

FİŞER HİPOTEZİ'NİN TÜRKİYE AÇISINDAN DEĞERLENDİRİLMESİ: 1989-2001

Erol ÇAKMAK^(*)
Hayati AKSU^(**)
Selim BAŞAR^(***)

Özet: Bu çalışmada Türkiye'de 1989:01-2001:07 döneminde Fisher Hipotezi'nin geçerliliği araştırılmıştır. Eşbütünlük Testi sonuçlarına göre test sonuçlarına göre söz konusu hipotezin ele alınan dönemde Türkiye açısından geçerli olmadığı sonucuna varılmıştır. VAR modeli sonuçlarına göre faiz oranlarının fiyatlar genel düzeyi üzerindeki etkisinin oldukça zayıf olduğu; buna karşılık fiyatlar genel düzeyinin faizler üzerinde önemli bir etkisi olduğu saptanmıştır.

Anahtar Kelimeler: Fisher Etkisi, Fisher Hipotezi, Enflasyon, Faiz Oranları.

Abstract: In this study, it is tried to determine the validity of Fisher Hypothesis by using monthly data 1989:01-2001:7 period for Turkey. According to the results of cointegration analysis, the Fisher Hypothesis was rejected for Turkey in this period. According to the results of VAR analysis, the effect of interest rates over prices was weak while the effect of prices over interest rates was strong.

Key Words: Fisher Effect, Fisher Hypothesis, Inflation, Interest Rates.

I.Giriş

Türkiye'de 1990'lı yıllarda özellikle uluslar arası finansal liberalizasyon ile birlikte faiz oranlarını belirleyen şartlarda önemli değişiklikler olmuştur. Bu tarihten sonra faiz oranlarını yoğun olarak uluslararası para hareketlerinden etkilenmiştir. Spekülatif sıcak paranın Türkiye'ye girmesi ile birlikte sermaye talebinin belirlenmesinde kısa dönemli spekülasyonlar belirleyici olmuştur. Ayrıca para ikamesinin kırılması çabalarında da yüksek faiz politikasına baş vurulmuştur. 1989 yılında %58,8 olan nominal faiz oranları hızla yükselmiş ve 1994 krizinde %164,4 seviyelerine tırmanmıştır. Aynı dönemlerde enflasyon oranının sırasıyla %63,3 ve %95,6 olduğu görülmektedir. 2000 yılı kasım ayı itibarıyla nominal faiz oranları %51,4 ve yıl sonu enflasyon oranı ise %39,2 olarak gerçekleşmiştir (T.C.M.B., aylık ve üç aylık bültenler,çeşitli sayılar). Bu çalışmanın amacı nominal faiz oranları ile enflasyon oranlarının bire bir birlikte hareket ettiğini ileri süren ve literatürde "Fisher Hipotezi" veya "Fisher Etkisi" olarak adlandırılan görüşün Türkiye açısından geçerliliğinin test edilmesidir.

(*) Doç.Dr.Atatürk Üniversitesi İİBF İktisat Bölümü Öğretim Üyesi

(**)Yrd.Doç.Dr. Atatürk Üniversitesi İİBF İktisat Bölümü Öğretim Üyesi

(***) Arş.Gör. Atatürk Üniversitesi İİBF İktisat Bölümü

Fisher Etkisi ile ilgili çalışmalar incelendiğinde çalışmaların bir kısmının söz konusu hipotezi desteklediği; diğer bir kısmının ise desteklemediği sonucu ortaya çıkmaktadır. R. Mc Donald ve P. Murphy (1989:439-447), M. M. Hutchison ve M. C. Keeley (1989:219-239), F. J. Atkins (1989:1611-1620), K. L. Gupta ve B. Moazzami (1990: 292-296), B. Moazzami (1991:129-133), P. Garcia ve H. O. Zapata (1991:1367-1368), C. S. Bonham (1991:1487-1492), F. S. Mishkin (1992:195-215), M. S. Wallace ve J. T. Warner (1993:320-324), K. Phylaktis ve D. Blake (1993:591-599), B. Inder ve P. Silvapulle (1993:839-843), F. S. Mishkin ve J. Simon (1994:1-23), M. D. Evans ve K. Lewis (1995:225-253), W. J. Crowder ve D. L. Hoffman (1996:102-118), J. Thornton (1996:255-257), J. P. Daniels, F. Nourzad ve R. K. Toutkoushian (1996:115-120) çalışmalarında Fisher Hipotezi'nin geçerli olduğu sonucuna varmışlardır.

Buna karşılık J. M. Paleologos ve S. E. Georgantelis (1997:229-244) ile J. Weidmann'ın (1997:1-25) bulguları Fisher Hipotezi'ni desteklememektedir. W. J. Crowder (1997:1124-1142) ise Kanada için yaptığı çalışmada Fisher Etkisi'nin geçerli olduğunu; ancak son 30 yılda bu etkinin ortaya çıkmadığını belirtmektedir. M. Lanne'nin (2001:357-366) A.B.D. için yaptığı çalışmasının sonuçlarına göre, 1953:01-1979:10 döneminde Fisher Etkisi'nin görüldüğü; 1979:11-1990:12 döneminde ise söz konusu etkinin görülmediği ifade edilmektedir.

II. Fisher Hipotezi

Fisher Hipotezi kısaca enflasyon oranları ile nominal faiz oranlarının birebir birlikte hareket ettiğini ileri sürmektedir. Irving Fisher'e göre (1930) piyasaların etkin olduğu durumda beklenen nominal faiz oranı (i_t^e), beklenen reel faiz oranı (r_t^e) ile beklenen enflasyonun (π_t^e) toplamına eşittir.

$$i_t^e = r_t^e + \pi_t^e \quad (1)$$

Fisher Hipotezi'ne göre para arzındaki uzun dönemli büyüme enflasyonda ve nominal faiz oranlarında tam olarak bir uyarlanmaya yol açacağı için, reel faiz oranları uzun dönemde sabit kalacaktır. Ayrıca finansal varlıkların nominal faiz oranları önceden sözleşme ile belirlendiği için t zamanındaki beklenen faiz oranı yine t zamanındaki nominal faiz oranına eşittir. ($i_t^e = i_t$). Fisher Hipotezi aşağıdaki regresyon eşitliği ile tanımlanabilir;

$$i_t = \alpha + \beta \pi_t^e + u_t \quad (2)$$

Bu regresyon eşitliği beklenen reel faiz oranının durağan bir sürece sahip olduğu varsayımına dayanır. Eşitlik 2'deki u_t hata terimi t periyodundaki beklenen reel faiz oranına sıfır ortalama sabit varyanslı şokları kapsamaktadır. Fisher Hipotezi tanımı gereği uzun dönemli bir ilişki olduğu için β katsayısı

beklenen enflasyonun (π^e) nominal faiz oranları üzerindeki (i_t) uzun dönemli etkisini yansıtır. Eğer $\beta = 1$ ise beklenen enflasyon ile nominal faiz oranları arasında bire bir ilişki olduğu söylenebilir. Beklentilerin rasyonel olduğu varsayımı altında Fisher Hipotezi aşağıdaki regresyon eşitliği ile tanımlanabilir;

$$i_t = \alpha + \beta \pi_t + u_t \quad (3)$$

Rasyonel bekleyişler varsayımı, E şartına bağlı beklentiler işlemcisini, I_t beklentiler oluştuğundaki mevcut bilgi setini göstermek üzere,

$$\pi_t^e = E(\pi_t / I_t) \quad (4)$$

olarak yazılabilir. Rasyonel beklentiler aynı zamanda,

$$\pi_t = \pi_t^e + \varepsilon_t \quad (5)$$

anlamına gelir. Bu ifadede ε_t , tüm sistematik olmayan hata terimlerini ifade eden durağan beyaz gürültü hatalarıdır (Paleologos ve Georgantelis, 1997:231).

Özetlemek gerekirse 3 nolu ifadede α ve β tahmin edilen parametreleri, π_t gerçekleşen enflasyon oranı, u_t , rasyonel bekleyişler varsayımı altında bileşik hata terimini ifade etmektedir. Test edilen hipotez $\beta = 1$ olduğu hipotezidir. Ancak parametrelerin dağılımı standart olmadığı için $\beta = 1$ olup olmadığını geleneksel regresyon tahmini ile belirlemek için nominal faiz oranı ve enflasyon serilerinin durağan olması gerekir. Eğer söz konusu değişkenler birim kök içeriyorlarsa Fisher Hipotezi bu iki değişkenin durağan bir lineer kombinasyon oluşturup oluşturmadıkları sınanarak test edilir. Bu son ihtimalin geçerli olması durumunda değişkenler arasında eşbütünleşim olduğu sonucuna varılır, yani nominal faiz oranları ile enflasyon arasında uzun dönemli ve anlamlı bir ilişkinin var olduğu söylenir. ε_t hata terimi de uzun dönemli bir dengeden kısa dönemli sapmaları gösterir (Bekdache ve Faum, 2000: 3).

III. Veri ve Metodoloji

Çalışma 1989:01-2001:07 dönemini kapsamakta olup tüm veriler T.C.M.B. elektronik veri dağıtım sisteminden alınmıştır. Çalışmanın verilerinin 1989 yılından itibaren alınması, bu tarihten itibaren dış finansal serbestliğe gidilmesinin sonucudur. Nominal faiz oranları olarak 3 ay vadeli ağırlıklandırılmış mevduat faizleri, enflasyon oranı olarak ise toptan eşya genel fiyat endeksi alınmıştır. Ekonometrik uygulamalar için WinRATS 4.20 programından yararlanılmıştır. Çalışmada Fisher Etkisi'nin Türkiye açısından test edilirken önce eşbütünleşim analizi, ardından da ikili vektör otoregresyon tekniği uygulanmıştır.

A. Eşbütünleşim Analizi

Giriş bölümünde değinilen çalışmalardan R. Mc Donald ve P. Murphy (1989:439-447), F. S. Mishkin (1992:195-215), M. D. Evans ve K. Lewis (1995:225-253)'in çalışmalarında Engle-Granger Eşbütünleşim testi uygulanırken; M. S. Wallace ve J. T. Warner (1993:320-324), W. J. Crowder ve D. L. Hoffman (1996:102-118), J. Weidmann (1997:1-25), J. M. Paleologos ve S. E. Georgantelis (1997:229-244)'in çalışmalarında Johansen Eşbütünleşim testi uygulanmıştır. Eşbütünleşik zaman serilerinin arkasındaki mantık eşzamanlılıktır. Eğer i_t ve π_t serileri eşbütünleşik ise t ve F sınamaları geçerli sayılabilir. Granger'e göre eşbütünleşim sınaması sahte regresyondan sakınmak için bir ön sınama olarak düşünülebilir (Granger,1986: 226). 3 nolu regresyon,

$$u_t = i_t - \alpha - \beta \pi_t \quad (6)$$

biçiminde yazıldığında u_t 'nin durağan olduğu bulunursa, i_t ve π_t değişkenlerinin aynı dalga boyundan oldukları ya da kısaca eşbütünleşik oldukları söylenir. Eğer bir Y serisi $I(1)$ ve başka bir X serisi de $I(1)$ ise söz konusu diziler eşbütünleşik olabilirler. Genel olarak $Y, I(d)$ ve $X, I(d)$ ise ve d aynı değerse, iki seri eşbütünleşik olabilir. Bu durumda iki serinin düzey değerleri ile regresyonları anlamlıdır. Eşbütünleşmenin varlığını araştırmak için Johansen ve Engle-Granger gibi testler uygulanır. Engle-Granger Testi'ne göre aynı dereceden bütünleşmiş değişkenlerin doğrusal bileşenlerinin bir alt dereceden bütünleşik olmaları durumunda, ele alınan değişkenlerin eşbütünleşik oldukları sonucuna varılır. 3 nolu eşitliğin Sıradan En Küçük Kareler yöntemi ile tahmininde elde edilen hata terimleri durağan ise ilgili serilerin eşbütünleşik oldukları ve aralarında uzun dönemli bir ilişki olduğu; aksi takdirde seriler arasında uzun dönemli bir ilişki olmadığı sonucuna varılır (Engle ve Granger, 1987: 251-276).

Bu nedenle çalışmada verilerin birim kök içerip içermediğini belirlemek amacıyla Genişletilmiş Dickey-Fuller Testi (Augmented Dickey-Fuller, ADF) ve Phillips – Perron (PP) durağanlık testleri uygulanmıştır. Zaman serisi çalışmalarında serilerin durağan olmaması, yani birim kök içermesi sahte regresyona yol açabilmektedir (Mac Kinnon,1991:266-276). ADF sınamasında değişkenlerin durağanlık sınamaları trendli ve sabitli olmak üzere iki yönlü bir süreçte saptanmaya çalışılır. Bu süreç uygulanırken önce trendli süreç sınaması yapılır ve eğer durağanlık elde edilmişse sabitli sınama sürecine geçilmeksizin bu değerler esas alınır. Aksi halde sabitli sınama değerlerine bakılır (Enders,1995:256-259).

Durağanlık testi yapılırken ele alınan gecikme değerleri, Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ile seçilmiş olup, ADF ve PP durağanlık testi sonuçları sonuçları tablo 1'de gösterilmiştir.

Tablo 1: ADF ve PP Durağanlık Testi Sonuçları

	ADF		PP	
	sabitli	trendli	sabitli	trendli
i	-1.95	-1.43	-2.46	-2.18
p	-0.40	-1.83	-0.18	-1.67
di	-4.57	-4.99	-8.43	-8.51
$dp(\pi)$	-7.53	-7.51	-7.19	-7.16
Kritik değerler	%1 için: -3.46	%1 için: -3.99	%1 için: -3.46	%1 için: -3.99
	%5 için: -2.88	%5 için: -3.43	%5 için: -2.88	%5 için: -3.43
	%10 için: -2.57	%10 için: -3.13	%10 için: -2.57	%10 için: -3.13

Tablo sonuçları, nominal faiz oranlarının 1 fark değerinde $I(1)$; buna karşılık enflasyonun ise seviye değerinde $I(0)$ durağan olduğunu göstermektedir. Eşbütünleşik olmanın temel şartı serilerin aynı dereceden durağan olmalarıdır. Bu nedenle eşbütünleşim analizinin yapılması mümkün değildir. Sonuç olarak eşbütünleşim tekniği açısından Türkiye’de “Fisher Etkisi” elde edilememiştir. Ancak Fisher Hipotezi’nin elde edilememesine; yani enflasyon ile faiz oranlarının bire bir ilişki içinde olmamasına rağmen, faiz oranları ile fiyatlar genel düzeyinin aynı dereceden durağan olmaları, söz konusu bu iki değişken arasındaki ilişkinin incelenmesini gerektirmiştir. Bu amaçla söz konusu iki değişken arasındaki ilişki, ikili vektör otoregresyon modeli yardımı ile sınanmaya çalışılmıştır.

B. Vektör Otoregresyon Modeli (VAR)

Vektör Otoregresyon Modelleri (VAR) Christopher A. Sims’ın 1980 yılındaki çalışmasıyla önem kazanan ekonometrik tahmin yöntemleridir. Sims, içsel-dışsal değişken ayırımına karşı çıkarak, bir ekonometrik modeldeki her değişkenin bir diğer değişkeni etkileyeceğini ve bu değişkenlerinde diğer değişkenlerden etkilenebileceğini ileri sürerek VAR tekniğini geliştirmiştir (Sims, 1980:1-49). VAR modelinin klasik regresyon analizinden temel farkı, VAR tekniğinde içsel-dışsal değişken ayırımının yapılmaması ve her değişkenin hem kendi gecikmeli değerleri ile, hem de diğer değişkenlerle regresyona tabi tutulmasıdır. VAR modelinde otoregresif kavramı ile, bağımlı değişkenin gecikmeli değerinin, söz konusu modelin sağ tarafında yer alması kastedilmektedir. Vektör kelimesi ise, iki veya daha fazla değişkenin vektörünün ele alınmasını ifade etmektedir. VAR tekniğindeki temel amaç, değişkenler arasındaki tek yönlü ilişkiyi değil, ileri-geri bağlantılarının da ortaya çıkarılmasıdır. Herhangi bir yapısal ekonometrik model, sınırlı VAR modeliyle eşanlamlıdır. (Kearney ve Monadjemi, 1990: 197-218)

Basit bir VAR Modeli x ve z gibi iki değişken için şöyle gösterilebilir:

$$x_t = a_{10} + \sum_{i=1}^p a_{11,i} x_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{12,i} z_{t-i} + e_{1t} \quad (7)$$

$$z_t = a_{20} + \sum_{i=1}^p a_{21,i} x_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{22,i} z_{t-i} + e_{2t} \quad (8)$$

Burada a_{j0} sabit terim ve $a_{ij,k}$ i 'inci denklemdaki j 'inci değişkenin k gecikmesine ait parametre, e_{jt} rassal hata terimi ve p gecikme sayısıdır. Modelde eşitliklerin sağ tarafında yer alan değişkenlerin birbiriyle aynı olduğuna dikkat edilmelidir. Sabit terim, modele değişkenlerin sıfırdan farklı ortalamalara sahip olması durumunda dahil edilir.

Yukarıdaki eşitliklerde yer alan VAR modeli matrislerle,

$$\begin{bmatrix} x_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^p \begin{bmatrix} a_{11,i} & a_{12,i} \\ a_{21,i} & a_{22,i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{t-i} \\ z_{t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (9)$$

veya

$$y_t = c + \sum_{i=1}^p A_i y_{t-i} + e_t \quad (10)$$

olarak yazılır. Yukarıdaki örnek model sadece iki değişken içermesi nedeniyle iki boyutlu bir VAR modelidir.

Nominal faiz oranları (i) ile fiyatlar genel düzeyinin (p) aynı dereceden durağan olmalarına bağlı olarak, söz konusu iki değişken arasında eşbütünleşim olup olmadığını araştırmak amacıyla Engle-Granger testi uygulanmıştır. Eğer eşbütünleşim söz konusu ise VAR modelinde hata düzeltme modeli oluşturulması gerekmektedir. Bu amaçla,

$$i = \alpha_0 + \alpha_1 p + u_i \quad (11)$$

$$p = \beta_0 + \beta_1 i + u_p \quad (12)$$

eşitliklerinin hata terimlerinin (u_i , u_p) durağan olup olmadığına bakılır. Tahmin edilen u_i ve u_p hata terimlerinin ADF durağanlık testi sonuçları tablo 2'de gösterilmiştir.

Tablo 2: Hata terimleri İçin ADF Testi Sonuçları

	Akaike Bilgi Kriteri (AIC)	Ljung-Box Testi (LB)	Lagrange Multiplier Testi (LM)
u_p	0.20	0.54	0.20
u_t	-1.83	-1.84	-1.83
Kritik Değerler	%1 önem seviyesi için: -2.58 %5 önem seviyesi için: -1.95 %10 önem seviyesi için: -1.62		

Tablo sonuçlarına göre nominal faiz oranlarının bağımlı değişken; fiyatlar genel düzeyinin ise bağımsız değişken olduğu 7 no lu eşitlikteki hata terimi olan u_t 'nin %10 seviyesinde durağan olduğu görülmektedir. Buna göre i ve p değişkenleri arasında zayıfda olsa uzun dönemli bir ilişkinin var olduğu söylenebilir.

VAR modelinin ilk aşamasında u_t hata teriminin yer aldığı bir vektör hata düzeltme modeli oluşturulmuştur. Modelin gecikme uzunluğunun belirlenmesi amacıyla Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ve Schwartz-Bayes Kriteri (SBC) uygulanmış ve elde edilen sonuçlar tablo 3'te gösterilmiştir.

Tablo 3: AIC ve SBC Kriterlerine Göre Gecikme Uzunluğunun Tespiti

Gecikme uzunluğu	Akaike Bilgi Kriteri (AIC)	Schwartz-Bayes Kriteri (SBC)
1	-446.53	-422.49
2	-435.66	-399.69
3	-443.95	-396.11
4	-435.91	-376.24
5	-426.33	-354.89
6	-417.25	-334.09
7	-406.07	-311.26
8	-393.96	-287.55
9	-382.07	-264.12
10	-372.51	-243.07
11	-369.81	-228.96
12	-358.40	-206.19

Tablo verilerine uygun olarak her iki kritere göre de 1 gecikmeli model seçilmiştir.

VAR modelinde değişkenlerin sıralanması elde edilen sonuçların farklı olmasına yol açmaktadır. Değişkenlerin sıralanmasında Granger Nedensellik Testi sonuçlarına göre hareket edilmesi yaygın bir uygulamadır. Yapılan nedensellik testi sonuçları tablo 4' de gösterilmiştir.

Tablo 4: Granger Nedensellik Testi Soruçları

Bağımlı Değişken	<i>p</i>		<i>i</i>	
	F İstatistiği	Önem Seviyesi	F İstatistiği	Önem Seviyesi
<i>p</i>	17.08	0.00	0.80	0.37
<i>i</i>	1.49	0.22	0.02	0.88

Tablo sonuçlarına göre fiyatlar genel düzeyi (*p*) daha dışsaldır. Bu nedenle modeldeki değişkenlerin *p, i* şeklinde sıralanması daha uygun olacaktır.

Tahmin edilen gecikmeli bir VAR modeli kalıntılarından hesaplanan Varyans Ayrımlaştırması tabloları, her bir değişken şokunun kendisi ve gerekse diğer değişkenler üzerindeki katkısını ifade etmektedir. Elde edilen varyans ayırma sonuçları tablo 5'te gösterilmiştir.

Tablo 5: Fiyatlar ve Faizler İçin Varyans Ayrımılaştırılmaları

Dönemler	Fiyatlar İçin Varyans Ayrımılaştırması		Faizler İçin Varyans Ayrımılaştırması	
	Fiyat	Faiz	Fiyat	Faiz
1	100.00	0.00	19.47	80.53
2	99.60	0.40	20.46	79.54
4	99.55	0.45	20.61	79.39
8	99.54	0.46	20.63	79.37
16	99.54	0.46	20.63	79.37
24	99.54	0.46	20.63	79.37

Tablo 5 incelendiğinde fiyatların oluşumunda faiz oranlarının katkısının çok önemsiz bir düzeyde kaldığı görülmektedir. Faiz oranlarının fiyatlar üzerindeki katkısının 4. dönemden itibaren % 0.45 gibi bir değere sahiptir. Buna karşılık faiz oranlarının oluşumunda fiyatların yaklaşık %20 düzeyinde bir etkisi vardır.

IV.Sonuç

Çalışmada, yapılan eşbütünleşim analizi sonucunda Türkiye açısından Fisher Etkisi'nin geçerli olmadığı sonucuna varılmıştır. Çalışmadan elde edilen bulguların , J. M. Paleologos ve S. E. Georgantelis (1997:229-244) ; J. Weidmann'ın (1997:1-25); W. J. Crowder (1997:1124-1142) ve M. Lanne'nin (2001:357-366) çalışmaları ile uyumlu olduğu görülmüştür.Yapılan ikili VAR çalışması sonucunda incelenen dönem itibariyle Türkiye'de yüksek faiz oranlarının enflasyon üzerinde doğrudan herhangi bir etkiye sahip olmadığı; buna karşılık fiyatlar genel düzeyinin nominal faiz oranlarının oluşumunda etkili olduğu sonucuna varılmıştır. İlk bakışta nominal faiz oranlarının yüksek

maliyetler yoluyla fiyatlar genel düzeyini yükseltmesi beklenebilir. Ancak yüksek faiz oranlarının toplam talebi kısıtlayıcı etkisi, enflasyon üzerindeki toplam etkiyi sınırlamaktadır. Bu nedenle yüksek faizlerin nedenleri ekonominin kendi iç dinamikleri ve diğer değişkenler yardımıyla incelenmelidir.

Kaynaklar

- Atkins, F. J. (1989) "Co-integration, Error Correction and the Fisher Effect", *Applied Economics*, 21, ss:1611-1620.
- Bekdache. B. ve Baum, C. S. (2000) "A Re-evaluation of Empirical Tests of the Fisher Hypothesis", Boston College Working Paper, No:472, ss:1-26. <http://fmwww.bc.edu/ec-p/wp472.pdf>
- Bonham, C. S. (1991) "Correct cointegration Tests of the Long-Run Relationship between Nominal Interest and Inflation", *Applied Economics*, 23, ss:1487-1492.
- Crowder, W. J. (1997) "The Long-Run Fisher Relation in Canada", *Canadian Journal of Economics*, 30(4), ss:1124-1142.
- Crowder, W. J. ve Hoffman, D. L. (1996). "The Long -Run Relationship between Nominal Interest Rates and Inflation: The Fisher Equation Revisited", *Journal of Money, Credit and Banking*, 28, ss:102-118.
- Daniels, J. P., Nourzad, F. ve Toutkoushian R. K. (1996) "Testing Fisher Effect as a Long-Run Equilibrium Relation", *Applied Financial Economics*, 6, ss:115-120.
- Enders, W. (1995). *Applied Econometric Time Series*, New York.
- Engle, R. F. ve Granger, C. W. J. (1987) "Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, 55(2), ss:251-276.
- Evans, M. D., Lewis, K. (1995) "Do Expected Shifts in Inflation Affect Estimates of the Long-Run Fisher Relation?", *Journal of Finance*, 50, ss:225-253.
- Fisher, I. (1930) "The Theory of Interest, Macmillan, New York.
- Garcia, P. ve Zapata, H. O. (1991) "Co-integration Error Correction and the Fisher Effect: A Clarification", *Applied Economics*, 23, ss:1367-1368.
- Granger, C. W. J. (1986) "Developments in the Study of Co-integrated Economic Variables", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, ss: 226.
- Gujarati, Damodar N. (1999). *Temel Ekonometri*, çev: Ümit Şenesen, Gülay Günlük Şenesen, Literatür Yayıncılık, İstanbul.
- Gupta K. L. ve Moazzami, B. (1990) "Inverted Fisher Hypothesis Revisited", *Economic Notes*, 2, ss: 292-296.
- Hutchison, M. M. ve Keeley, M. C. (1989) "Estimating Fisher Effect and the Stochastic Money Growth Process", *Economic Inquiry*, 27(2), ss:219-239.

- Inder, B. ve Silvapulle, P. (1993) "Does the Fisher Effect Apply in Australia?", *Applied Economics*, 25, ss: 839-843.
- Kearney, C ve Monadjemi, M. (1990) "Fiscal Policy and Current Account Performance: International Evidence on the Twin Deficits", *Journal of Macroeconomics*, Vol.12, No.2, ss:197-218.
- Lanne, M. (2001) "Near Unit Root and the Relationship between Inflation and Interest Rates: A Reexamination of the Fisher Effect", *Empirical Economics*, 26(2), ss: 357-366.
- Mc Donald, R. ve Murphy, P. (1989) "Testing for the Long-Run Relationships between Nominal Interest Rates and Inflation Using Cointegration Techniques", *Applied Economics*, 21, ss: 439-447.
- Mishkin, F. S. (1992) "Is the Fisher Effect for Real?", *Journal of Monetary Economics*, 30, ss:195-215.
- Mishkin, F. S. ve Simon, J. (1994) "An Empirical Examination of the Fisher Effect in Australia", *Research Discussion Paper No:9410, Federal Reserve Bank of Australia*, ss:1-23.
- Moazzami, B. (1991) "The Fisher Equation Controversy Re-examined", *Applied Financial Economics*, 1, ss:129-133.
- Paleologos, J. M. ve Georgantelis, S. E. (1997) "Does the Fisher Effect Apply in Greece? A Cointegration Analysis", *Economia Internazionale*, LII (2), ss:229-244.
- Phylaktis, K. ve Blake, D. (1993) "The Fisher Hypothesis: Evidence from Three High Inflation Economies", *Review of World Economics*, 129, ss:591-599.
- Sims, C. A. (1980) "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, Vol.48, 1980, ss.1-49.
- Thornton, J. (1996) "The Adjustment of Nominal Interest Rates in Mexico: A Study of the Fisher Effect", *Applied Economics Letters*, 3, ss:255-257.
- 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 & Statistics*, 75, ss:320-324.
- Weidmann, J. (1997) "New Hope for the Fisher Effect?: A Reexamination Using Threshold Cointegration", *Sonderforschungsbereich 303, Universitat Bonn, Discussion Paper*, No. B-385, ss:1-25.