

FISHER ETKİSİNİN TÜRKİYE VERİLERİ İLE TESTİ

THE ANALYSIS OF FISHER EFFECT USING TURKISH DATA

Muammer ŞİMŞEK

Cumhuriyet Üniversitesi, Cumhuriyet M.Y.O.

Cem KADILAR

Hacettepe Üniversitesi, İstatistik Bölümü

ÖZET:Bu çalışmada, uzun dönemli faiz oranı ile enflasyon oranı arasında bire birlik uzun dönemli bir ilişkinin mevcut olduğunu ifade eden Fisher etkisi, 1987(I)-2004(4) dönemine ilişkin Türkiye ekonomisi verileri kullanılarak test edilmektedir. Çalışmada, uygulamalı ekonometride Pesaran vd. (2001) tarafından yeni geliştirilen eşbütünleşmeye ARDL (autoregressive distributed lag) yaklaşımı kullanılmıştır. Elde edilen sonuçlar, Fisher etkisini desteklemektedir.

Anahtar Kelimeler: Faiz oranı, enflasyon, Fisher etkisi, kısıtsız hata düzeltme modeli, eşbütünleşme analizi, ARDL, sınır testi, kritik sınır değerleri.

ABSTRACT: In this study, the Fisher effect, which claims that there is one to one long-term relationship between the inflation rate and the long-term nominal interest rate, has been tested using Turkish quarterly data over the 1987(I)- 2004(4) periods. Here, ARDL bounds testing approach to cointegration newly developed by Pesaran et al. (2001) in applied econometrics is used. Results support the Fisher effect.

Keywords: Interest rate, inflation, Fisher effect, unrestricted error correction model, cointegration analysis, ARDL, bounds testing, critical value bounds.

1. Giriş

Faiz oranlarının düzeyi ile enflasyon arasındaki ilişki, iktisatta üzerinde en çok çalışılan konulardan birisidir. İlk kez Fisher tarafından ortaya konulan bu ilişki; herhangi bir dönemde nominal faiz oranlarının, yine aynı dönemdeki reel faiz oranları ile beklenen enflasyonun toplamına eşit olduğunu ileri sürmektedir. Bir başka anlatımla, uzun dönemde beklenen enflasyondaki değişimler, nominal faiz oranında eşit değişimler meydana getirmektedir. Yani, nominal faiz oranları, enflasyondaki bir artışla bire bir artmakta, ancak reel faiz oranlarını etkilememektedir. Bu olgu *Fisher etkisi* olarak isimlendirilmektedir. Enflasyon ve nominal faiz oranları arasındaki böyle bir ilişkinin nedeni, uzun dönemde reel faiz oranının enflasyon oranını etkileyen parasal dengesizliklerden etkilenmemesidir. Yani, Fisher'in hipotezine göre reel faiz oranı sabittir.

Nominal faiz oranı ile enflasyon arasındaki ilişkiyi modellemede kullanılan en eski yollardan birisi de Fisher denklemidir. Fisher denklemi; paranın büyümesi, enflasyon ve faiz oranıyla ilgili önemli bir bulguya dikkat çekmektedir. Fisher etkisi olarak bilinen bu düşünceye göre paranın büyüme oranındaki sürekli bir artış, önce nominal faiz oranlarında bir düşmeye neden olmakta, daha sonra çıktı ve enflasyon artarken faiz oranları da yavaş yavaş yükselmektedir. Uzun dönemde, faiz oranları ekonomideki paranın büyüme oranı ve enflasyonla aynı miktarda artış göstermektedir. Fisher denklemi; $i \equiv r^* + \pi$ (nominal faiz oranı = reel faiz oranı + enflasyon) bu ilişkiyi göstermektedir.

Fisher'in düşüncesi iktisat teorisinde genellikle kabul görmekle birlikte; nominal faiz oranları ile enflasyon arasında bire birlik kararlı ilişkiyi ampirik olarak elde etmede bazı güçlükler bulunmaktadır. Fisher ilişkisine göre; nominal faiz oranları, reel faiz oranı ile beklenen enflasyonun toplamından oluşmaktadır. Ancak reel faiz oranları, politikadaki değişimleri izleyerek değiştikçe, bu bağlantı mükemmel olmayabilir. Eğer ilişki varsa, kısa dönem faiz oranlarındaki hareketler, beklenen enflasyondaki dalgalanmaları yansıtacak ve böylece gelecekteki enflasyonun iyi bir göstergesi olacaktır. (Mishkin, 1992) Bu hipotez yoğun olarak testlere tabi tutulmuştur, bu testler incelenen periyot ve kullanılan tekniğin her ikisine de duyarlıdır.

Fisher hipotezini desteklemeyen ampirik çalışmalardan bazıları şunlardır: Inder and Silvapulle (1993), Koustas and Serletis (1999), Atkins and Serletis (2003). Öte yandan Atkins (1989), Garcia (1993), Mishkin and Simon (1995), Thornton (1996), Olekalns (1996) ve Hawtrey (1997) çalışmalarında Fisher etkisini destekleyen sonuçlar elde etmişlerdir. Bonham (1991), Mishkin (1992) ve Wallace and Warner (1993) 'ın çalışmalarında enflasyon ve faiz oranları stokastik trende sahip olduğunda Fisher etkisi için güçlü bir bulgu olduğunu belirtmişlerdir. Junttila (2001), yaygın olarak kullanılan modele dış (foreign) nominal faiz oranı ile döviz kurunu ekleyerek kullandığı modeli ile Fisher etkisini test etmiştir. Analizden elde edilen sonuçlar uzun dönemli pozitif bir ilişkinin bulunduğunu göstermiştir. Ayrıca Fisher etkisini; Berument and Jelassi (2002), 26 ülkeyi kapsayan panel data çalışması için test etmiştir. Sonuçlar, yine Fisher etkisini desteklemiştir. Granville and Mallick (2004) ise, İngiltere'nin yüz yıllık bir dönemine ilişkin verilerle Fisher etkisini test etmişlerdir. Sonuçlar Fisher hipotezini desteklemektedir. Panopoulou (2005), 14 OECD ülke için yaptığı çalışmada uzun dönemli Fisher etkisini destekleyen bulgular elde etmiştir.

Bu çalışmada Fisher etkisi, Türkiye Ekonomisi'nin 1987(I)-2004(IV) dönemine ilişkin mevsimlik verileri ile test edilmektedir. Çalışmanın planı şöyle tasarlanmıştır: İzleyen kısımda, çalışmada kullanılan ekonometrik yöntem kısaca özetlenerek veriler değerlendirilmekte ve Fisher etkisi test edilmektedir. Sonra da ampirik analizin sonuçları verilmektedir. Üçüncü kısımda, çalışma özetlenmekte ve sonuçlandırılmaktadır.

2. Yöntem ve Veriler

Bu çalışmada ele alınan modelin tahmininde kullanılan ekonometri tekniğinin seçimi, bu çalışmanın karşı karşıya olduğu bazı özellikler nedeniyle önem taşımaktadır. İlk olarak ADF (Augmented Dickey-Fuller) test sonuçları, modeldeki değişkenlerden üçünün $I(0)$, diğerlerinin $I(1)$ olduğunu göstermektedir. Model, $I(0)$ ve $I(1)$ değişkenlerden oluştuğu için klasikleşmiş tahmin yöntemleri bu çalışmadaki modelin tahmini için uygun değildir. İkinci olarak, reel döviz kuru ile onu etkilemesi muhtemel faktörler arasında bir ilişki bulunup bulunmadığını ortaya koymak için, düzey ilişkilerini ifade eden bireysel değişkenlerin katsayılarından geçerli yorumlar yapılması gerekmektedir.

Yukarıda belirtilen ilk sorunun çözümü için, Pesaran *vd.* (2001) tarafından geliştirilen düzey ilişkilerinin analizine yönelik sınır testi yaklaşımı kullanılmaktadır. Bu yaklaşımda, değişkenlerin; $I(0)$, $I(1)$ veya karşılıklı olarak

eşbütünsel olmalarına bakmadan değişkenlerin düzey değerleri arasında bir eşbütünsellik ilişkisinin mevcut olup olmadığını test etmek mümkündür.

Pesaran *vd.* (2001:1-22) in yaklaşımı; eşbütünleşme analizinde yakın zamana kadar uygulanan, Engle ve Granger'in (1987:251-276) artıkların analizine dayalı olan iki aşamalı yöntemi ile Johansen'in (1988:231-254) en çok olabilirlik indirgenmiş rank yönteminden farklıdır. Bahsedilen son iki yöntemde de, modeldeki bütün bağımsız değişkenlerin $I(1)$ olup olmadığı bir ön test ile belirlenmektedir. Çünkü, bir modelde $I(0)$ ve $I(1)$ değişkenlerinin her ikisinin de birlikte bulunması halinde, yukarıda belirtilen klasik eşbütünleşme testlerine dayalı olarak yapılan istatistiksel yorumlar geçerli olmamaktadır. Örneğin Harris (1995) bir modelde durağan, yani $I(0)$ değişkenler mevcut olduğu zaman, bu $I(0)$ değişkenlerin modeldeki diğer değişkenlerle sahte ilişkiler oluşturabileceğini, bu nedenle Johansen yöntemindeki iz (trace) ve maksimum öz değer testleri ile yorum yapmanın zor olacağını belirtmektedir. Rahbek ve Mosconi (1999:76-91) de, Johansen yöntemindeki iz istatistiklerinin asimptotik dağılımında, hangi $I(0)$ açıklayıcı değişkenlerin sorun çıkaran parametreleri üretebileceğini göstermiştir.

Kremers *vd.* (1992: 325-348) sınırlı bir döneme ilişkin verileri kapsayan analizde, $I(1)$ olan değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olmayabileceğini belirtmektedir. Yine, Mah (2000:243) de hata düzeltme modelinin (HDM); Johansen (1988:231-254) ile Johansen ve Juselius (1990:169-210) yöntemlerinin, sınırlı bir döneme dayalı verilerle yapılan çalışmalar için güvenilir olmadığını belirtmektedir.

İkinci sorunun çözümü için, durağan olmayan değişkenlerin modelde bulunması durumunda geçerli bir düzey ilişkisi için tahmin edilen katsayıların normal olmayan standart hataları düzelteren bir yaklaşıma ihtiyaç olmaktadır. Bu nedenle burada, Fisher etkisinin varlığının test edilmesinde geçerli asimptotik t -istatistiklerini tahmin etmek için, eşbütünleşmeye ARDL sınır testi yaklaşımı (Pesaran *vd.* 2001:1-22) kullanılmaktadır.

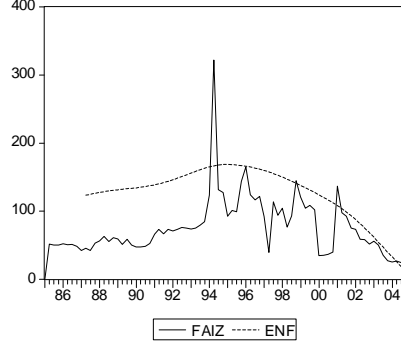
Bu konudaki çalışmalarda; düzey değerlerin veya ilk fark değerlerin yer aldığı tek denklemliler veya ilk fark değerlerin yer aldığı VAR (vector autoregressive) modellerinin tahminine dayanan bir ekonometrik metodoloji kullanılmaktadır. Bu çalışmada Fisher hipotezi'nin testinde aşağıdaki tek denklemliler model kullanılmaktadır.

$$R_t = \gamma_0 + \gamma_1 \pi_t + \eta_t \quad (1)$$

Burada; R_t , nominal faiz oranını; π_t , GSYİH deflatorüne dayalı enflasyon oranını ve η_t de hata terimini göstermektedir. Merkez Bankası kaynaklarından alınan faiz oranları, hazinenin iç borçlanmadaki nominal faiz oranlarının satış tutarları ile ağırlıklandırılarak elde edilmiştir. Enflasyon serisi, DİE kaynaklarından alınan GSYİH deflatörü serisinden hesaplanmıştır.¹ Yapılan incelemede verilerde mevsimsellik etkisinin bulunmadığı görülmüştür. Analizde Türkiye Ekonomisi'nin 1987(I)-2004(IV) dönemine ilişkin mevsimsel verileri kullanılmıştır.

¹ Enflasyon serisi; $Enf = (\pi_t - \pi_{t-1}) / \pi_{t-1}$ den hesaplanmıştır. π_t ; GSYİH deflatörü serisidir.

Şekil 1 de Türkiye'deki faiz oranları ile enflasyon serilerinin 1987(1)-2004(4) dönemine ilişkin hareketi yer almaktadır.²



Şekil 1. Nominal Faiz Oranları ve Enflasyon Oranları

2.1. Birim Kök Testleri

Pesaran vd. (2001)'in geliştirdiği yaklaşım, $I(0)$ ve $I(1)$ değişkenlerinin her ikisinin de modelde yer almasına ve bunlar arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığını test etmeye imkan sağlamaktadır. Ancak, bizim bağımlı değişken R_t $I(0)$ serisi bağımsız değişkenlerin de $I(2)$ ve daha yüksek bütünleşme derecesine sahip olmaması gerekmektedir. Değişkenlerin $I(1)$ den daha yüksek bütünleşme derecesine sahip olmadığından emin olmak ve değişkenlerin zaman serilerine ilişkin özelliklerini belirlemek için, modeldeki serilerin birim kök testleri yapılmıştır.

Tablo 1. Serilerin ADF Birim Kök Testleri

Değişkenler	ADF Değerleri	
	Düzye	Birinci fark
R_t	(k=1) -3.17**	(k=1) -7.912*
π	(k=3) -1.93	(k=2) -11.043*

Not: Serinin birinci farkının %1 anlam düzeyinde birim kök ihtiva etmediği (*) işareti ile ve %5 anlamlılık düzeyinde birim kök ihtiva etmediği (**) işareti ile gösterilmektedir. MacKinnon kritik değerleri %1 ve %5 anlamlılık düzeyleri için sırayla; -3.657 ve -2.959 dir.. k gecikme sayısıdır.

Tablo 1 de verilen ADF testlerinin sonuçlarına göre, %5 anlamlılık düzeyinde R_t düzeyde durağan, enflasyonun (π_t) ise $I(1)$ olduğu görülmektedir.

2.2. Sınır Testi Yaklaşımı

Bu çalışmada, nominal faiz oranları (R_t) ve logaritmik fiyat düzeyi (P_t) arasındaki Gibson ilişkisi ile nominal faiz oranları (R_t) ve enflasyon (π_t) arasındaki Fisher etkisini test etmek için, Pesaran vd. (2001:1-22) ın ARDL sınır testi yaklaşımı kullanılmaktadır. Sınır testi yaklaşımı iki aşamadan oluşmaktadır: İlk aşamada, (4) numaralı denklemdeki değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin bulunup bulunmadığı test edilecektir. İkinci aşamada, (4) numaralı denklemde kısa ve uzun dönem parametreleri türetilerek tahmin edilecektir. ARDL sınır testi yaklaşımının avantajı; temel değişkenlerin $I(0)$, $I(1)$ veya karşılıklı olarak eşbütünleşik olmasının

² Bu şekildeki ilişkiyi daha iyi gösterebilmek için düzeltilmiş enflasyon serisi büyütülerek ($\pi_t \cdot 1000$) alınmıştır.

önemli olmamasıdır. Bu amaçla (1) numaralı denklemin hata düzeltme modeli türetilmektedir. Yöntemi kısaca açıklamak için aşağıdaki gibi bir vektör hata düzeltme modelini ele alalım:

$$\Delta \mathbf{Y}_t = \boldsymbol{\mu} + \lambda \mathbf{Y}_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta \mathbf{Y}_{t-j} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (2)$$

Yukarıdaki denklemde; $\mathbf{Y}_t = [R_t \ \pi_t]'$ dir. Bağımlı değişken R_t , Türkiye'deki nominal faiz oranlarını, π_t de, enflasyon oranını göstermektedir. $\boldsymbol{\varepsilon}_t = [\varepsilon_{1t} \ \varepsilon_{2t}]' \sim N(0 \ \Omega)$, Ω pozitif olarak tanımlanmaktadır. Burada ε_{1t} birinci denklemin, ε_{2t} ise ikinci denklemin hata terimi olmaktadır.

(2) numaralı denklemden elde edilen birinci denklem;

$$\Delta R_t = \alpha_0 + \phi R_{t-1} + \delta \pi_{t-1} + \omega \Delta \pi_t + \sum_{j=1}^{p-1} \beta_{Rj} \Delta R_{t-i} + \sum_{j=1}^{q-1} \beta_{\pi j} \Delta \pi_{t-j} + u_t \quad (3)$$

şeklinde gösterilebilir.

(3) numaralı denklemdeki uzun dönemli ilişkinin varlığını test etmek için Fisher ilişkisi için sırayla aşağıdaki gibi birer kısıtsız hata düzeltme mekanizması oluşturulabilir:

$$\Delta R_t = a_0 + \sum_{i=1}^p b_i \Delta R_{t-i} + \sum_{i=0}^p c_i \Delta \pi_{t-i} + \lambda_1 R_{t-1} + \lambda_2 \pi_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

2.3. Uzun Dönemli Bir İlişkinin Sınır Testi ile Belirlenmesi

(4) numaralı denklemdeki gecikmeli düzey ilişkilerinin anlamlılığı F istatistikleri hesaplanarak belirlenmektedir. Ancak F istatistiğinin asimptotik dağılımı, değişkenlerin (R_t, π_t) ; $I(0)$, $I(1)$ veya karşılıklı olarak eşbütünleşik olmalarına aldırılmaksızın, düzey değişkenleri arasında ilişki bulunmadığını ifade eden sıfır hipotezi altında standart değerdir. Bu nedenle Pesaran *vd.* (2001: Tablo 1-5) iki aşırı durum için iki asimptotik kritik değer tablosu oluşturmuşlardır. Bunlardan birisi; değişkenlerin tamamının $I(0)$ olması durumu; diğeri de değişkenlerin tamamının $I(1)$ olması durumudur. Böylece tabloda verilen bu iki asimptotik kritik değer; 'kritik sınır değerleri'ni oluşturmaktadır. Yukarıda değinildiği gibi bu tablolar, değişkenlerin sadece $I(0)$, sadece $I(1)$ veya karşılıklı olarak eşbütünleşik olması ihtimallerinin tamamını kapsamaktadır. Kullanılan kritik değerler $I(1)$ ve $I(0)$ değişkenlerinin her ikisini de bağdaştırmaktadır.

(4) numaralı denkleme dayalı olarak test edilen sıfır hipotezi, geçerli bir uzun dönemli düzey ilişkisinin bulunmadığını ifade etmektedir. F testi, uzun dönemli bir ilişkinin var olup olmadığını belirlemek için kullanılmaktadır. Yukarıdaki (4) numaralı denklemdeki değişkenleri örnek olarak alırsak, modeldeki değişkenler arasında eşbütünsellik ilişkisi olmadığını ifade eden sıfır hipotezi ve alternatif hipotez; biçimsel olarak;

$$H_0 : \lambda_1 = \lambda_2 = 0$$

$H_1 : \lambda_1 \neq 0, \lambda_2 \neq 0$ parametrelerinden en az birinin gerçek olması şeklinde gösterilebilir.

Bu yöntemde kullanılan test istatistiği, ortak anlamlılığı ifade eden *Wald* veya *F* testine dayanmaktadır. Kullanılan kritik değerler $I(1)$ ve $I(0)$ değişkenlerinin her ikisini de bağdaştırmaktadır.

Sınır testi yönteminde (4) (ve 5) numaralı denklemi en küçük kareler (EKK) yöntemiyle trendli ve trendsiz olarak ve farklı gecikmeler için tahmin edilmektedir. Sonra da uzun dönemli ilişkinin bulunmadığını ifade eden sıfır hipotezi; (4) (ve 5) numaralı denklemdeki değişkenlerin gecikmeli düzey değerlerine ait katsayılarının ortak anlamı bir *F* istatistiği kullanılarak test edilmektedir. Test, değişkenlerin gecikmeli düzey değerlerinin ve trend teriminin katsayılarına dışlayıcı kısıtlamalar konularak yapılmaktadır. Yani test istatistiği (*F*), tahmin edilen bir hata düzeltme modelindeki düzey değişkenlerinin katsayılarına sıfır kısıtı getirilerek elde edilmektedir.

İki asimptotik kritik sınır değeri; sistemin değişkenleri $I(d)$ ($d = 0,1$) olduğu zaman; küçük değer olarak, sadece $I(0)$ değişkenlerini alarak ve büyük değer olarak da sadece $I(1)$ değişkenlerini alarak, eşbütünleşme ilişkisinin belirlenmesinde bir test imkanı sağlamaktadır. Hesaplanan *F* istatistiğinin değeri, eğer kritik sınır değerlerinin dışında kalırsa; modelde kullanılan değişkenlerin bütünleşme/eşbütünleşme özelliklerini bilmeye ihtiyaç duymadan, yani değişkenlerle ilgili ön testler yapılmadan kesin bir yorum yapılabilir. Bu durumda hesaplanan *F* istatistiğinin, kritik üst sınır değerinden büyük olması durumunda, değişkenlerin bütünleşme derecesi ne olursa olsun [$I(1)$ veya $I(0)$] uzun dönemli bir düzey ilişkisinin mevcut olmadığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilecektir. Yani değişkenler arasında bir uzun dönemli düzey ilişkisinin varlığı kabul edilecektir. Ancak *F* değerinin kritik alt sınır değerinden küçük olması durumunda değişkenlerin bütünleşme derecesi ne olursa olsun [$I(1)$ veya $I(0)$] sıfır hipotezi reddedilemeyecektir. Yani, uzun dönemli bir düzey ilişkisinin mevcut olmadığı anlaşılacaktır. Eğer hesaplanan *F* istatistiği kritik sınır değerlerinin arasında kalırsa, o zaman kesin yorum yapılabilmesi için her değişkenin bütünleşme derecesinin bilinmesi gerekmektedir.

Tablo 2. Uzun Dönemli İlişkiyi Belirleyen *F* İstatistiği

	<i>F</i> istatistiğinin kritik sınır değerleri					
	% 10		% 5		% 1	
<i>d</i>	$I(0)$	$I(1)$	$I(0)$	$I(1)$	$I(0)$	$I(1)$
1	4.042	4.788	4.934	5.764	7.057	7.815
Hesaplanan <i>F</i> istatistiği						
F_R	9.4504					
F_π	1.7523					

Not: Kritik sınır değerleri, Pesaran and Pesaran (1997:478) Tablo *F* Case II den alınmıştır. *d*, bağımsız değişken sayısıdır.

Tablo 2 de; (4) (ve 5) numaralı denklemdeki uzun dönemli ilişkinin varlığını test etmek için yapılan tahminden elde edilen *F* istatistikleri verilmektedir. *F* istatistikleri, önce nominal faiz oranı (R_t) değişkeni bağımsız değişken olarak alınarak hesaplanmaktadır. Daha sonra da enflasyon (π_t) değişkeni bağımsız

değişken alınarak hesaplanmaktadır. Yapılan analizden uzun dönemli ilişkinin mevcut olduğu anlaşıldığı için, modeldeki bağımsız değişkenin (π_t), nominal faiz oranı (R_t) değişkeni üzerinde uzun dönemli zorlayıcı değişken olduğu anlaşılmaktadır.

Bu sonuçlar, Pesaran and Pesaran (1997:478) Tablo F Case II deki sınır değerleriyle karşılaştırılmıştır. Sabit terimli ve trendsiz modelde, yüzde 5 anlam düzeyinde $d = 1$ için kritik sınır değerleri; (7.057; 7.815) dür. Elde edilen F istatistikleri (9.4504), bu kritik sınır değerinin üstündedir. Bu nedenle serilerin $I(0)$, $I(1)$ veya karşılıklı olarak eşbütünlük olmalarına bakmaksızın uzun dönemli bir düzey ilişkisinin bulunmadığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilmektedir. Bu sonuç, nominal faiz oranı (R_t) ile enflasyon oranının (π_t) eşbütünlük oldukları, yani bu değişkenler arasında uzun dönemli bir düzey ilişkisinin bulunduğu anlamına gelmektedir. % 1 anlamlılık düzeyinde her iki seri de $I(1)$ oldukları için bu serilere Johansen eşbütünlük analizi de uygulanabilmektedir.

Aynı sonuç Tablo 3 de görüldüğü gibi Johansen eşbütünlük testi ile de doğrulanmaktadır. Burada hataların akgürültü olması göz önüne alınarak ve Schwarz kriterine göre gecikme sayısı 1 olarak alınmıştır.

Tablo 3. Johansen Eşbütünlük Testi

Sıfır Hipotezi	Test İstatistikleri	%5 Kritik Değer	%1 Kritik Değer
$H_0:$	(LR)		
$r = 0$	60.28	25.32	30.45
$r \leq 1$	10.42	12.25	16.26

Modelde yer alan değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığı belirlendikten sonra sıra ikinci aşamaya gelmektedir. İkinci aşama da iki kademe gerçekleştirilmektedir. İlk önce; \bar{R}^2 , Akaike Bilgi Kriteri (AIC), Schwarz Bayesian Kriteri (SBC) veya Hannan-Quinn Kriteri (HQC) seçeneklerinden birisine göre uygun olan ARDL modeli seçilmektedir. İkinci olarak da seçilen model, EKK ile tahmin edilmektedir.

2.4. ARDL Yaklaşımı

Tablo 2 deki sonuçların, değişkenler arasında geçerli bir uzun dönemli düzey ilişkisinin varlığı için yeterli bulguları ortaya koyduğunu varsayarak uzun dönemli düzey ilişkilerini ve kısa dönem dinamik etkilerini; Pesaran ve Shin (1999:1-33) 'in ARDL yaklaşımını kullanarak tahmin etmek mümkündür. Çünkü bu yaklaşım daha önceki kısımda kullanılanlardan daha öz (parsimony) bir model sağlamaktadır.

Bunun için aşağıdaki ARDL eşitliği ile başlayalım:

$$\phi(L, p) R_t = \mu + \sum_{i=1}^d \beta_i (L, q_i) x_{it} + \delta' w_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

Bu denklemde; $i = 1, 2, \dots, d$ ve $x_{it} = (\pi_t)$ dir.

Burada, R_t bağımlı değişken; μ sabit terim, L , gecikme işlemcisidir. w_t ; sabit gecikmeli dışsal değişkenler, zaman trendi veya göstermelik değişken gibi deterministik değişkenlerin $s \times 1$ vektörüdür.

Gecikme işlemcileri şöyledir;

$$\phi(L, p) = 1 - \phi_1 \delta_1 L^1 - \phi_2 \delta_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p$$

$$\beta_i(L, q_i) = \beta_{i0} + \beta_{i1} L + \beta_{i2} L^2 + \dots + \beta_{iq_i} L^{q_i}$$

$$i = 1, 2, \dots, d,$$

(5) numaralı denklemdeki x_{it} , i nci bağımsız değişkenler vektörüdür. ($i = 1, 2, \dots, d$). Uzun dönemde, $R_t = R_{t-1} = \dots = R_{t-p}$; $x_{it} = x_{i, t-1} = \dots = x_{i, t-q}$ dur ve $x_{i, t-q}$; i inci değişkenin q uncu gecikmesini göstermektedir. x_{it} deki bir birimlik değişmeye karşılık, R_t nin tepkisinin uzun dönem katsayısı;

$$\beta_i = \frac{\hat{\beta}_i(1, \hat{q}_i)}{\phi(1, \hat{p})} = \frac{\hat{\beta}_{i0} + \hat{\beta}_{i1} + \dots + \hat{\beta}_{iq_i}}{1 - \hat{\phi}_1 - \hat{\phi}_2 - \dots - \hat{\phi}_p}, \quad i = 1, 2, \dots, d \text{ den tahmin edilmektedir.}$$

$i = 1, 2, \dots, d$ için, \hat{p} ve \hat{q}_i ; p ve q_i değerlerinin tahminlerinden seçilmiştir.

Benzer şekilde sabit gecikmeli deterministik/ dışsal değişkenlerle birlikte olan uzun dönemli katsayılar;

$$\delta' = \frac{\hat{\delta}(\hat{p}, \hat{q}_1, \hat{q}_2, \dots, \hat{q}_k)}{1 - \hat{\phi}_1 - \hat{\phi}_2 - \dots - \hat{\phi}_p} \text{ ile tahmin edilmektedir.}$$

Microfit programı ile en uygun ARDL modelini belirlemek için ilk olarak (5) numaralı denklem; $p = 1, 2, \dots, k$; $q_i = 1, 2, \dots, k$ ve $i = 1, 2, \dots, d$ nin bütün muhtemel değerleri için EKK ile tahmin edilmektedir.³ Bu tahminde maksimum gecikme uzunluğu 4 olarak alınmıştır. Daha sonra tahmin edilen modeller arasından model seçim kriterleri olan; \bar{R}^2 , Akaike Bilgi Kriteri (AIC), Schwarz Bayesian Kriteri (SBC) veya Hannan-Quinn Kriteri (HQC)'inden birisine göre model seçimi yapılabilmektedir. Tablo 4 bu kriterlerden AIC'ye göre seçilen modeli göstermektedir. Modelde değişen varyanslık, seri korelasyon gibi sorunların olmadığı tanimsal testlerle kontrol edilmiştir.

Tablo 4. Seçilen ARDL Modeli (1,0)

Değişkenler	Katsayılar	t istatistiği
R_{t-1}	.421*	3.924
π_t	361.513*	3.044
C	-.226	-.016
Tamsal testler		
R^2	.41	
LM	1.984 (.739)	
Fonksiyonel yapı	2.122 (.145)	

³ Burada tahmin edilecek farklı ARDL modellerinin toplam sayısı; $(k+1)^{d+1}$ ile elde edilebilir. Burada k , maksimum gecikme uzunluğu ve d , bağımsız değişken sayısıdır. Örneğin; $k = 1$ ve $d = 5$ için toplam ARDL modeli sayısı $(1+1)^{5+1} = 2^6 = 64$ olacaktır.

Değişen varyanslık	2.6104 (.106)
--------------------	---------------

Not: *(**) %1(5) anlam düzeyini göstermektedir. Bağımlı değişken, R_t dir. Dönem, 1987(II)-2004(IV) dür. Model Akaike bilgi kriterine göre seçilmiştir. C sabit terimdir.

2.5. Hata Düzeltme Modelinin Gösterimi

$\hat{\delta}(\hat{p}, \hat{q}_1, \hat{q}_2, \dots, \hat{q}_k)$ (5) numaralı denklemdeki δ 'nın EKK ile tahmininden elde edilmiştir. ARDL ($\hat{p}, \hat{q}_1, \hat{q}_2, \dots, \hat{q}_k$) modelinin hata düzeltme modeli ise (4) numaralı denklemdeki düzey değişkenlerin gecikmeli değerleri, R_t , ve x_t değişkenlerinin birinci farkları yazılarak elde edilebilir:

$$\Delta R_t = \mu - \sum_{j=1}^{\hat{p}-1} \phi_j^* \Delta R_{t-j} + \sum_{i=1}^d \beta_{i0} \Delta x_{it} - \sum_{i=1}^d \sum_{j=1}^{\hat{q}_i-1} \beta_{ij}^* \Delta x_{i, t-j} - \phi(1, \hat{p}) HD_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Bu denklemdeki hata düzeltme terimi;

$$HD_t = R_t - \hat{\mu} - \sum_{i=1}^d \hat{\beta}_i x_{it} - \delta' w_t \text{ şeklinde elde edilebilir. Bu eşitliğin katsayıları}$$

Tablo 5'te verilmektedir. Buradaki π_t değişkeninin katsayısı R_t değişkeni üzerindeki uzun dönem etkisini göstermektedir.

Tablo 5. Eşbütünleşme Vektörü Eşitliği

Değişkenler	Katsayılar	t istatistiği
R_t	1.00	
π_t	-987.74*	-7.24
T_r	-1.22*	-3,81
c	101.93	

Not: * %1, **%5 anlam düzeyinde önemlidir. T_r trent terimidir.

(6) numaralı denklemde Δ , birinci fark işlemcisidir. ϕ_j^* ve β_{ij}^* ; $\phi(1, \hat{p})$ iken ayarlama hızını ölçen modelin dengeye yaklaşımının kısa dönem dinamikleriyle ilgili katsayılarıdır.

Hata düzeltme modelinin kararlılığını sağlamak için *hata düzeltme terimi*'nin katsayısının işaretinin negatif olması gerekmektedir. Yani, beklenen uzun dönemli reel kur, eğer onun uzun dönem denge düzeyinin altında olması durumunda, (6) numaralı denklemdeki hata düzeltme teriminin işareti negatif olmalıdır. Negatif işaret taşıyan bir hata düzeltme katsayısı; uzun dönemli nominal faiz oranı düzeyinin, daha sonraki dönemde uzun dönemli denge düzeyine doğru yükselmesine neden olarak, nominal faiz oranının beklenen uzun dönemli nominal faiz oranı değerinin birinci farkının pozitif olmasını garanti edecektir.

Nominal faiz oranı denkleminin kısa dönem dinamiklerini elde etmek için (6) numaralı eşitliğin tahmin edilen sonuçları Tablo 6 da verilmektedir. Tahmin edilen hata düzeltme modelinin enflasyona (π_t) ait katsayı Tablo 5'te verilen eşbütünleşmedeki mevcut uzun dönem ilişkisi ile uyumlu doğru işaretler taşıdığı görülmektedir.

Tablo 6. Hata Düzeltme Modelinin Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Katsayılar	t istatistiği
$\Delta\pi_t$	361.513*	3.044
HD_{t-1}	-.578*	-5.375
ΔC	-.226	-.016

Not: * %1, **%5 anlam düzeyinde önemlidir. Bağımlı değişken; ΔR_t dir. Gözlem sayısı, 71; dönem, 1987(II)-2004(IV) dır.

Hata düzeltme modelindeki hata terimi (HD_{t-1}), istatistiksel olarak anlamlı ve negatif işaret taşımaktadır. Hata düzeltme teriminin katsayısı, -.58 dir. Bu, bir şokun ilk yılda yüzde 58 gibi bir hızla dengeye yaklaştığı anlamına gelmektedir.

2.6. Nominal Faiz Oranı Denklemindeki Koşullu Uzun Dönem Düzey İlişkisi

(6) numaralı denklemdeki hata düzeltme terimi uzun dönemli ilişkiyi tanımlamaktadır.

$b_i = c_i = 0$ için (4) numaralı denklemin indirgenmiş biçiminden;

$$R_t = \theta_1 + \theta_2 \pi_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

elde edilir. Bu denklemde; $\theta_1 = -\frac{a_0}{\lambda_1}$; $\theta_2 = -\frac{\lambda_2}{\lambda_1}$ dir ve ε_t , 0 ortalama, σ^2 varyansıyla

aynı ve bağımsız dağılımlı (iid) hata sürecini göstermektedir.

θ ile simgelenen uzun dönem katsayıları, Pesaran ve Shin (1999:1-33) in eşbütünleşme analizine ARDL yaklaşımı ile tahmin edilebilir. Bu yaklaşımla elde edilen sonuçlar Tablo 6'da verilmektedir.

Tablo 7. ARDL Modelinin Uzun Dönemli Katsayılarının Tahmin Edilen Sonuçları

Değişkenler	Katsayılar	t istatistiği
π_t	625.439*	3.508
C	-.392	-.016

Not: * %1, **%5 anlam düzeyidir. Bağımlı değişken; R_t dir. Model Akaike bilgi kriterine göre seçilmiştir.

Sınır Testi Yaklaşımı; (7) numaralı denklemde ifade edildiği gibi, uzun dönemli bir düzey ilişkisi ile desteklenmesine rağmen, (6) numaralı denklemin EKK ile tahmini; modelde durağan olmayan değişkenlerin bulunması nedeniyle normal dağılımlı standart hatalar vermeyeceği için, t istatistiklerine dayalı yorumlar da geçersiz olacaktır.

Halbuki eşbütünleşme analizine ARDL yaklaşımında; uzun dönem katsayıları ve onların asimptotik standart hataları, 'delta' (Δ) yöntemi kullanılarak hesaplanmakta ve böylece yukarıda belirtilen sorun ortadan kaldırılmaktadır.⁴ Bu yaklaşım; tahmin

⁴ Bu yaklaşım, Bewley (1979:357-61) in regresyon yaklaşımı ile aynı sonuçları vermektedir. Bu iki yaklaşım, aynı sonuçları vermektedir. (Bkz. Pesaran and Pesaran, 1997:404) Bu yaklaşımlar arasındaki seçim, sadece hesaplamada hangisinin uygun olduğuna göre yapılabilir.

edilen kısa ve uzun dönem katsayılarının arasındaki sıfırdan farklı kovaryansları hesaba katmakta ve bu kovaryansların ancak geçerli tek bir eşbütünleşik ilişkinin bulunması halinde asimptotik olarak ilişkili olmadığını kabul etmektedir. (Pesaran ve Pesaran, 1997:404)

Nominal faiz oranı ile onun determinantları arasındaki ilişkinin doğası hakkında karar vermek için uzun dönemli düzey ilişkisinden geçerli yorumlar çıkarılması önem kazanmaktadır. (7) numaralı denklemde gösterilen ve tahmin edilen uzun dönem katsayılarının, ele alınan dönemdeki değişimlere duyarlılığı Tablo 7 de kısaca özetleniyor. Sonuçlar, seçilen HDM'nin tahmininden elde edilen uzun dönem katsayılarının, ele alınan dönemdeki değişimlere karşı istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir.

Elde edilen sonuçlar birlikte değerlendirildiğinde uzun dönemde enflasyon oranının, nominal faiz oranı üzerinde istatistiksel olarak anlamlı ve güçlü bir pozitif etkiye sahip olduğu anlaşılmaktadır. Yani elde edilen sonuçlar Fisher etkisini desteklemektedir.

3. Sonuç

Türkiye Ekonomisi verilerinin Fisher etkisine ilişkin analizinden elde edilen sonuçlar Türkiye'de; vergi öncesi nominal faiz oranları ile enflasyonun eşbütünleşik olduklarını göstermektedir. Pesaran *vd.* in yaklaşımı ile elde edilen bu uzun dönemli ilişki Johansen'in yaklaşımı ile de doğrulanmıştır. Bir başka anlatımla, uzun dönemli faiz oranları ile enflasyon oranı arasında güçlü uzun dönemli bir ilişki bulunmaktadır. Fisher etkisini analiz eden çalışmaların büyük bir çoğunluğundan elde edilen bulgular Fisher etkisinin varlığını doğrulamadığı için Türkiye Ekonomisine ilişkin bu bulgu önemlidir.

Türkiye'de ele alınan dönemde bir tarafta enflasyon (son iki yıl hariç) yüksek ve değişken olduğu için, enflasyondaki değişme nominal faiz oranlarında meydana gelen değişimlere de hakimdir. Bu çerçevede ekonometrik analizden elde edilen bulgulardan iki önemli sonuç çıkarmak mümkündür. Bunlardan birincisi, analiz edilen dönemde Türkiye'de uygulanan para politikaları, uzun dönemde reel faiz oranları üzerinde çok fazla etkili olamamıştır. Aksine, nominal faiz oranlarındaki değişimlerin tamamıyla, enflasyondaki değişimlerden kaynaklandığı görülmektedir. Bir başka anlatımla nominal faiz oranlarındaki değişimleri parasal politikalardan ziyade enflasyon etkilemiştir.

İkinci olarak; enflasyonun bir etkisi de, ekonomik birimlerin kendi kaynaklarını gelecekteki tahmin edilen enflasyona göre farklı yatırımlara yönlendirmeleri ve kendi ihtiyaç duydukları gelirlerini böylece (tahminleri ile birleştirerek) elde etme çabalarına yol açmasıdır. Çünkü enflasyon oranı ne kadar yüksek olursa, ekonomik birimlerin kendi kaynaklarını enflasyon beklentilerine göre yatırımlara yönlendirmeleri de o kadar çok olacaktır.

Referanslar

ATKINS, F.J. (1989). Co-integration, error correction and the Fisher effect, *Applied Economics*, 21, pp.1611-1620.

- ATKINS, F. & SERLETIS, A. (2003). Bound Tests of the Gibson Paradox and the Fisher Effect: Evidence from Low-Frequency International Data, *The Manchester School*, 71(6), pp.673-679.
- BERUMENT, H. & JELASSI, M.M. (2002). The Fisher hypothesis: a cross-country analysis, *Applied Economics*, 34, pp.1645-1655.
- BEWLEY, R. A. (1979). The Direct Estimation of the Equilibrium Response in a Linear Dynamic Model, *Economics Letters*, .3, pp.357-61.
- BONHAM, C. S. (1991) Correct Cointegration Test of the Long Run Relationship Between Nominal Interest and Inflation, *Applied Economics*, 23, pp.1487-1492.
- ENGLE, R.F. & GRANGER, C.V.J. (1987). Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*, 55, pp.251-276.
- DUTT, S. D. & GHOSH, D. (1995). The Fisher Hypothesis: Examining the Canadian Experience, *Applied Economics*, 27, pp.1025-1030.
- GARCIA, M.G.P. (1993) The Fisher effect in a signal extraction framework, *Journal of Development Economics*, 41, pp.71-93.
- GRANVILLE, B. & MALLICK, S. (2004). Fisher hypothesis: UK Evidence over a century, *Applied Economics*, 25, pp.839-843.
- HARRIS, R. (1995). *Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling*, Prentice Hall, London, New York.
- HAWTREY, K.M. (1997). The Fisher Effect and Australian Interest Rates, *Applied Financial Economics Letters*, 11, pp.87-90.
- INDER, B. & SILVAPULLE, P. (1993). Does the Fisher Effect Apply in Australia?, *Applied Economics*, 25, pp.839-843.
- JACQUES, K. (1995). Unit Roots, Interest Rate Spreads and Inflation Forecasts, *Applied Economics*, 27, pp.605-608.
- JOHANSEN, S. (1988) Statistical analysis of cointegration vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(1), pp.231-54.
- JOHANSEN, S. & JUSELIOUS, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, pp.69-206.
- JUNTILA, J. (2001). Testing an Augmented Fisher Hypothesis for a Small Open Economy: The Case of Finland, *Journal of Macroeconomics*, 23(4), pp.577-599.
- KOUSTAS, Z. & SERLETIS, A. (1999). On the Fisher Effect, *Journal of Monetary Economics*, 44, pp.105-130.
- KREMERS, J.J.M, ERICSSON, N.L. & DOLADO, J.J. (1992). The Power of Cointegration Tests, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, pp.325-348.
- MAH, J. S. (2000). An Empirical Examination of the Disaggregated Import Demand of Korea – the Case of Information Technology Products, *Journal of Asian Economics*, 11, pp.237-244.
- 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, pp.195-215.
- MISKIN, F.S. & SIMON, J. (1995). An empirical examination of the Fisher effect in Australia, *Economic Record*, 71, pp.217-29.
- OLEKALNS, N. (1996) Further evidence on the the Fisher effect, *Applied Economics*, 28, pp.851-856.
- PESARAN, M. H. & PESARAN, B. (1997). *Working with Microfit 4.0, Interactive Econometric Analysis*, Oxford University Press, Oxford.

- PANOPOULOU, E. (2005). A Resolution of the Fisher Effect Puzzle: A Comparison of Estimators, *IIIS Discussion Paper No. 67*. (<http://www.tcd.ie/iiis/Discussion%20Paper%20pdfs/iiisd67.pdf>)
- PESARAN, M.H. & SHIN, Y. (1999). An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis”, in (ed) S. Storm, *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century*, The Ragnar Frisch Centennial Symposium, chapter 11, Cambridge Univ. Press, Cambridge. (<http://www.econ.cam.ac.uk/faculty/pesaran/ardl.pdf>)
- PESARAN, M.H., SHIN, Y. & SMITH, R. J. (2001). Bound Testing Approaches to the Analysis of Long Run Relationships, *Journal of Applied Econometrics*, special issue, 16, pp.289-326. (<http://www.econ.cam.ac.uk/faculty/pesaran/pss1r1.pdf>)
- RAHBEK, A. & MOSCONI, R. (1999). Cointegration Rank Inference with Stationary Regressors in VAR Models, *Econometrics Journal*, 2, pp.76-91.
- THORNTON, J. (1996) The adjustment of nominal interest rates in Mexico: a study of the Fisher effect, *Applied Economics Letters*, 3, pp.255-257.
- WALLACE, M.S. & WARNER, J.T. (1993) The Fisher Effect and the Term Structure of Interest Rates: Test of Cointegration, *Review of Economics and Statistics*, 75, pp.320-324.