applied Statistics*, 42(1), 202–213.
- Arabacı, Ö. (2014). Türkiye’de Devlet iç borçlanma senetleri reel faizinin süreğenliği: Parametrik olmayan bir uygulama. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 61, 53-64.
- Caporale, G. M., Gil-Alana, L. A., & Martin-Valmayor, M. Á. (2021). Non-linearities and persistence in US long-run interest rates. *Applied Economics Letters*, 1-5.
- Cotarelli, C., & Courelis, A. (1994). Financial structure, bank lending rates, and the transmission mechanism of monetary policy. *IMF Working Paper*, 94/39, 72-93.
- Das, S., Gupta, R., Kanda, P. T., Reid, M., Tipoy, C. K., & Zerihun, M. F. (2014). Real interest rate persistence in South Africa: Evidence and implications. *Economic Change and Restructuring*, 47(1), 41-62.
- Fisher, I. (1930). *Theory of interest: as determined by impatience to spend income and opportunity to invest it*. New York: Augustusm Kelly Publishers.
- Gil-Alana, L. A., Cunado, J., & Gupta, R. (2017). Evidence of persistence in US short and long-term interest rates. *Journal of Policy Modeling*, 39(5), 775-789.
- Hansen, L. P., & Singleton, K. J. (1983). Stochastic consumption, risk aversion, and the temporal behavior of asset returns. *Journal of Political Economy*, 91, 249–65.
- Haug, A. A. (2014). On real interest rate persistence: The role of breaks. *Applied Economics*, 46(10), 1058-1066.
- Keynes, J. M. (1936). *The general theory of employment interest and money*. New York: Macmillan Press.
- Kim, J.H. & Ji, P. I. (2011). Mean-reversion in international real interest rates. *Econ. Model*, 28(4), 1959-1966.
- King, R. G., Plosser, C. I., Stock, J. H., & Watson, M. W. (1991). Stochastic trend and economic fluctuations. *American Economic Review*, 81(4), 819-40.
- Koopmans, TC. (1965). *On the concept of optimal economic growth in the economic approach to development planning*. Amsterdam: Elsevier.
- Koustaş, Z., & Lamarche, J. (2008). Evidence of nonlinear mean reversion in the real interest rate. *Applied Economics*, 42(2), 237-248.
- Koustaş, Z., & Serletis, A. (1999). On the Fisher effect. *Journal of Monetary Economics*, 44(1), 105-30.
- Kwak, S. Y. (2000). An empirical analysis of the factors determining the financial crisis in Asia. *Journal of Asian Economics*, 11(2), 195-206.
- Lai, K. S. (1997). Long-term persistence in the real interest rate: some evidence of a fractional unit root. *International Journal of Finance & Economics*, 2(3), 225-235.

- 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, 140–55.
- Lucas, R.E. (1978). Asset prices in an exchange economy. *Econometrica*, 46(6), 1429-45.
- Mishkin, F. S. (1992). Is the Fisher effect for real? A reexamination of the relationship between inflation and interest rates. *Journal of Monetary Economics*, 30, 195–215.
- Mutinda, D. M. (2014). *The effect of lending interest rate on economic growth in Kenya*. (Yayımlanmamış doktora tezi). Nairobi Üniversitesi, Nairobi.
- Neely, C., & Rapach, D. E. (2008). Real interest rate persistence: evidence and implications. *Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper*, 018.
- Ng'etich, J.C., & Waxau, K. (2011). The effects of interest rate spread on the level of non-performing assets: A case of commercial banks in Kenya. *International Journal of Business and Public Management*, 1(1), 58-65.
- Nyangena, N. W. (1991). *Interest rates determination in Kenya: Implications for the financial liberalization policy*. (Yayımlanmamış doktora tezi). Nairobi Üniversitesi, Nairobi.
- Ollech, D., & Webel, K. (2020). A random forest-based approach to identifying the most informative seasonality tests. *Bundesbank Discussion Paper*, 55.
- Özdemir, Z. A., Ekinci, C., & Gokmenoglu, K. (2015). International evidence on real interest rate persistence. *The Singapore Economic Review*, 60(04), 1550087.
- Rapach, D. E. (2003). International evidence on the long-run impact of inflation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 35(1), 23-48.
- Rapach, D. E., & Wohar, M. E. (2004). The persistence in international real interest rates. *International Journal of Finance and Economics*, 9(4), 339-46.
- Rose, A. (1988). Is the real interest rate stable?. *Journal of Finance*, 43, 1095–112.
- Rudebusch, G. D. (2002). Term structure evidence on interest rate smoothing and monetary policy inertia. *Journal of Monetary Economics*, 49, 1161–1187.
- Sekioua, S. H., & Zakane, A. (2007). On the persistence of real interest rates: New evidence from long horizon data. *Quantitative and Qualitative Analysis in Social Sciences*, 1(1), 63-77.
- Sibbertsen, P., Wegener, C., & Basse, T. (2014). Testing for a break in the persistence in yield spreads of EMU government bonds. *J. Bank. Finance*, 41, 109-118.
- Silva, C. G. D., & Leme, M. C. D. S. (2011). An analysis of the degrees of persistence of inflation, inflation expectations and real interest rate in Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, 65(3), 289-302.
- 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.
- Soon, S. V., Baharumshah, A. Z., & Shariff, N. S. M. (2017). The persistence in real interest rates: Does it solve the intertemporal consumption behavior puzzle?. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 50, 36-51.
- Taylor, J. B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 195-214.
- Yin, S. Y., Lin, C. C., & Chang, M. J. (2021). Interest rate persistence and monetary policy rule in the light of model uncertainty. SSRN 3763582.