

FİŞHER HİPOTEZİNİN TUTARLILIĞININ TESTİ: PARÇALI DURAĞANLIK VE PARÇALI KOENTTEGRASYON ANALİZİ

Evrım TURGUTLU*

ÖZET

Fisher hipotezi, reel faiz oranının uzun dönemde sabit olduğu varsayımı altında, nominal faiz oranının nominal para arzı büyüme oranı ve enflasyon oranı ile birebir değiştiğini öne sürmektedir. Ekonometrik ifadeyle bu hipotez, nominal faiz oranı ve enflasyon oranı arasında koentegrasyon ilişkisinin bulunduğunu belirtmektedir. Fisher hipotezi, ekonomi politikası araç ve amaçlarını bir arada içerdiğinden geçerliliği ile ilgili çalışmalara yazında sıkça rastlanmaktadır. Bu çalışmanın amacı, Fisher hipotezinin Türkiye ekonomisi bakımından varlığının test edilmesidir. Daha önceki benzer çalışmalardan farkı ise, sürekli yenilenen ekonometrik yöntemlerin Fisher hipotezi konusunda tutarlı sonuçlar verip vermediğinin araştırılmasıdır. Bu amaçla geleneksel birim kök ve Engle-Granger koentegrasyon testinin yanı sıra parçalı durağanlık ve parçalı koentegrasyon analizleri de kullanılmıştır. Engle-Granger testine göre Fisher hipotezi red edilirken, parçalı koentegrasyon ile hipotezin varlığı yönünde bulgular elde edilmiştir.

Anahtar Kelimeler : Fisher Hipotezi, Parçalı durağanlık, Parçalı koentegrasyon.

1. Giriş

Irving Fisher 1930'da yayınlanan "The Theory of Interest" adlı kitabıyla, para arzı, enflasyon ve faiz oranları arasındaki ilişkiye dikkatleri çekmiştir. Fisher'a göre, uzun dönemde milli gelir tam istihdam seviyesinde olacak ve böylece enflasyon oranındaki bir artış tamamen nominal faiz oranına yansyacaktır. Enflasyon ve faiz oranı arasındaki bu uzun dönemli ilişki, faiz oranları yoluyla enflasyonist bekleyişlerin de ortaya konulabileceğini göstermektedir (Fama, 1975, Mishkin 1992).

Ekonometrik anlamda Fisher hipotezinin varlığı, enflasyon oranı ile nominal faiz oranı arasındaki koentegrasyon araştırılarak ortaya konulabilir. Bu

* Araştırma Görevlisi, Dokuz Eylül Üniversitesi, İşletme Fakültesi, İktisat Bölümü
Kaynaklar Yerleşkesi 35160 Buca İzmir.

doğrultuda çeşitli ülkeler için Fisher hipotezi test edilmiştir. Bu çalışmaların bir kısmı Fisher hipotezinin varlığına işaret ederken bir kısmı ise böyle bir etkinin olmadığı sonucuna varmıştır. Mishkin (1992), Fisher hipotezinin kısa dönemde değil, uzun dönemde geçerli olduğunu ileri sürerken; Boudoukh ve Richardson (1993), her zaman diliminde hipotezin geçerli olduğunu savunmuşlardır. Türkiye ekonomisi için ise Kesriyeli (1994), Berument ve Jelassi (2002) yaptıkları analizler sonucunda Fisher hipotezinin geçerli olduğu sonucunu elde etmişlerdir.

Fisher hipoteziyle ilgili çalışmaların farklı sonuçlar vermesi, farklı ekonometrik yöntemler izlenerek çalışmaların tekrarlanmasına neden olmuştur. ARIMA sürecine dayanan geleneksel ADF, PP gibi birim kök testleri, kısa hafızayı temsil etmekte ve fark parametresi d 'nin, 0 veya 1 değerindeki bir tamsayı olması kısıtlarını içermektedir. Bu kısıtlar, aslında uzun dönemde ortalamaya geri dönen bir sürecin, birim kökün varlığı şeklinde yanlış yorumlanmasına neden olabilmektedir. Bu doğrultuda Fisher hipotezi, ARFIMA sürecine sahip uzun hafıza modelleri ile G7 ülkeleri için Ghazali ve Ramlee (2003) ile Lardic ve Mignon (2003) tarafından test edilmiştir. Elde edilen sonuçlar, geleneksel testler ile parçalı koentegrasyon testleri karşısında Fisher hipotezinin tutarlı olmadığını göstermektedir. Bu çalışmanın amacı, geleneksel birim kök ve koentegrasyon analizleriyle birlikte parçalı durağanlık ve parçalı koentegrasyon testleri ile Fisher hipotezinin, Fama (1975) ve Mishkin (1992)'in modelleri doğrultusunda Türkiye için tekrar ele alınmasıdır. Böylece uzun dönemde, fiyatlardaki değişim ile nominal faiz oranı arasındaki ilişkinin varlığının, farklı ekonometrik yöntemler arasında tutarlı olup olmadığı da ortaya konulacaktır¹.

Çalışma şu bölümlerden oluşmaktadır: İkinci bölümde ARFIMA modeli ve uzun hafıza kavramı tanıtılmaktadır. Üçüncü bölümde parçalı durağanlık ve parçalı koentegrasyon analizlerinde izlenen yöntem açıklanmaktadır. Dördüncü bölüm, geleneksel birim kök ve koentegrasyon testleri ile parçalı durağanlık ve parçalı koentegrasyon testi ile elde edilen ampirik bulguların karşılıklı olarak ortaya

¹ Kesriyeli (1994) ve Berument ve Jelassi (2002)'nin Fisher hipotezi için kullandıkları denklemin bağımlı değişkeni faiz oranı, bağımsız değişkeni enflasyon oranıdır; rasyonel beklentiler varsayımı doğrultusunda Fama (1975), Mishkin (1992)'i takiben Ghazali ve Ramlee (2003) ise bağımlı değişkenin enflasyon oranı, bağımsız değişkenin faiz oranı olduğu denklemini kullanmışlardır.

konulmasına ayrılmıştır. Son bölümde ise çalışmanın sonuçları ve politika açısından önemi vurgulanmaktadır.

2. ARFIMA Modeli ve Uzun Hafızanın Belirlenmesi

ADF ve PP gibi geleneksel durağanlık testlerinde ele alınan ARIMA süreçleri kısa hafıza özelliğine sahiptir. Kısa hafıza, Y_t gibi kovaryans durağan bir serinin otokorelasyon fonksiyonunun değerlerinin, üstel bir biçimde hızla küçülmesidir ve şöyle ifade edilebilir:

$$\rho(k) \approx r^k, \quad 0 < r < 1, k \rightarrow \infty \quad (1)$$

Uzun hafıza ise kovaryans durağan bir Y_t serisinin otokorelasyon fonksiyonunun değerlerinin, hiperbolik bir biçimde yavaş küçülmesidir. Bu da birbirinden uzak gözlemler arasında bağımlılık olduğunu gösterir ve şöyle ifade edilebilir:

$$\rho(k) \approx k^{2d-1}, \quad d < 0.5, k \rightarrow \infty \quad (2)$$

Uzun hafıza kavramını ilk olarak Hurst (1951), rezervuarların uzun dönem kapasiteleri ile ilgili olarak geliştirmiştir. Granger ve Joyeux (1980), Hosking (1981) bu kavramı zaman serisi analizlerine taşımışlardır. 3 nolu denklemdeki gibi ifade edilebilen, $\phi(z)$ ve $\theta(z)$ 'nin sırasıyla otoregresif ve hareketli ortalama süreçlerini gösterdiği uzun hafızaya sahip bir Y_t serisi:

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

Eğer birim çember dışında köklere sahipse ve $\varepsilon_t \approx WN(0, \sigma_\varepsilon^2)$ ise, ARFIMA (p,d,q.) süreci göstermektedir. Parçalı fark gecikme operatörü $(1-L)^d$ aşağıdaki binom açılımıyla tanımlanabilir

$$(1-L)^d = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\Gamma(k-d)L^k}{\Gamma(k+1)\Gamma(-d)} = 1 - dL + \frac{d(d-1)}{2!}L^2 - \frac{d(d-1)(d-2)}{3!}L^3 + \dots \quad (4)$$

ve $\Gamma(\bullet)$ gamma fonksiyonunu ifade etmektedir. Böyle bir ARFIMA sürecinin hafıza özelliği d parametresinin değerine bağlıdır (Hosking,1981). Bu parametrenin

değerinin bulunabileceği aralıklar ve karşılık gelen hafıza özellikleri Tablo 1’de belirtilmiştir:

Tablo1. d Parametresinin Değerlerine Göre Bir Serinin Hafıza Özellikleri

<i>Aralık</i>	<i>Hafıza özelliği</i>
$-0.5 < d < 0$	Seri kısa hafızaya sahiptir ve kalıcı etki gözlenmemektedir
$0 < d < 0.5$	Seri uzun hafızaya sahiptir ve durağandır
$d = 0$	Seri kısa hafızaya sahiptir ve durağandır
$0.5 \leq d < 1$	Seri kovaryans durağan değildir ancak ortalamasına geri döner; sonlu etki-tepki ağırlıklarına sahiptir.
$d \geq 1$	Seri durağan değildir ve ortalamasına geri dönmemektedir.

Bir zaman serisinin hafıza özelliklerini belirleyen d parametresinin tahminlenmesi için parametrik ve yarı-parametrik yöntemler kullanılabilir. Geweke ve Porter-Hudak (bundan sonra GPH) (1983) yarı-parametrik bir yöntem; Li ve McLeod (1986) ile Fox ve Taqqu (1986) Yaklaşık En Çok Olabilirlik Yöntemi (Approximate Maximum Likelihood), Sowell (1992) Kesin En Çok Olabilirlik Yöntemi (Exact Maximum Likelihood –EML) ise parametrik yöntemlerden bazılarıdır. Bu çalışmada GPH ve EML yöntemleri kullanılarak d parametresinin değeri tahminlenmeye çalışılmıştır.

2.1 Geweke ve Porter-Hudak (GPH) Yarı-Parametrik Yöntemi

Uzun hafızanın belirlenmesinde çeşitli yarı parametrik ve parametrik yöntemler kullanılabilir. Bunlar içinde en sık kullanılanı log periodogram regresyonudur. GPH yöntemi de zaman serilerinde en çok kullanılan log periodogram regresyonudur. Yarı parametrik GPH yöntemi, Geweke ve Porter-Hudak (1983) tarafından geliştirilmiştir ve aşağıdaki spektral regresyon denkleminin EKKY ile tahminlenmesine dayanmaktadır.

Fisher Hipotezi

$$\ln[I(w_j)] = c - \delta_{GPH} \ln[4 \sin^2(w_j / 2)] + \eta_j, \quad \forall_j = 1, \dots, n \quad (5)$$

$$w_j = 2\pi j / T \quad (\forall_j = 1, \dots, T-1), \quad n = g(T) < T, \quad n = T^\lambda \quad (6)$$

w_j , T gözlemden oluşan örneklemin Fourier frekanslarını, $I(w_j)$ ise Y serisinin w_j frekansındaki periodogramını göstermektedir. $I(w_j)$ aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$I(w_j) = \frac{1}{2\pi T} \left| \sum_{t=1}^T e^{i w_j t} (X_t - \bar{X}) \right|^2 \quad (7)$$

GPH yönteminde λ oldukça önemlidir. GPH (1983)'a göre, 0.5 ve 0.6 arasındaki λ değerleri daha sağlıklı sonuçlar verecektir. d parametresinin değeri, λ 'nın değeriyle yakından ilişkili olduğundan, çok küçük ve çok büyük λ değerleri sapmalı sonuçlara neden olabilir.

GPH (1983), 5 nolu denklemden elde edilen η_j hata teriminin, sonlu bir ortalama ve varyansı olan, bağımsız ve aynı (i.i.d) bir asimtotik dağılıma sahip olduğunu göstermektedir. Geweke ve Porter-Hudak (1983), $\lim_{T \rightarrow \infty} \{g(T)\}^{-1/2} \ln\{g(T)/T\} = 0$ sağlanması koşuluyla, spektral regresyon hata teriminin varyansının $\pi^2 / 6$ olacağını belirtmektedir. Bununla birlikte, T değeri yeterince büyük seçildiğinde (100 veya daha fazla), δ_{GPH} tutarlı ve asimtotik olarak normal bir tahminci olacak ve δ_{GPH} 'nın dağılımı şöyle ifade edilebilecektir:

$$\delta_{GPH} \approx N\left(d, \frac{\pi^2}{6}\right) \quad (8)$$

GPH (1983), 5 nolu denklemin EKKY ile tahminlenmesinden elde edilen s^2 değeri kullanılarak bulunacak güven aralıklarının da kullanılabileceğini ancak $\pi^2 / 6$ kullanıldığında daha güvenilir sonuçlar vereceğini belirtmektedir. GPH, çalışmalarında her iki varyans değerini kullanıp sonuçları karşılatırmalı olarak vermiştir.

2.2 EML- Kesin En Çok Olabilirlik Yöntemi

EML, Sowell (1992) tarafından geliştirilmiş bir parametrik yöntemdir. 9 no.lu denklemde yer alan ARFIMA (p,d,q) modelindeki parametrelerin eşanlı olarak tahminlenmesine dayanmaktadır.

$$\phi(L)(1-L)^d z_t = \theta(L) \quad (9)$$

9 no.lu denklemde z_t , $t=1, \dots, T$, parçalı bütünleşmiş durağan bir Gaussgil zaman serisidir; sıfır ortalama ve Σ kovaryans matrisine sahiptir ve normal dağılım izlemektedir. Olasılık yoğunluk fonksiyonu ise aşağıdaki gibidir:

$$f(z_t, \Sigma) = (2\pi)^{-T/2} |\Sigma|^{-1/2} \exp\left(-\frac{1}{2} z_t' \Sigma^{-1} z_t\right) \quad (10)$$

Durağanlık özelliği nedeniyle, kovaryans matrisi Toeplitz yapısına sahiptir: $\Sigma = [\gamma_{i-j}]$, $i, j=1, 2, \dots, T$. ARFIMA sürecinin EML ile tahminlenebilmesi için z_t 'nin spektral yoğunluk fonksiyonu $f_z(\lambda)$, modelin parametreleri cinsinden yazılır ve γ_s otokovaryans fonksiyonu, s gecikmelerine göre şöyle ifade edilir:

$$\gamma_s = \frac{1}{2\pi} \int_0^{2\pi} f_z(\lambda) e^{i\lambda s} d\lambda \quad (11)$$

3. Parçalı Durağanlık ve Parçalı Koentegrasyon Analizi

GPH ve EML yöntemleriyle δ_{GPH} ve d parametresi elde edildikten sonra parçalı durağanlık testleri gerçekleştirilebilir. GPH ve EML yöntemlerinde izlenecek aşamalar şöyledir:

3.1 GPH Yönteminde Parçalı Durağanlık Testi

GPH yönteminde parçalı durağanlık analizi, δ_{GPH} katsayısı için hesaplanacak t-istatistiği ile gerçekleştirilmektedir. 8 nolu ifade nedeniyle t-istatistiği kullanılabilen ve kritik t değerleri, diğer birim kök testlerinin aksine, geçerli olmaktadır. Parçalı durağanlığın testinde kullanılacak hipotezler şöyledir:

$$\begin{aligned} H_0 : \delta_{GPH} &= 0 & H_0 : \delta_{GPH} &= 0 \\ H_a : \delta_{GPH} &\neq 0 & H_a : \delta_{GPH} &< 0 \end{aligned} \quad (12)$$

Fisher Hipotezi

Bu hipotezlerin testinde dikkat edilmesi gereken, birinci farkı alınmış verilerle elde edilen parçalı fark parametresi ile orjinal serilerin d parametresi arasında $d=1+\delta_{GPH}$ ilişkisinin bulunduğudur. Dolayısıyla yukarıda belirtilen hipotezler, orjinal seriler için şu hipotezlerle ifade edilebilir:

$$\begin{aligned} H_0 : d = 1 & & H_0 : d = 1 \\ H_a : d \neq 1 & & H_a : d < 1 \end{aligned} \quad (13)$$

Bu durumda sol taraftaki boş hipotezin red edilmesi, orjinal seride birim kökün olmadığına bir başka deyişle uzun hafızanın olabileceğine dair bir kanıt sunmaktadır. Sağ taraftaki boş hipotezin de red edilmesiyle, orjinal seride parçalı durağanlık olasılığı pekişmiş olur. Literatürdeki genel eğilim ise çoğunlukla sağ taraftaki hipotezin test edilmesidir. Elde edilen δ_{GPH} değerinden, d değeri hesaplanıp gerçekten parçalı durağanlığın varlığına imkan veren bir aralıkta olup olmadığına bakılması ile kesin sonuca varılabilir.

GPH (1983), bir serinin uzun hafızaya sahip olup olmadığını görsel olarak da incelenebileceğini belirtmektedir. Herhangi bir seri için log periodogram ve deterministik açıklayıcı değişkenin grafiği çizildiğinde, aralarında doğrusal bir ilişki gözlemleniyorsa, serinin uzun hafıza özelliğine sahip olduğu söylenebilmektedir.

3.2 EML Yöntemi

Bu yöntem ARFIMA modelinin tahminlenip d parametresinin değerinin belirlenmesine dayanmaktadır. Bu nedenle ilk olarak uygun bir ARFIMA modeli tanımlanır. Elde edilen \hat{d} tahmincisi kullanılarak parçalı durağanlık ve uzun hafıza özelliği aşağıdaki hipotezlerle test edilebilir:

$$\begin{aligned} H_0 : d = 0 & & H_0 : d = 1 \\ H_a : d \neq 0 & & H_a : d < 1 \end{aligned} \quad (14)$$

EML yönteminde de, geleneksel t istatistikleri ve kritik değerleri kullanılabilir. Soldaki ve sağdaki boş hipotezlerin red edilmesi, serinin uzun hafıza göstermesi yani parçalı durağanlığa sahip olması yönünde bir eğilime işaret etmektedir. Tahmin edilen \hat{d} değerinin bulunduğu aralığa göre, hipotez testlerinin sonuçları birleştirilerek parçalı durağanlık ile ilgili bir sonuca ulaşılabilir.

3.3 Parçalı Koentegrasyon Analizi

Parçalı durağanlık analizleri 1980'den itibaren yapılmaya başlansa da parçalı koentegrasyon ilk olarak 1986'da Granger tarafından geliştirilmiştir. Ancak pratik anlamda kullanımı son zamanlarda yaygınlaşmaya başlamıştır. Koentegrasyon analizinde amaç, değişkenler arasında uzun dönemde bir ilişkinin olup olmadığının ortaya konulmasıdır. Tek denklem yaklaşımlarında, hata teriminin durağan olması, bu uzun dönem ilişkinin varlığını göstermektedir. Ancak geleneksel koentegrasyon testlerinde, hata teriminin entegrasyon düzeyi 0 veya 1 şeklinde bir tamsayı ile kısıtlanmıştır. Granger (1986), özellikle ekonomik değişkenlerin ve aralarındaki uzun dönem ilişkilerinin parçalı entegrasyona sahip olabileceğini belirtmektedir. Bu durumda, kısa dönemde ciddi bir kalıcı etki gösteren hata terimleri aslında, uzun hafıza özelliğini taşıyan ve ortalamalarına geri dönen seriler olabilir. Standart koentegrasyon analizlerindeki keskin birim kök vardır/yoktur hipotezleri yerine, hata teriminin uzun hafızaya sahip olabileceğini içeren koentegrasyon testleri daha doğru sonuçlar verebilecektir (Cheung ve Lai, 1993;104).

Parçalı koentegrasyon analizlerinde Cheung ve Lai (1993) GPH yöntemini; Robinson (1994) LM testini, Dueker ve Stratz (1994) En Çok Olabilirlik Yöntemini kullanmışlardır. Yakın zamandaki çalışmalarda da bu yöntemler uygulanmaktadır.

GPH yönteminin kullanıldığı koentegrasyon testlerinde de, parçalı durağanlık analizindeki gibi aşağıdaki hipotezler kullanılmaktadır. Parçalı koentegrasyon testinde kullanılan hipotezler aşağıdaki gibidir:

$$\begin{aligned} H_0 : \delta_{GPH} &= 0 & H_0 : \delta_{GPH} &= 0 \\ H_a : \delta_{GPH} &\neq 0 & H_a : \delta_{GPH} &< 0 \end{aligned} \quad (15)$$

Parçalı durağanlık testinde olduğu gibi, burada da boş hipotezin red edilmesi parçalı durağanlığın olduğunu; red edilememesi ise hata teriminin birim kök içerdiğini yani iki seri arasında koentegrasyonun olmadığını göstermektedir. Literatürdeki genel eğilim, sağdaki hipotezin ağırlıklı olarak kullanılmasıdır. Hata terimlerinin değerleri doğrudan gözlemlenemediğinden ve bunun yerine koentegrasyon regresyonundaki hata teriminin varyansı minimize edilerek elde edildiklerinden, standart kritik t değerleri, hipotez testlerinde koentegrasyonun varlığı lehine sapmalı olacaktır. Bu durumdan kaçınmak için Monte Carlo

Fisher Hipotezi

simulasyonu ile kritik deęerler oluşturulmuştur. Cheung ve Lai (1993), 76 adet gözlem için kritik deęerler geliştirmiştir. Ancak bu kısıtlı gözlem sayısı nedeniyle daha sonra Sephton (2002) tarafından Monte Carlo simulasyonu ile 50, 75, 100, 125, 150 ve 200 gözlem ile 0.40, 0.45, 0.50, 0.55 ve 0.60 λ deęerlerine karşılık gelen % 2.5, % 5 ve % 10 anlamlılık düzeyinde kritik deęerler türetilmiştir.

Parçalı koentegrasyon testinin yapılması için öncesinde parçalı durağanlık testi yapılması şart değildir. Literatürdeki genel eğilim her iki testin de uygulanması olsa da bazı çalışmalar (Masih ve Masih (1998)), yalnızca geleneksel birim kök tesleri ile parçalı koentegrasyon analizine geçmektedir.

4. Ampirik Bulgular

Türkiye için Fisher hipotezinin tutarlılığının test edilmesinde üç aylık vadeli mevduat faiz oranları, TÜFE (1995 = 100) ve TEFE (2000 = 100) verileri kullanılmıştır². Veriler IMF'in IFS (International Financial Statistics) veri tabanından alınmıştır. Literatürde, bu tür çalışmalarda daha doğru sonuçlar vermesi açısından risk içermeyen faiz oranları tercih edilmekte ve bu nedenle genellikle hazine bonusu faiz oranları kullanılmaktadır. Bu çalışmada ise, Türkiye için hazine bonusu oranları serilerinin ele alınan dönemde kesikli olması, dolayısıyla mümkün olan en uzun dönemi kapsamı ve 1994 yılından itibaren mevduatlara getirilen yüzde 100 güvence nedeniyle risk içermemesi nedeniyle üç aylık vadeli mevduat faiz oranları kullanılmıştır³. Çalışma, verilerin sürekliliği göz önüne alınarak TÜFE'nin temel alındığı kısımda 1978:04-2003:04; TEFE'nin temel alındığı kısımda ise 1984:04:2003:04 dönemlerini kapsamaktadır.

² TÜFE ve TEFE'ne dayalı enflasyon oranları, ilgili serilerin logaritmik farkları alınarak elde edilmiştir. Literatürdeki genel eğilim, TÜFE'ye dayalı enflasyon oranlarının kullanılmasıdır (Bknz. örneğin Engsted (1995), Berument (1999), Koustas ve Serletis (1999), Berument ve Jelassi (2002), Ghazali ve Ramlee (2003)). Ancak üretimde kullanılan girdileri kapsamı, faiz oranının da üretimle yakın ilişkisi nedeniyle, Fisher hipotezinde öngörülen ilişkiyi daha net ortaya koyabileceği düşüncesiyle çalışmaya TEFE'ye dayalı enflasyon oranı da dahil edilmiştir (Kesriyeli (1994) çalışmasında TEFE'ye dayalı enflasyon oranını kullanmıştır).

³ 1 Ocak 2001'den itibaren mevduatların yalnızca 50 milyar TL'lık kısmı yüzde 100 güvence kapsamında bırakılmıştır.

Serilere ilk olarak ADF birim kök testi uygulanmıştır. Testler, serilerde sabit terim ve deterministik trend olduğu varsayımı altında yapılmıştır. Sonuçlar Tablo 2’de verilmektedir. Birim kökün varlığını gösteren boş hipotez her serinin düzeyinde reddedilemezken birinci farkları için reddedilmektedir. Seriler birinci dereceden durağandır⁴.

Tablo 2. Birim Kök Testi

<i>Seri</i>	<i>Düzye</i>	<i>Birinci fark</i>
	ADF istatistiği	ADF istatistiği
INFTUFE	-2.8036 (2) (-3.4566)	-3.5188* (8) (-3.4602)
INFTEFE	-2.3360 (5)	-5.25185* (4)
R	-2.7147 (0) (-3.4566)	-6.6602*(4) (-3.4602)

Not: INFTUFE, INFTEFE, sırasıyla TÜFE’ye ve TEFE’ye bağlı enflasyon oranı serilerini; R ise faiz oranı serisini temsil etmektedir. ADF testinde, sabit terim ve trend içeren model kullanılmıştır. Test istatistiklerinin sağındaki parantezde belirtilen gecikme uzunlukları AIC dikkate alınarak belirlenmiştir. Altta parantezde ise % 5 anlamlılık düzeyindeki kritik değerler (MacKinnon,1991) yer almaktadır.

Birinci farklarının durağan olduğu belirlenen serilerin aslında uzun hafızaya sahip olma ihtimalleri de vardır. Uzun hafıza, geleneksel birim kök testlerinde, birim kök bulunması lehine bir sapma yaratmaktadır. Bu nedenle serilere parçalı durağanlık testlerinin de uygulanmasında yarar vardır. ARFIMA sürecini dikkate alan yarı-parametrik GPH yöntemi ve parametrik EML yöntemi ile, serilerin uzun hafızaya sahip olup olmadıkları test edilmiştir. Sonuçlar Tablo 3 ve Tablo 4’te yer almaktadır⁵.

⁴ R serisine, hem 1978:04-2003:04 hem de 1984:04-2003:04 dönemleri için birim kök testi uygulanmıştır; her ikisi de aynı sonucu vermiştir. Tabloda belirtilen sonuçlar 1978:04-2003:04 dönemine aittir; diğer döneme ait sonuçlar da istek üzerine temin edilebilecektir.

⁵ R serisine, hem 1978:04-2003:04 hem de 1984:04-2003:04 dönemleri için parçalı durağanlık testleri uygulanmıştır; tabloda belirtilen sonuçlar 1978:04-2003:04 dönemine aittir.1984:04-2003:04 dönemi için yapılan GPH testine göre R serisinde birim kökün varlığı; EML testine göre ise parçalı durağanlığın varlığı sonucu elde edilmiştir. Bu döneme ait sonuçlar da istek üzerine temin edilebilecektir.

Fisher Hipotezi

Tablo 3. GPH Parçalı Durağanlık Analizi

λ	INFTEFE		<i>t</i> istatistikleri		INFTEFE		<i>t</i> istatistikleri		R		<i>t</i> istatistikleri	
	δ_{GPH}	d	$t_d \neq 0$	$t_d < 0$	δ_{GPH}	d	$t_d \neq 0$	$t_d < 0$	δ_{GPH}	d	$t_d \neq 0$	$t_d < 0$
0.40	-0.6159	0.3841	-1.419	-1.419	-0.3090	0.6910	-0.610	-0.610	-0.2226	0.7773	-0.579	-0.579
0.45	-0.9031	0.0969	-2.353*	-2.353*	-0.3394	0.6606	-0.780	-0.780	-0.2482	0.7518	-1.393	-1.393
0.50	-0.9762	0.0238	-3.079*	-3.079*	-0.4053	5947	-1.166	-1.166	-1.4451	-0.4451	-5.274*	-5.274*
0.55	-0.6887	0.3113	-3.446*	-3.446*	-0.3464	6536	-1.174	-1.174	-1.6424	-0.6424	-6.731*	-6.731*
0.60	-0.9768	0.0232	-4.397*	-4.397*	-0.3490	0.6510	-1.417	-1.417	-1.9308	-0.9308	-9.064*	-9.064*

Not: 1) δ_{GPH} , 5 nolu denklemden elde edilen katsayıdır. $d=1+\delta_{GPH}$ eşitliğinden hesaplanmıştır.

2) *t* istatistikleri, hata teriminin varyansının $\pi^2/6$ olduğu göz önüne alınarak hesaplanmıştır.

3) * işareti, % 5 düzeyinde anlamlı olan *t* değerlerini işaret etmektedir (standart kritik *t* değerleri kullanılmıştır); uzun hafızanın varlığını gösterir.

GPH (1983), en uygun λ değerlerinin 0.5 ve 0.60 arasında olacağını belirtmiştir; ancak yapılan uygulamalarda yalnızca 0.5'in alınması veya 0.40 ve 0.60 arasındaki değerlerin alınması genel eğilimdir. Tüm olasılıkların değerlendirilmesi için bu çalışmada 0.40 ve 0.60 arasındaki tüm λ değerleri için ayrı ayrı δ_{GPH} değeri tahmin edilmiştir. Tablo 3'teki sonuçlara göre, λ 'nın değeri 0.40 olduğunda, δ_{GPH} için test edilen hipotezler hiçbir seri için; 0.45 değerini aldığı anda ise INFTEFE ve R serileri için red edilememektedir. Hipotezlerin red edilememesi, serilerin uzun hafıza özelliğine sahip olmadıklarını yani birim kök içerebileceklerini

göstermektedir. Kısacası, seriler parçalı durağan değil fark durağandır. λ , 0.50, 0.55 ve 0.60 değerlerini aldığı anda, INFTUFE ve R serileri için uzun hafıza olduğu; INFTEFE serisinde ise birim kök olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

0.50, 0.55 ve 0.60 λ değerlerinin kullanıldığı GPH testi sonucunda, INFTUFE serisinin uzun hafızaya sahip olması, Erilat (2002)'in enflasyon serisi ile ilgili bulgularıyla da örtüşmektedir. Erilat (2002)'in da belirttiği gibi, enflasyon serisinin uzun hafızaya sahip olması, politika yapıcılar tarafından oldukça önemlidir: Enflasyon serisi, ortalamasına geri dönen, durağan bir seridir, ancak uzun dönemler boyunca uygulanan politikalara cevap vermemiş, atalet içinde olmuştur. Bu nedenle Türkiye'de sabırla ve kararlılıkla uygulanacak enflasyon politikaları başarılı olabilecektir.

Parçalı durağanlığın test edilmesinde kullanılan bir diğer yöntem olan EML'un sonuçları ise Tablo 4'te yer almaktadır. Bu yöntem için tahminlenecek ARFIMA(p,d,q) modelinin belirlenmesi için öncelikle birinci dereceden fark alınmış serilerle ARIMA modeli tahminlenip p ve q değerleri belirlenmiştir. AIC'ya göre, tüm seriler için ARIMA(1,1,1)'nin en uygun model olduğu görülmüştür. d parametresi, PC Give 10 (GiveWin 2.02 Ox Version 3.0) kullanılarak hesaplanmıştır.

Tablo 4. ARFIMA (1,d,1) Modeli İçin EML Yöntemi Sonuçları

Seri	d	t istatistikleri		AR parametresi (ϕ_1)	MA parametresi (θ_1)
		$t_d \neq 0$	$t_d < 1$		
INFTUFE	0.370973	2.63*	-9.73*	-0.789426	-0.816431
INFTEFE	0.126721	0.886	-6.107*	-0.319719	0.641093
R	-0.522610	-2.05*	-5.978*	-0.127917	0.415348

Not: 1) $t_d \neq 0$ ve $t_d < 1$ sırasıyla $t_d = 0$ ve $t_d = 1$ boş hipotezlerine karşılık gelen alternatif hipotezleri göstermektedir. Bu kolonlarda ilgili t istatistikleri yer almaktadır.

2) * ile gösterilen t değerleri, % 5 anlamlılık seviyesinde boş hipotezin red edildiğini göstermektedir; uzun hafızayı belirtir.

EML yöntemine göre seriler uzun hafıza özelliğine sahip görünmektedirler. Elde edilen sonuçlar, INFTUFE ve R serileri için, GPH yönteminde λ 'nın 0.50, 0.55 ve 0.60 alındığı sonuçlarla örtüşmektedir. INFTEFE serisi için, elde edilen d parametresi ise istatistiki olarak anlamlı değildir; ancak d parametresinin 1'den

Fisher Hipotezi

küçük olup olmadığının sınıandığı hipotez red edilmekte; d'nin birden küçük olduğu görülmektedir. λ 'nın diğer değerleri ile elde edilen bulgularla ise örtüşmemektedir. ADF birim kök testi sonucunda ise serilerin fark durağan oldukları belirlendiğinden durağanlık testlerinin birbirleri ile tutarlı sonuçlar vermediği görülmektedir. Benzer biçimde, farklı koentegrasyon testlerinin de farklı sonuçlar verebileceği şüphesiyle, Fisher hipotezinin test edilmesinde hem iki aşamalı Engle-Granger yöntemi hem de GPH yönteminin kullanıldığı koentegrasyon testi uygulanmıştır.

ADF birim kök testine göre birinci farkları durağan olan enflasyon ve faiz oranı serileri arasında uzun dönemli bir ilişki olup olmadığının belirlenmesi için iki aşamalı Engle-Granger koentegrasyon testi uygulanmıştır. Bu test, Fama (1975), Mishkin (1992) ve Ghazali ve Ramlee (2003)'yi takiben aşağıdaki 16 nolu denklemin EKKY ile tahminlenmesinden elde edilen hata terimlerinin durağanlığının test edilmesi üzerinde kurulmuştur.

$$INF_t = \beta_0 + \beta_1 R_t + \varepsilon_t \quad (16)$$

Elde edilen sonuçlar Tablo 5'te yer almaktadır. Test sonuçlarına göre, TÜFE'ye bağlı enflasyon oranı serilerinin kullanıldığı modelde enflasyon ve faiz oranı arasında uzun dönemli bir denge ilişkisi bulunamazken, TEFE'ye bağlı enflasyon oranı serilerinin kullanıldığı modelde Fisher hipotezinin varlığı yönünde kanıt elde edilmiştir.

Tablo 5. Engle-Granger Koentegrasyon Testi

<i>Seri</i>	ADF istatistiği
$e_{TÜFE}$	-2.0394 (3) (-3.4075)
e_{TEFE}	-6.9991* (0) (-3.4200)

Not: Kullanılan model sabit terim içermektedir. Test istatistiğinin sağındaki parantezde AIC'ya göre belirlenen gecikme uzunluğu bulunmaktadır. Alttaki parantezde % 5 anlamlılık düzeyindeki kritik değerler yer almaktadır (Mac Kinnon, 1991).

Sephton (2002), geleneksel koentegrasyon testlerinin, a priori olarak varolduğu düşünülen ilişkiyi gözden kaçırabileceğini; parçalı koentegrasyon testleri

ile bu ilişkinin daha net ortaya konulabileceğini belirtmektedir. Geleneksel koentegrasyon testleri, hata teriminin ya I(0) ya da I(1) olmasına göre uzun dönem ilişkisi konusunda bilgi vermektedir. Ancak hata teriminin entegrasyon düzeyinin 0 ve 1 şeklinde tamsayı ile kısıtlanması, koentegrasyon testinin sapmalı sonuç vermesine neden olabilir. Bu nedenle, Fisher hipotezinin geçerliliği, entegrasyon düzeyinin herhangi bir rasyonel sayı olabileceğini dikkate alan parçalı koentegrasyon testi ile de sınanmıştır. GPH yönteminin uygulanmasında, Engle-Granger koentegrasyon analizinde durağanlığı test edilen hata terimlerinin birinci farkları kullanılmıştır. Parçalı durağanlık analizinde olduğu gibi 0.40 ve 0.60 arasındaki tüm λ değerleri için 5 nolu denklem tahminlenmiştir. Sonuçlar Tablo 6'da yer almaktadır.

Tablo 6. GPH Parçalı Koentegrasyon Analizi

λ	e_{TUFE}		t istatistikleri	e_{TEFE}		t istatistikleri
	δ_{GPH}	d	$H_0 : t_{\delta_{GPH}} = 0$ $H_A : t_{\delta_{GPH}} < 0$	δ_{GPH}	d	$H_0 : t_{\delta_{GPH}} = 0$ $H_A : t_{\delta_{GPH}} < 0$
0.40	-0.5997	0.4003	-1.3815	-1.5689	-0.5689	-3.0970*
0.45	-0.7642	0.2358	-1.9914	-1.6604	-0.6604	-3.8162*
0.50	-0.6388	0.3612	-2.0149*	-1.3766	-0.3766	-3.9620*
0.55	-0.6006	0.3994	-2.3263*	-1.2793	-0.2793	-4.3352*
0.60	-0.6357	0.3463	-2.8617*	-1.2145	-0.2145	-4.9299*

Not: 1) δ_{GPH} , 5 nolu denklemde elde edilen katsayıdır. $d=1+\delta_{GPH}$ eşitliğinden hesaplanmıştır.

2) t istatistikleri, hata teriminin varyansının $\pi^2/6$ olduğu göz önüne alınarak hesaplanmıştır.

3) *, Sephton (2002)'de verilen kritik değerlere göre, % 5 düzeyde boş hipotezin reddedildiği durumu göstermektedir.

Fisher Hipotezi

Tablo 6'da, $e_{TUF E}$ serisinin, λ 'nın 0.40 ve 0.45 deęerleri aldıęında, uzun hafızaya sahip olmadığı yani birim kök içerdiği görölmektedir. Birim kökün varlığı, uzun dönemde enflasyon ve faiz oranı arasında bir denge ilişkisinin yani Fisher hipotezinin için geçerli olmadığını göstermektedir. Bu, Engle-Granger yöntemi ile elde edilen sonuçla uyumludur. λ , 0.50, 0.55 ve 0.60 deęerlerini aldıęında ise, $e_{TUF E}$ serisinin uzun hafızaya sahip olduęu görölmektedir. Bir başka ifadeyle, enflasyon ve faiz oranı arasında parçalı koentegrasyon ilişkisi bulunmaktadır. İki seri uzun dönemde birlikte hareket etmektedirler, bu da Fisher hipotezinin varlığına yönelik bir kanıttır. GPH(1983)'ın λ 'nın 0.50 ve 0.60 arasındaki deęerlerde seçilmesinin daha sağlıklı sonuçlar vereceęi önerisi dikkate alındıęında, Türkiye'de incelenen dönemde Fisher hipotezinin geçerli olduęu söylenebilir. Fisher hipotezinin test edilmesinde kullanılan model bağlamında, nominal faiz oranlarındaki deęişmelerin, enflasyonla ilgili bekleyişleri etkiledięi ve faiz oranlarındaki deęişimlere bakılarak gelecekteki enflasyona ilişkin tahminlerin yapılabileceęi, parçalı koentegrasyonun varlığı ile ortaya konulabilmektedir.

Tablo 6'nın ikinci kısmında yer alan e_{TEFE} serisi için elde edilen parçalı koentegrasyon sonuçlarına göre, seçilen her λ deęerinde parçalı koentegrasyonun varlığı gözlemlenmektedir⁶. Elde edilen sonuç, Engle-Granger yöntemi ile ulaşılan sonucu desteklemektedir. Türkiye'de ele alınan dönemde, faiz oranı ve enflasyon oranı arasında bir denge ilişkisi bulunmaktadır; faiz oranlarındaki deęişimler, TEFE'ye dayalı enflasyon oranının gelecek deęeriyle ilgili bir gösterge nitelięini taşımaktadır.

5. Sonuç

Uzun dönemde enflasyon ve faiz oranları arasında aynı yönde bir ilişki olduęunu belirten Fisher hipotezinin geçerlilięi bir çok araştırmaya konu olmuştur. Böyle bir ilişkinin varlığının ampirik olarak kanıtlanması, ilgili ülkede ekonomi

⁶ Daha önce yapılan Engle-Granger koentegrasyon testine göre, TEFE'ye baęlı enflasyon oranının kullanıldığı modelde, koentegrasyonun varlığı ortaya konulmuştur. Bu durumda parçalı koentegrasyonun varlığının ayrıca araştırılması gerekli deęildir ancak elde edilen sonucun desteklenmesi açısından Tablo 6'da e_{TEFE} 'ye baęlı sonuçlara da yer verilmiştir.

politikalarının sonuçlarının daha net öngörülebilmesini sağlayacaktır. Özellikle enflasyon konusunda problemlili olan ülkelerde, izlenecek politikaların işleyiş mekanizması daha açık ortaya konulabilecektir. Bu nedenle Fisher hipotezi popülerliğini korumaktadır.

Bu çalışmada, aynı konunun açıklanmasında kullanılan farklı ekonometrik yöntemlerin tutarlı sonuçlar vermeyebileceği şüphesiyle, Fama (1975) ve Mishkin (1992) tarafından kullanılan model bağlamında Fisher hipotezi hem geleneksel (Engle-Granger) hem de yeni yöntemlerle (parçalı koentegrasyon) sınanmıştır. Bununla birlikte, TÜFE'ye dayalı enflasyon oranının yanısıra üretim sürecindeki faiz-fiyat ilişkilerini daha iyi yansıtaacağı düşünülen TEFE'ye dayalı enflasyon oranı da Fisher hipotezinin test edilmesinde ayrı ayrı kullanılmıştır. Elde edilen sonuçlar tutarlı değildir; Engle-Granger yöntemine göre TÜFE'ye dayalı enflasyon oranının kullanıldığı modelde Fisher hipotezi red edilirken, parçalı koentegrasyon analiziyle geçerli olduğu görülmüştür. TEFE'ye dayalı enflasyon oranının kullanıldığı modelde ise hem Engle-Granger geleneksel koentegrasyon analizi hem de parçalı koentegrasyon analizinde Fisher hipotezinin varlığı ortaya konmuştur.

Türkiye gibi fiyat istikrarını hedefleyen bir ülkede, merkez bankasının para arzı ve nominal faiz oranını araç olarak kullanarak enflasyon hedefi üzerinde uzun dönemde etkili olabileceği, parçalı koentegrasyon testi ile ortaya konulmuştur. Dikkat edilmesi gereken bir nokta, parçalı koentegrasyon analizinin aynı zamanda uzun hafızayı göstermesidir. Özellikle TÜFE bazlı enflasyon oranı dikkate alındığında, Türkiye'de faiz oranları ile enflasyon arasındaki etkileşim ve aralarındaki denge ilişkisinin oldukça uzun zaman dilimlerinde olduğu görülmektedir. Bir başka ifadeyle, herhangi bir şok nedeniyle faiz oranı ve enflasyon, denge düzeylerinden sapabilmekte ancak uzun bir dönemden sonra bu iki değişken arasındaki denge ilişkisi tekrar kurulabilmektedir. Bu nedenle, herhangi bir dış faktör nedeniyle, enflasyon oranının hedeflenen değerinden sapmalar görüldüğünde, uygulanan politika değiştirilmemeli, sabırla ve kararlılıkla sürdürülmelidir. Ancak TEFE bazlı enflasyon oranı dikkate alındığında, faiz oranı ve enflasyon oranı arasındaki ilişkinin, bir şok sonrasında bile daha çabuk olduğu gözlemlenmiştir. TEFE'nin içerdiği mal grupları, üretim bakımından daha büyük önem taşımaktadır; benzer biçimde faiz oranı da üreticilerin yatırım ve dolayısıyla üretim kararlarını etkilemektedir. Bu durumda, faiz oranı ve TEFE'ye bağlı enflasyon oranı etkileşiminin, faiz oranı ve TÜFE bazlı enflasyon oranının etkileşiminden daha çabuk kurulması doğaldır. Çalışmada, geleneksel

Fisher Hipotezi

koentegrasyon testleri ile Fisher hipotezinin TÜFE'ye dayalı enflasyon oranının kullanıldığı modelde bulunamaması, ancak TEFEE'ye dayalı enflasyon oranının kullanıldığı modelde bulunabilmesi bu açıklama ile netleşmektedir.

Çalışmada kullanılan serilerin yapısal kırılma göstermiş olma ihtimalleri de bulunmaktadır. Bu nedenle aynı çalışmanın yapısal kırılmayı dikkate alan yöntemlerle pekiştirilmesi daha güvenilir sonuçlar elde edilmesini sağlayabilecektir.

ABSTRACT

Fisher hypothesis, suggests that in long run when the real rate of interest is assumed to be constant, there is a positive relationship between nominal interest rates and inflation. In econometric sense, this hypothesis indicates a cointegration between nominal interest rates and inflation. There are many studies in the literature testing the Fisher hypothesis, since it includes both policy tools and targets. This study aims to test the Fisher hypothesis for Turkey and it differs from the similar studies in the way that it employs fractional integration and cointegration tests as well as the traditional tests (Engle-Granger). The results are contradicting; Engle-Granger cointegration test rejects the hypothesis but fractional cointegration analysis confirms the hypothesis. This may be a useful information for the policy makers to be patient about the inflation targeting policy; since there is an evidence of long memory in the long-run equilibrium relation between inflation and nominal interest rates, fluctuations around the target will correct themselves but in longer periods than expected.

KAYNAKÇA

- BERUMENT, H. ve M. JELASSI (2002), "The Fisher Hypothesis: A Multi-Country Analysis." *Applied Economics*, 34, 1645-1655.
- BOUDOUGH, J. ve M. RICHARDSON (1993), "Stock Returns and Inflation: A Long Horizon Perspective", *American Economic Review*, 83, 1346-55.
- CHEUNG Y. ve K. LAI (1993), "A Fractional Cointegration Analysis of Purchasing Power Parity", *Journal of Business and Economic Statistics*, 11, 103-112.

- Purchasing Power Parity”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 11, 103-112.
- DICKEY, D.A. ve W.A. FULLER (1981), “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a Unit Root”, *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- DUEKER, Michael ve RICHARD, Stratz (1994), “Maximum-Likelihood Estimation of Fractional Cointegration with an Application to U.S. and Canadian Bond Rates”, *Federal Reserve Bank of St. Louis*, Working Paper 1994-027C.
- ENGLE, R. ve C.W.J. GRANGER (1987), “Cointegration and Error – Correction: Representation, Estimation and Testing”, *Econometrica*, 55, 251-276.
- 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.
- ERLAT, Haluk (2002), “Long Memory in Turkish Inflation Rates”, *Inflation and Disinflation in Turkey* içinde A.Kibritçioğlu, L.Rittenberg & F.Selçuk (der.), Ashgate, 97-122.
- FAMA, E.F. (1975), “Short Term Interest Rates as Predictors of Inflation”, *American Economic Review*, 65, 269-282.
- FISHER, Irving (1930), “*The Theory of Interest*”, The Macmillan Company, New York. (<http://www.econlib.org/library/YPDBooks/Fisher/fshToI.html>)
- FOX, R. ve M.S. Taqqu (1986), “ Large-Sample Properties of Parameter Estimates for Strongly Dependent Stationary Gaussian Time Series”, *The Annals of Statistics*, 14, 517-532.
- GEWEKE J. ve S. Porter-Hudak (1983), “The Estimation and Application of Long Memory Time Series Models”, *Journal of Time Series Analysis*, 4, 221-238.
- GHAZALI, N.A. ve S. RAMLEE (2003), “A Long Memory Test of the Long-Run Fisher Effect in the G7 Countries”, *Applied Financial Economics*, 13, 763-769.

Fisher Hipotezi

- GRANGER, C. ve R.JOYEUX (1980), “An Introduction to Long-Memory Time Series Models and Fractional Differencing”, *Journal of Time Series Analysis*, 1, 15-29.
- GRANGER, C.W.J. (1986), “Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 213-238.
- HOSKING, J. (1981), “Fractional Differencing”, *Biometrika*, 68, 165-176.
- HURST, H. (1951), “Long term storage capacity of reservoirs”, *Transactions of the American Society of Civil Engineers*, 116, 770-780.
- KESRIYELI, M. (1994), “Policy Regime Changes and Testing for the Fisher and UIP Hypotheses: The Turkish Evidence”, *The Central Bank of the Republic of Turkey*, Discussion Paper No: 9411.
- KOUSTAS, Z. ve A. SERLETIS (1999), “On the Fisher Effect.” *Journal of Finance* 31, 471-83.
- LARDIC, S. ve V. MIGNON (2003), “Fractional Cointegration Between Nominal Interest Rates and Inflation: A Re-Examination of the Fisher Relationship in the G7 Countries”, *Economics Bulletin*, 3, 14, 1-10.
- LI, W.K. ve A.I. MCLEOD (1986), “Fractional Time Series Modelling”, *Biometrika*, 73, 217-221.
- MACKINNON, J. G. (1991) “Critical Values for Cointegration Tests”, *Long-Run Economic Relationships* içinde R.F. Engle and C.W.J. Granger (der.), Oxford University Press: 267-276.
- MASIH, A.M. ve R. MASIH (1998), “A Fractional Cointegration Analysis of the Long-Run Relationship Between Black and Official Foreign Exchange Rates: the case of the Brazilian cruzeiro”, *Applied Economics*, 30, 853-861.
- MISHKIN, F.S. (1992), “Is Fisher effect for real: A re-examination of the relationship between inflation and interest rates”, *Journal of Monetary Economics*, 30, 195-215.
- ROBINSON, P.M. (1994), “Efficient Tests of Non-Stationary Hypotheses”, *Journal of American Statistical Association*, 89, 338-344.

Evrin TURGUTLU

- SEPHTON, P.S. (2002), "Fractional cointegration: Monte Carlo Estimates of Critical Values With an Application", *Applied Financial Economics*, 12, 331-335.
- SOWELL, F. (1992), "Maximum Likelihood Estimation of Stationary Univariate Fractionally Integrated Time Series Models", *Journal of Econometrics*, 53, 165-188.

Fisher Hipotezi