

Reel Faiz Oranının Uzun Hafıza Modeli ile İncelenmesi: Türkiye Örneği

İpek M. YURTTAGÜLER*
Sinem KUTLU**

Özet

Bu çalışmada reel faizin uzun hafıza özelliği Türkiye için 2003:02-2012:03 dönemine ait aylık veriler kullanılarak analiz edilmektedir. Bu çerçevede öncelikle reel faiz serisinin durağanlığı ADF, Phillips Perron ve KPSS birim kök testleri kullanılarak test edilmiştir. Daha sonra ise ARFIMA modeli kullanılarak reel faiz serisinin kesirli bütünleşik bir yapıda olduğu ortaya konmuştur. Çalışmadan elde edilen bulgular Türkiye’de ele alınan dönemde reel faizin uzun hafıza özelliği taşıdığına ve oldukça dirençli bir sürece sahip olduğuna işaret etmektedir.

Anahtar Kelimeler: Reel Faiz, Uzun Hafıza, Direnç, ARFIMA Modeli

The Analysis of the Real Interest Rate with Long Memory Model: The Case of Turkey

Abstract

In this study, long memory property of the real interest rate is analyzed for Turkey by using the monthly data for the period 2003:02-2012:03. In this respect, firstly the stationarity of the real interest rate is tested by using the ADF, Phillips Perron and KPSS unit root tests. Afterwards real interest rate is proved to be fractionally integrated by using the ARFIMA model. The findings of the study indicate that the real interest rate in Turkey exhibits long memory and is highly persistent during the period considered.

Key Words: Real Interest Rate, Long Memory, Persistence, ARFIMA Model

JEL Classification Code: E4

*Dr.Arş.Gör., İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, İktisat Bölümü, ipek@istanbul.edu.tr

**Dr.Arş.Gör., İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, İktisat Bölümü, sinemkut@istanbul.edu.tr

Giriş

Nominal faiz oranının, beklenen ya da gerçekleşen enflasyondan arındırılmış hali olan reel faiz oranı, finansal ve makroiktisadın temel teorik modellerinde kilit bir değişken olma özelliği taşımaktadır. Reel faiz oranının belirleyici rol oynadığı bu modeller arasında tüketime dayalı varlık fiyatlama modelleri (Lucas, 1978), neo-klasik büyüme modeli (Cass, 1965; Koopmans, 1965), merkez bankası politikalarına temel olan modeller (Taylor, 1993) ile parasal aktarım mekanizması modelleri yer almaktadır. Teorik önemi, reel faizin zaman serisi özelliklerinin, çok çeşitli ekonometrik modeller kullanılarak ampirik analize konu edilmesine yol açmıştır. Bu bağlamda reel faizin uzun dönem davranışını inceleyen çalışmalar literatürde geniş bir yere sahiptir (Neely ve Rapach, 2008: 609).

Zaman serisi analizinde, yüksek otokorelasyon özelliği olarak da bilinen uzun hafıza (long memory), gözlemlenen serinin direnci (persistence) ile yakından ilişkilidir. Faiz oranları, uzun hafıza süreci açısından özel bir yere sahiptir, çünkü uzun dönem bağımlılık (long range dependence) -hisse senetleri ya da döviz kurlarında olduğu gibi- oynaklık ile değil; düzey ile ilgilidir (Golinski ve Zaffaroni, 2008: 2). Reel faiz oranının direncinin yüksek olması reel faize gelen bir şokun etkisinin kaybolmasının uzun zaman alabileceği (yani serinin uzun hafızalı olabileceği) anlamını içermektedir (Tsay, 2000: 325).

Reel faiz oranının zaman serisi özelliklerinin araştırılmasında yaygın olarak rastlanan yaklaşım, reel faizin durağanlığının analiz edilmesidir. Bu bağlamda bir grup çalışma birim kök testini kullanmaktadır. Diğer bir grup çalışma ise eşbütünleşme testine dayanmakta ve enflasyon ile nominal faiz oranı arasındaki uzun dönem ilişkiden hareket etmektedir. Eşbütünleşme analizinde, durağan olmayan nominal faiz ve enflasyon serilerinin eşbütünleşik olmaları durumunda, reel faizin durağan olduğu sonucuna varılmaktadır (Sekioua ve Zakane, 2007: 64). Bu ilişki literatürde Fisher hipotezi (Fisher, 1930) olarak bilinmektedir. Rose (1988)'un çalışması reel faiz oranının uzun dönem davranışlarının incelenmesine ilişkin ampirik literatür açısından öncü sayılmaktadır. Rose (1988), 18 OECD ülkesinin II. Dünya Savaşı sonrası dönemine ait verilerini Dickey-Fuller (1979) birim kök testi ile analiz etmiş ve reel faizin birim köke sahip olduğu yani serinin durağan olmadığı sonucuna ulaşmıştır. Reel faiz oranının uzun dönem davranışlarını inceleyen benzer çalışmalardan bazıları; Wallace ve Warner (1993), Engsted (1995), Koustas ve Serletsis (1999), Rapach ve Weber (2004), Rapach ve Wohar (2004) ve Lai (2004, 2008)'nin çalışmalarıdır.

Reel faizin durağanlığını analiz eden erken dönem çalışmaların ortak özelliği reel faizin tam sayı cinsinden bütünleşme derecesine odaklanmalarıdır. ARMA ya da ARIMA sürecine dayanan geleneksel birim kök testleri bir sürecin durağan olduğunu ya da durağan olmadığını; diğer bir ifadeyle serinin $I(0)$ ya da $I(1)$ (birinci dereceden bütünleşik) olduğunu belirleyebilir. Ancak serinin birim köke sahip olup olmadığını gösteren bu $I(0)/I(1)$ ayrımı serinin sahip olduğu dinamik süreci kısıtlamaktadır. Bu çerçevede geleneksel birim kök testlerini düşük güce sahip oldukları gerekçesiyle eleştiren bir grup araştırmacı reel faize kesirli bütünleşme (Granger, 1980; Granger ve Joyeux, 1980; Hosking, 1981) testi uygulamıştır. $I(d)$ şeklinde gösterilen kesirli bütünleşik bir serinin bütünleşme derecesi olan " d ", sıfır ile bir arasında yer alan $(0 < d < 1)$ kesirli bir sayıdır. $I(0)/I(1)$ ayrımını ortadan kaldıran kesirli bütünleşme analizi, birim kök analizine göre daha geniş aralıkta bir ortalamaya dönüş davranışına imkân tanımaktadır. Bu bağlamda özellikle ortalamaya dönme eğiliminde olmasına rağmen uzun hafızaya sahip ve bu nedenle

de yüksek direnç ile karakterize edilen seriler için uygundur (Caporale ve Gil-Alana, 2009: 64).

Uzun hafızalı modeller olarak bilinen ARFIMA (Oto regresif Kesirli Bütünleşik Hareketli Ortalama) modelleri ARMA ya da ARIMA sürecine göre daha esnek ve son yıllarda reel faizin uzun dönem davranışlarını tahmin etmede sıklıkla kullanılmaktadır. ARFIMA, ARIMA modelinin bütünleşme derecesi olan d 'nin tam sayı olmayan değerleri için genelleştirilmiş halidir. İktisat teorisi açısından uzun hafızaya ilişkin ampirik bulgu, bu süreçlerin sahip olduğu olağan dışı özellikler bakımından önemlidir. Örneğin; şokların etkilerinin uzun ve kısa hafızalı süreçler için çok farklı olduğu bilinmektedir (Lildholdt, 2000:4).

Son yıllarda literatürde kesirli bütünleşme analizi ile reel faizin uzun hafıza özelliğini analiz eden çalışmalara sıklıkla rastlanmaktadır. Lai (1997), Amerika'nın 1973-1994 dönemine ait aylık verilerini kesirli bütünleşme analiziyle incelemiş ve reel faizin kesirli birim kök içerdiği ve dirençli olmasına rağmen ortalamaya dönüş dinamiğine sahip olduğu sonucuna ulaşmıştır. Tsay (2000), Amerika'nın 1953-1990 dönemine ait aylık reel faiz oranı verilerini ARFIMA modeli ile test etmiştir. Tsay (2000)'in elde ettiği bulgular reel faiz serisinin uzun hafızalı ve yüksek derecede dirençli olduğuna işaret etmektedir. Amerika'nın 1876-2000 dönemine ait aylık verilerini ARFIMA modeli ile tahmin eden Karanasos vd. (2006), reel faiz oranının uzun hafızalı ve dirençli olduğunu gözlemlemiştir. Caporale ve Gil-Alana (2009), Amerika'nın 1954-2008 dönemine ait aylık faiz oranı verilerini kesirli bütünleşme analizi ile incelemiş, faiz oranının söz konusu dönem boyunca dirençli olduğunu ve serinin direnç derecesinin 1980 sonrasında azalmaya başladığını gözlemlemiştir. Choi (2009), 13 sanayileşmiş ülkenin 1960-1998 dönemini kapsayan verilerine dayanan çalışmasında (yapısal kırılmaların göz ardı edilmesi durumunda), reel faiz oranının uzun hafıza süreci izlediğini göstermiştir. Silva ve Leme (2011), Brezilya'nın 1999-2010 dönemine ait aylık verilerini ARFIMA modelini kullanarak test etmiş ve reel faizin uzun hafızaya sahip kesirli bütünleşik bir seri olduğu sonucuna varmıştır. Das vd. (2012) ise Güney Afrika'nın 1960-2010 arası çeyrek dönem reel faiz oranı verilerini kesirli bütünleşme analiziyle incelemiş ve reel faiz serisinin uzun hafızalı olmakla birlikte ortalamaya dönme eğiliminde olduğu bulgusuna ulaşmıştır.

Benzer yöntemlerle Türkiye üzerine yapılan çalışmalara örnek olarak ise Turgutlu (2004) ile Kutlar ve Turgut (2006)'un çalışmaları gösterilebilir. Turgutlu (2004), 1978-2003 ve 1984-2003 dönemlerine ait çeyrek verilerle ARFIMA modelini kullanarak Fisher hipotezini Türkiye için test etmiş ve enflasyon ile nominal faiz oranı arasında kesirli bütünleşme ilişkisi olduğunu gözlemlemiştir. Turgutlu (2004)'nin elde ettiği sonuç, reel faizin uzun dönemde durağan olduğunu yansıtmaktadır. Kutlar ve Turgut (2006) ise 1987-2005 dönemine ait aylık verilerle Türkiye için reel faiz serisini ARFIMA modeli ile test etmiş ve serinin uzun hafızalı olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Görüleceği üzere reel faizin uzun hafıza özelliğini Türkiye için analiz eden çalışma oldukça sınırlıdır. Bu bağlamda bu çalışmada reel faiz oranının Türkiye örneğinde uzun hafıza modeli ile incelenmesi amaçlanmaktadır. Çalışma bu açıdan mevcut literatüre katkı sağlamaktadır. Çalışmanın planı şu şekildedir: Birinci bölümde, uzun hafıza süreci açıklanmakta ve ARFIMA modeli teorik çerçevede ele alınmaktadır. İkinci bölümde, kullanılan veri setine ilişkin bilgi verildikten sonra birim kök testleri ve ARFIMA modelinden elde edilen ampirik bulgulara yer

verilmektedir. Sonuç bölümünde ise elde edilen ampirik bulgular ışığında çalışmanın sonucu değerlendirilmektedir.

1. Uzun Hafıza ve ARFIMA Modeli

1.1. Uzun Hafıza Süreçleri

Uzun hafıza modelleri, 1980'li yıllardan itibaren başta iktisat olmak üzere pek çok bilim dalında kullanılan bir analiz yöntemi olarak karşımıza çıkmaktadır. Özellikle son yıllarda makroiktisadi araştırmalarda uzun hafıza modellerine hem teorik hem de ampirik açıdan geniş ölçüde yer verildiği gözlenmektedir.

Ampirik açıdan bakıldığında uzun hafıza, gözlemlenen veri setinin yüksek dirence sahip olmasıdır. Bu yaklaşım ilk olarak iktisadi olmayan disiplinlerde (Hurst, 1951, 1957; Mandelbrot ve Wallis, 1968; Mandelbrot, 1972; McLeod ve Hipel, 1978) kullanılmıştır. Bu çalışmaların ardından uzun hafıza modelleri farklı bilim dallarında da uygulanmaya başlamıştır. İktisat biliminde uzun hafıza modellerinin kullanılmaya başlaması ise birçok iktisadi ve finansal zaman serisinin ne $I(0)$ ne de $I(1)$ olmasından kaynaklanmaktadır. Bu noktada bazı zaman serilerinin otokorelasyon fonksiyonlarının hızlı bazılarının ise hiperbolik olarak yavaş bir azalma eğilimi gösterdiği gözlenmiş ve bu durum uzun hafıza süreçlerinin kullanılmasını gündeme getirmiştir (Banerjee ve Urga, 2005: 13-14).

Uzun ve kısa hafızalı modeller en genel haliyle otokorelasyon fonksiyonlarının yapıları ile birbirlerinden ayrılmaktadır. AR, MA, ARMA gibi geleneksel zaman serisi modelleri kısa hafızalı zaman serisi modelleri olarak karşımıza çıkmakta ve otokorelasyon fonksiyonları hızlı bir azalma eğiliminde olmaktadır. Uzun hafıza analizlerinde ise otokorelasyon fonksiyonlarının daha yavaş bir azalma sergilediği gözlemlenmiştir.

Uzun hafıza modellerinin çıkış noktası, ampirik çalışmalarda sıklıkla başvuru alan birim kök ve eşbütünleşme analizlerinin temelde serilerin $I(0)$ veya $I(1)$ olması üzerine kurgulanmasına dayandırılmaktadır. Bu noktada uzun hafıza süreçlerine göre serilerin sadece $I(0)$ veya $I(1)$ olma zorunluluğu olmadığı gibi bütünleşme derecelerinin (d) de tam sayı olma zorunluluğu bulunmamaktadır. Bütünleşme derecesine reel sayı olma imkânı sunulması ile birlikte uzun hafıza modellerinin temeli oluşturulmaktadır. ARFIMA (otoregresif kesirli bütünleşik hareketli ortalama) analizi de uzun hafıza modellerinden en sıklıkla karşımıza çıkan analiz olmuştur.

Uzun hafıza süreçlerinin temeli durağan bir sürecin ortalamasının tahminine dayanmaktadır. Bir durağan sürecin otokovaryansları toplanabilir ise “ n ” örneklem büyüklüğünde, örneklem ortalaması $\sqrt{n}$ tutarlı (root- n consistent) olmaktadır. Bu tip süreçlerin kısa hafızaya sahip olduğu kabul edilmektedir. Bunun tersi olarak da otokovaryansların toplanabilir olmaması sürecin uzun hafızalı olduğuna işaret etmektedir (Palma, 2007: 39).

Uzun hafıza, bir zaman serisinin yavaşça azalan korelograma veya sıfır frekansta sonsuz spektruma sahip olması durumudur. Korelogram analizinin bir zaman serisinin doğrusal özelliklerini tanımlamada önemli bir gösterge olduğunu söylemek mümkündür. Bu noktada korelogram grafiğinin üssel veya hiperbolik bir şekilde azalma durumlarına göre durağan ARMA, bütünleşik ARIMA veya kesirli bütünleşik ARFIMA (p,d,q) modellerinden birinin seçilmesi önerilmektedir (Granger ve Ding, 1996: 61-62).

Bütünleşme derecesi $d=0$ iken seriler $I(0)$ olmakta ve şokların etkisi geometrik olarak ortadan kalkmaktadır. Bir diğer değişle bu durum kısa hafızalı süreçleri ifade

etmektedir. Bütünleşme derecesi $d=1$ iken seriler $I(1)$ olmakta ve şoklar kalıcı bir etkiye veya diğer bir değişle sonsuz hafızaya sahip olmaktadır. Bütünleşme derecesi $0 < d < 1$ iken ise seriler $I(0)$ durumunda olduğu gibi ortalamaya döner ancak şokların etkisi hiperbolik olarak azalır. Bu durum uzun hafıza olarak adlandırılır (Neely ve Rapach, 2008: 624).

Uzun hafıza süreçleri zaman alan (time domain) veya frekans alan (frequency domain) olarak da ifade edilmektedir. Zaman alanda uzun hafıza, otokorelasyon fonksiyonunun hiperbolik olarak azalması şeklinde kendisini göstermektedir. Frekans alanda ise aynı süreç $[0, \pi]$ aralığında spektrum yapısı ile açıklanmaktadır (Banerjee ve Urga, 2005: 14).

Zaman alan yaklaşımında; j gecikme derecesinde otokorelasyon fonksiyonunun ρ_j ve sabit terimlerin $0 < \rho_j < \infty$ ve $0 < \alpha < 1$ olarak ifade edilmesi halinde durağan ayrık (stationary discrete) bir zaman serisi;

$$\lim_{j \rightarrow \infty} \frac{\rho_j}{c_\rho j^{-\alpha}} = 1 \quad (1)$$

koşulunu sağlıyorsa uzun hafıza özelliklerini barındırdığı kabul edilmektedir. Diğer bir değişle ardışık gözlemler arasındaki bağımlılık gecikme sayısı sonsuza gittikçe yavaşça azalma seyri göstermektedir (Banerjee ve Urga, 2005: 14-15).

Spektral yoğunluk açısından uzun hafıza tanımları ise farklılık arz etmektedir. Spektral yoğunluğun f olarak tanımlandığı ve sabit terimlerin $0 < c_f < \infty$ ve $0 < \beta < 1$ olarak ifade edildiği bir süreçte uzun hafıza şu şekilde tanımlanmaktadır:

$$\lim_{\lambda \rightarrow \infty} \frac{f(\lambda)}{c_f |\lambda|^{-\beta}} = 1 \quad (2)$$

Bu tanımlama spektral yoğunluğun düşük frekansta sınırsız olduğu anlamına gelmektedir. (1) ve (2) numaralı denklemler birbirine eşit denklemler değildir. Ancak Hurst tarafından geliştirilen bir kavram ile birlikte birbirleri yerine kullanılmaktadır. Bu noktada “H” değişkeni uzun hafıza parametresini tanımlamaktadır. Bu katsayı Hurst katsayısı olarak kabul edilmekle birlikte $\frac{1}{2} < H < 1$ iken $\alpha = 2 - 2H$ ve $\beta = 2H - 1$ olarak tanımlanmaktadır. Bu noktada H değişkeninin $\frac{1}{2} < H < 1$ aralığında olması halinde uzun hafızanın varlığından söz edilmektedir (Banerjee ve Urga, 2005: 15).

Uzun hafıza modelleri literatürde iki sınıfa ayrılmıştır. Bunlar sürekli zaman ve kesikli zaman modelleridir. Sürekli zaman modelleri uzun hafıza süreçlerinde stokastik oynaklığı (stochastic volatility) modellemek amacıyla kullanılmakta iken genellikle kesikli zaman modellerine başvurulmaktadır. Kesikli zaman analizlerinden en sıklıkla başvuru alan ise ARMA süreçlerinin geliştirilmesi sonucu ortaya konulan ARFIMA (Autoregressive Fractionally Integrated Moving Average- Otoregresif Kesirli Bütünleşik Hareketli Ortalama) modelidir (Banerjee ve Urga, 2005: 15-16).

ARFIMA analiz süreçlerinde fark derecesinin kesirli bir değer almasına izin verilmektedir. Kesirli fark süreçleri, uzun dönem direnç sergilemekte ve gözlemler arasındaki bağımlılık zaman içerisinde yavaşça azalmaktadır (Hosking, 1981: 165-176).

Zaman serilerindeki uzun hafıza yapısı farklı test teknikleri ile analiz edilebilse de çalışmada sıklıkla başvuru alan yöntem olması nedeniyle ARFIMA modeli kullanılmıştır.

1.2. ARFIMA Modeli

Kesikli zaman analizlerinde en önemli ve görece olarak daha esnek bir yapıya sahip olan ARFIMA (p,d,q) modeli Granger ve Joyeux (1980), Granger (1980) ve

Hosking (1981) tarafından geliştirilmiştir. ARFIMA (p,d,q) analizinin en genel hali şu şekildedir:

$$\phi(L)(1-L)^d(y_t - \mu) = \theta(L)\varepsilon_t \quad (3)$$

Gecikme Operatörü (L)'nin kullanıldığı (3) numaralı denklemde yer alan d değişkeni kesirli bütünleşme parametresi iken $\phi(L)$ ve $\theta(L)$ 'nin tüm kökleri birim çemberin dışındadır ve ε_t beyaz gürültü sürecindedir. (3) numaralı denklemdeki y_t sürecinin $d \neq 0$ için I(d) olduğunu söylemek mümkündür. Bu noktada Wold ayrıştırması ve otokorelasyon katsayıları hiperbolik olarak oldukça yavaş bir şekilde azalacaktır (Baillie, 1996: 21).

(3) numaralı denklemde $\phi(L) = 1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p$ otoregresif bileşenler için gecikme polinomlarını ifade etmektedir. Ayrıca $\theta(L) = 1 - \theta_1 L - \dots - \theta_q L^q$ hareketli ortalama bileşenlerinin gecikme polinomlarını betimlerken μ ise y_t 'e ilişkin beklentileri sembolize etmektedir. Bu noktada $\phi(L)$ ve $\theta(L)$, ARFIMA (p,d,q) modelinde yer alan p ve q terimlerini ifade ederken $0 < d < 1$ aralığında süreç uzun hafıza özelliği göstermektedir (Pong, vd., 2008: 619).

ARFIMA (p,d,q) modelinin spektral yoğunluk fonksiyonu ile tanımlanması ise şu şekildedir (Pong, vd., 2008: 620):

$$f_{arfima}(\omega) = \frac{\xi^2}{2\pi} |\theta(e^{-i\omega})|^2 |\phi(e^{-i\omega})|^{-2} |1 - e^{-i\omega}|^{-2d} \quad (4)$$

Zaman serisi analizlerinde uzun hafıza davranışları genellikle kesirli fark kavramının geliştirildiği ARFIMA (p,d,q) modeli ile sağlanmaktadır. Bu model Box ve Jenkins'in ARIMA (p,d,q) modelinden türetilmiş olup, temelde fark parametresi olan d parametresinin reel sayı olma imkânı sunması ile öne çıkmıştır. Zaman serisine ait d parametresinin $-0,5 < d < 0,5$ aralığında olması halinde serinin durağan ve tersine çevrilebilir (invertible) olduğunu söylemek mümkündür. Bu tip bir serinin otokorelasyon fonksiyonu ise ARMA süreçlerinde karşılaşılan üssel orandan çok daha yavaş bir şekilde, hiperbolik olarak azalmaktadır. Zaman serileri d parametresi $0 < d < 0,5$ aralığında iken uzun hafızalı veya diğer bir deyişle dirençli bir yapı sergilerken $-0,5 < d < 0$ aralığında dirençli olmayan bir yapı sergilemektedir (Man, 2003: 477-491). Ayrıca, $d \geq 0,5$ olması halinde süreç durağan değildir ancak ortalamaya dönmektedir. Öte yandan $d \geq 1$ iken süreç durağan olmadığı gibi ortalamaya dönme eğilimi de göstermez (Choi ve Zivot, 2007: 348).

ARFIMA (p,d,q) sürecinde d parametresinin tahmini konusunda parametrik, yarı parametrik ve parametrik olmayan çok sayıda yöntem söz konusudur. Bunlar arasında R/S istatistik, WHI tahmini, RR (Rescaled Range) tahmini, Maksimum Olabilirlik, AML (Approximate Maximum-Likelihood) tahmini, GPH (Geweke ve Porter-Hudak, 1983: 221-238) yöntemleri bulunmaktadır. Çalışmada d parametresinin değeri günümüzde en çok kullanılan yöntemlerden biri olması itibarıyla GPH yöntemi ile tahmin edilmiştir.

1.3. GPH Yöntemi

GPH yöntemi kullanılarak d parametresinin tahmin edilmesi log-periodogram regresyonuna dayandırılmaktadır. Buna göre $\omega_j = \frac{2\pi j}{T}$, $j = 1, 2, \dots, m$ iken;

$$\ln[I(\omega_j)] = \beta_0 + \beta_1 \ln\left[4\sin^2\left(\frac{\omega_j}{2}\right)\right] + v_j \quad (5)$$

Burada ω_j , T gözlemden oluşan örneklemin Fourier frekanslarını, $I(\omega_j)$ ise serinin ω_j frekansındaki periodogramını ifade etmektedir. Bu noktada ω_j kavramı $m = \sqrt{T}$ Fourier frekanslarını göstermekte ve m, gözlem sayısı olan T'nin bir

fonksiyonu olarak karşımıza çıkmaktadır. Bu çerçevede $I(\omega_j)$ örneklem periodogramını şu şekilde ifade etmektedir:

$$I(\omega_j) = \frac{1}{2\pi T} \left| \sum_{t=1}^T y_t e^{-\omega_j t} \right|^2 \quad (6)$$

Buna göre d parametresi $\widehat{d_{GPH}} = -\widehat{\beta}_1$ şeklinde tahmin edilmektedir (Bhardwaj ve Swanson, 2006: 544-545). Diğer bir deyişle (5) numaralı regresyon denkleminde yer alan ve eğim parametresi olan β_1 'in en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilen değerinin negatif işaretlisi bütünleşme parametresi olan d değerini vermektedir. Regresyon yönteminin özellikleri normalize edilmiş periodogramın asimptotik dağılımına bağlıdır. Geweke ve Porter-Hudak (1983), $d < 0$ koşulunun tutarlılığı ve asimptotik normalliğini kanıtlamıştır (Barkoulas ve Baum, 1998: 118).

İstatistiksel olarak anlamlı kabul edilen uzun hafızanın varlığı basit bir t testi ile test edilmektedir. Kesirli bütünleşmenin testinde kullanılacak hipotezler şu şekilde ifade edilebilir:

$$H_0: d=1$$

$$H_1: d < 1$$

Yukarıdaki hipotezler doğrultusunda sıfır hipotezinin reddedilmesi seride birim kökün olmadığına ancak kesirli bütünleşmenin olabileceğine yönelik bir çıkarsama yapmamıza imkân tanımaktadır. Diğer bir ifade ile sıfır hipotezinin reddi serinin uzun hafızalı olabileceği olasılığını göstermektedir.

Çalışmada uzun hafıza sürecini açıklayan d parametresinin değerini tahmin etmek için GPH yöntemi kullanılmıştır.

2. Metodoloji ve Ampirik Bulgular

2.1. Veri Seti

Çalışma 2003:02-2012:03 dönemleri arasında aylık reel faiz oranlarını kapsamaktadır. Bu çerçevede DPT'nin veri tabanından elde ettiğimiz Merkez Bankası gecelik borç alma faizi ve TÜİK'in ilan etmiş olduğu TÜFE (2003=100) enflasyon serisi kullanılarak reel faiz oranına ulaşılmıştır.¹

Çalışmada reel faiz oranının ex-post değeri kullanılmaktadır. Ex-post reel faiz oranı, nominal faiz oranının gerçekleşen enflasyondan arındırılmış hali iken ex-ante reel faiz oranı, nominal faiz oranının beklenen enflasyon oranından arındırılması ile elde edilir. İktisadi kararların enflasyona ilişkin beklentiler doğrultusunda belirlenmesi ex-ante reel faiz oranına karar alma süreçlerinde etkin bir rol yüklemektedir. Ancak literatür incelendiğinde çoğunlukla ex-post reel faiz oranının zaman serisi özelliklerinin incelendiği görülebilir. Bunun sebebi, beklenen enflasyonun ve dolayısıyla da ex-ante reel faiz oranının doğrudan gözlemlenememesidir. Bu çerçevede literatürdeki pek çok çalışmanın beklentilerin rasyonel olarak oluşturulduğu varsayımı altında, gerçekleşen enflasyonu enflasyon beklentileri yerine kullandığı ve ex-post reel faiz oranı ile ex-ante reel faiz oranının aynı uzun dönem (bütünleşme) özelliğine sahip olduğunu kabul ettiği görülmektedir (Rapach ve Wohar, 2004; Neely ve Rapach, 2008; Choi, 2009). Bu doğrultuda çalışmada mevcut literatür örnekleri izlenerek ex-post reel faiz oranı temel değişken olarak seçilmiştir.

¹Reel faiz oranı hesaplanırken şu formül dikkate alınmıştır: $r = \left(\frac{1+i}{1+\pi} - 1 \right) \times 100$

2.2. Birim Kök Testleri

ARFIMA modelleri uygulanırken durağanlığın test edilmesi önsel bir çıkarsama yapmak adına önem kazanmaktadır. Bu nedenle reel faizin durağanlığının test edilmesi adına ADF (Augmented Dickey Fuller), Phillips Perron ve KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin) birim kök testleri uygulanmıştır. ADF ve Phillips Perron testlerine ait sıfır hipotezi serinin birim köke sahip olduğunu savunurken alternatif hipotezi serinin durağan olduğunu ele almaktadır. Ancak KPSS testine ait hipotez ise tam tersi bir şekilde belirlenmektedir.

Tablo 1: Birim Kök Test Sonuçları

Birim Kök Testleri*				
Reel Faiz (r)	ADF**	ADF***	Phillips Perron	KPSS
Test İstatistiği	-2,504329	-3,243517	-3,240521	0,123260
%1 Kritik Değer	-4,055416	-4,044415	-4,044415	0,216000
%5 Kritik Değer	-3,456805	-3,451568	-3,451568	0,146000
%10 Kritik Değer	-3,154273	-3,151211	-3,151211	0,119000

Not: *Reel faiz serisine ilişkin düzey değerler dikkate alınmıştır. **Akaike Bilgi Kriterine göre birim kök testi sonuçları. ***Schwarz Bilgi Kriterine göre birim kök testi sonuçları.

Elde edilen sonuçlar %5 kritik değer baz alındığında, ADF ve Phillips Perron birim kök testlerine göre reel faiz serisinin birim kök içerdiğine, bir diğer değişle serinin durağan olmadığına işaret etmektedir. Öte yandan KPSS birim kök testi sonucu, benzer şekilde %5 kritik değer baz alındığında serinin durağan olduğunu göstermektedir.

Genel olarak birim kök testi sonuçlarına bakıldığında, reel faiz serisinin I(0) veya I(1) sürecine sahip olup olmadığı konusunda kesin bir ayrımın yapılamadığı görülmektedir. Bu durum, reel faizin I(d) sürecine sahip kesirli bütünleşik bir seri olabileceği ihtimalini ortaya koymaktadır. Bu nedenle çalışmanın bir sonraki bölümünde reel faiz serisi ARFIMA modeli kullanılarak test edilmektedir.

2.3. ARFIMA Test Sonuçları

Reel faiz oranına ilişkin uzun hafıza süreçlerinin varlığını araştırmak amacıyla yarı parametrik bir yöntem olan GPH yöntemi kullanılmıştır. ARFIMA sürecinde bütünleşme derecesinde meydana gelen değişimleri gözlemlemek adına optimal ordinat sayısını ifade eden " $m=T^\lambda$ " değeri, Geweke ve Porter-Hudak (1983) tarafından 0,50-0,60 olarak belirlenmiştir. Bu noktada çalışmada d parametresindeki tüm değişimleri izleyebilmek amacıyla 0,40-0,70 aralığı esas alınmıştır. Bu doğrultuda elde edilen sonuçlar Tablo 2'de yer almaktadır.

Tablo 2: Reel Faiz Serisine Ait ARFIMA Modeli Sonuçları

$m=T^\lambda$	Reel Faiz	
	d	t-istatistiği
0,40	0,70805*	1,632
0,45	0,73978	2,139
0,50	0,71981	2,455
0,55	0,79498	3,259
0,60	0,88389	4,162
0,65	1,02415	5,726
0,70	0,98212	6,234

Not: 1) Kullanılan kritik değerler tek taraflı hipotez testleri için kullanılan t dağılım tablosundan elde edilmiştir. Bunlar %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyleri için sırasıyla 2,326, 1,645 ve 1,282 şeklindedir. 2) * işareti, %5 düzeyinde anlamlı olan d parametresine işaret etmektedir.

Elde edilen ARFIMA sonuçlarına göre 2003:02-2012:03 dönemleri arasında aylık reel faiz oranlarına ilişkin kesirli bütünleşme katsayısı $d=0,708$ olarak hesaplanmıştır. Buna göre seride birim kökün varlığına işaret eden sıfır hipotezi reddedilmekte ve serinin kesirli bütünleşik bir yapıda olduğu gözlenmektedir. d parametresinin almış olduğu bu değere göre reel faiz serisinin durağan bir yapıya sahip olmadığını ancak ortalamaya dönen bir yapı sergilediğini söylememiz mümkündür. Diğer bir deyişle serinin ortalamaya dönmesi yaşanan herhangi bir iktisadi şokun etkilerinin sonlu olmasına karşın uzun süre devam ettiğini göstermektedir. Bu durumda ele alınan dönemde reel faiz serisi, $I(0)$ olan bir seriye göre daha uzun süren etkileri bünyesinde barındırmaktadır. Öte yandan yaşanan şokların etkisi de herhangi bir $I(1)$ serisinde görünen sonsuz etkiden daha kısa süreli olarak gerçekleşmektedir. Bu çerçevede reel faiz serisi oldukça dirençli olmasına rağmen ortalamaya dönen dinamik bir süreçte sahiptir. Test sonuçlarına göre $0 < d < 1$ aralığında yer alan d parametresi reel faiz serisinin uzun hafızalı bir yapıya sahip olduğuna işaret etmektedir.

Sonuç

Reel faizin uzun dönem davranışını inceleyen çalışmalar literatürde geniş bir yere sahiptir. Ancak reel faizin zaman serisi özelliklerinin incelenmesinde AR, MA, ARMA gibi kısa hafızalı analizler uzun dönem bağımlılığı açıklamada yetersiz kalmaktadır. Uzun hafızalı modeller olarak bilinen ARFIMA modelleri bu analizlerden daha esnek bir yapıya sahiptir ve son yıllarda reel faizin uzun dönem davranışlarını tahmin etmekte sıklıkla kullanılmaktadır.

Çalışmada reel faizin uzun hafıza özelliği Türkiye için 2003:02-2012:03 dönemi verileri kullanılarak araştırılmıştır. Reel faiz oranının uzun dönem davranışının incelenmesinde yaygın olarak rastlanan yaklaşım, reel faizin durağanlığının analiz edilmesidir. Bu çerçevede çalışmada öncelikli olarak reel faiz serisinin durağanlığı ADF, Phillips Perron ve KPSS birim kök testleri kullanılarak test edilmiştir. ADF ve

Phillips Perron testlerine göre serinin birim kök içerdiği ancak KPSS testine göre seride birim kök olmadığı gözlemlenmiştir. Bu bağlamda reel faiz serisinin $I(0)$ veya $I(1)$ olup olmadığı konusunda kesin bir ayrımın yapılamadığı görülmüştür. Bu durum reel faizin $I(d)$ sürecine sahip kesirli bütünleşik bir seri olabileceği olasılığına işaret ettiğinden seri ARFIMA modeli kullanılarak test edilmiştir.

ARFIMA modelinde bütünleşme derecesi olan d parametresi GPH yöntemi kullanılarak tahmin edilmiştir. Test sonuçlarına göre serinin kesirli bütünleşik bir yapıda olduğu gözlemlenmiştir. d parametresinin almış olduğu değer ($d=0,708$) reel faiz serisinin durağan olmamakla birlikte ortalamaya dönen bir seyir izlediğini göstermektedir. d 'nin $0 < d < 1$ aralığında yer alması reel faizin uzun hafıza özelliği taşıdığını ve oldukça dirençli bir sürece sahip olduğunu ortaya koymaktadır. Elde edilen sonuçlara göre Türkiye ekonomisinde ele alınan dönemde yaşanan şokların etkilerinin sonlu olmasına karşın reel faiz oranı üzerinde uzun süre kendisini gösterdiği kabul edilebilir. İktisat politikaları açısından bakıldığında bu durum, uygulanan herhangi bir politikanın reel faiz üzerindeki etkilerinin ortadan kalkmasının zaman alacağı şeklinde yorumlanabilir.

Kaynakça

- Baillie, R.T. (1996), "Long Memory Processes and Fractional Integration in Econometrics", *Journal of Econometrics*, 73, 5-59.
- Banerjee, A. ve Urga, G. (2005), "Modelling Structural Breaks, Long Memory and Stock Market Volatility: An Overview", *Journal of Econometrics*, 129, 1-34.
- Barkoulas, J.T. ve Baum, C.F. (1998), "Fractional Dynamics in Japanese Financial Time Series", *Pacific-Basin Finance Journal*, 6, 115-124.
- Bhardwaj, G. ve Swanson, N.R. (2006), "An Empirical Investigation of the Usefulness of ARFIMA Models for Predicting Macroeconomic and Financial Time Series", *Journal of Econometrics*, 131, 539-578.
- Caporale, G.M. ve Gil-Alana, L.A. (2009), "Persistence in US Interest Rates: Is It Stable Over Time?", *Quantitative and Qualitative Analysis in Social Sciences*, 3(1), 63-77.
- Cass, D. (1965), "Optimum Growth in an Aggregate Model of Capital Accumulation", *Review of Economic Studies*, 32(3), 233-40.
- Choi, K. ve Zivot, E. (2007), "Long Memory and Structural Changes in the Forward Discount: An Empirical Investigation", *Journal of International Money and Finance*, 26, 342-363.
- Choi, K. (2009), "Long Memory and Real Interest Rates under Structural Changes", *Ninth Annual IBER & TLC Conference Proceedings*, Las Vegas, NV, USA.
- Das, S., Gupta, R., Kanda, P.T., Reid, M., Tipoy, C.K. ve Zerihun, M.F. (2012), "Real Interest Rate Persistence in South Africa: Evidence and Implications", *Stellenbosch Economic Working Papers*, 17/12.
- Engsted, T. (1995), "Does the Long-Term Interest Rate Predict Future Inflation? A Multi-Country Analysis", *The Review of Economics and Statistics*, 77(1), 42-54.
- Fisher, I. (1930), *The Theory of Interest*, New York: Macmillan.
- Geweke, J. ve Porter-Hudak, S. (1983), "The Estimation and Application of Long Memory Time Series Models", *Journal of Time Series Analysis*, 4(4), 221-238.

- Golinski, A. ve Zaffaroni, P. (2008), “Do We have Long Memory? Affine Term Structure Model with ARFIMA Factors”, *LACEA-LAMES Annual Meeting*, IMPA, Rio de Janeiro- Brazil, November 20-23.
- Granger, C.W.J. (1980), “Long Memory Relationships and the Aggregation of Dynamic Models”, *Journal of Econometrics*, 14(2), 227-38.
- Granger, C.W.J. ve Joyeux, R. (1980), “An Introduction to Long-Memory Time Series Models and Fractional Differencing”, *Journal of Time Series Analysis*, 1, 15-39.
- Granger, C.W.J. ve Ding, Z. (1996), “Varieties of Long Memory Models”, *Journal of Econometrics*, 73, 61-77.
- Hosking, J.R.M. (1981), “Fractional Differencing”, *Biometrika*, 68(1), 165-176.
- Hurst, H.E. (1951), “Long-term Storage Capacity of Reservoirs”, *Transactions of the American Society of Civil Engineers*, 116, 770-799.
- Hurst, H.E. (1957), “A Suggested Statistical Model of Some Time Series that Occur in Nature”, *Nature*, 180, 494.
- Karanasos, M., Sekioua, S.H. ve Zeng, N. (2006), “On the Order of Integration of Monthly US Ex-ante and Ex-post Real Interest Rates: New Evidence from Over a Century of Data”, *Economics Letters*, 90, 163-169.
- Koopmans, T.C. (1965), “On the Concept of Optimal Economic Growth”, *The Economic Approach to Development Planning* içinde, Amsterdam: Elsevier, 225-300.
- Koustas, Z. ve Serletis, A. (1999), “On the Fisher Effect”, *Journal of Monetary Economics*, 44, 105-130.
- Kutlar, A. ve Turgut, T. (2006), “Türkiye’deki Başlıca Ekonomi Serilerinin ARFIMA Modelleri ile Tahmini ve Öngörülebilirliği”, *Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, (11)/1, 120-149.
- 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. (2004), “On Structural Shifts and Stationarity of the Ex Ante Real Interest Rate”, *International Review of Economics and Finance*, 13, 217-228.
- 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, 140-155.
- Lildholdt, P. (2000), “Long Memory and ARFIMA Modelling of Inflation Rates”, *MSc Dissertation*, Department of Economics, University of Aarhus.
- Lucas, R. E. (1978), “Asset Prices in an Exchange Economy”, *Econometrica*, 46(6), 1429-45.
- Man, K.S. (2003), “Long Memory Time Series and Short Term Forecasts”, *International Journal of Forecasting*, 19, 477-491.
- Mandelbrot, B.B. ve Wallis, J. (1968), “N. Joseph and Operational Hydrology”, *Water Resources Research*, 4, 909-918.
- Mandelbrot, B.B. (1972), “Statistical Methodology for Non Periodic Cycles: From the Covariance to R/S Analysis”, *Annals of Economic and Social Measurement*, 1, 259-290.

- McLeod, A.I. ve Hipel, K.W. (1978), "Preservation of the Rescaled Adjusted Range, 1, A Reassessment of the Hurst Phenomenon", *Water Resources Research*, 14, 14(3), 491-508.
- Neely, C.J. ve Rapach, D.E. (2008), "Real Interest Rate Persistence: Evidence and Implications", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 90(6), 609-41.
- Palma, W. (2007), *Long-Memory Time Series Theory and Methods*, Wiley Series in Probability and Statistics.
- Pong, S.E., Shackleton, M.B. ve Taylor, S.J. (2008), "Distinguishing Short and Long Memory Volatility Specifications", *The Econometrics Journal*, 11(3), 617-637.
- Rapach, D.E. ve Weber, C.E. (2004), "Are Real Interest Rates Really Nonstationary? New Evidence from Tests with Good Size and Power", *Journal of Macroeconomics*, 26, 409-430.
- Rapach, D.E. ve Wohar, M.E. (2004), "The Persistence in International Real Interest Rates", *International Journal of Finance and Economics*, 9(4), 339-46.
- Rose, A.K. (1988), "Is the Real Interest Rate Stable?", *The Journal of Finance*, 43(5), 1095-1112.
- Sekioua, S. ve 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.
- Silva, C.G. ve Leme, M.C. (2011), "An Analysis of the Pegrees of Persistence of Inflation, Inflation Expectations and Real Interest Rate in Brazil", *Revista Brasileira de Economia* [online], 65(3), 289-302.
- Taylor, J.B. (1993), "Discretion Versus Policy Rules in Practice" *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 195-214.
- Tsay, W. (2000), "Long Memory Story of the Real Interest Rate", *Economics Letters*, 67, 325-330.
- Turgutlu, E. (2004), "Fisher Hipotezinin Tutarlılığının Testi: Parçalı Durağanlık ve Parçalı Koentegrasyon Analizi", *DEÜ İİBF Dergisi*, 19(2), 55-74.
- Wallace, M.S. ve Warner, J.T. (1993), "The Fisher Effect and the Term Structure of Interest Rates: Tests of Cointegration", *The Review of Economics and Statistics*, 75(2), 320-324.