

## FİŞHER HİPOTEZİ VE BEKLENTİLERİN ROLÜ

**Dr. Volkan HACIOĞLU\***  
**Dr. Önder YERLİKAYA\*\***

### ÖZET

Bu çalışmanın amacı faiz oranları ve enflasyon arasında bire bir ilişki olduğu yönündeki Fisher hipotezinin uzun dönemde geçerliliğini rasyonel beklentiler modeline göre reel değişkenler kullanarak Türkiye ekonomisi için test etmektir. Değişken seçimindeki temel fark beklentilerin rolünden kaynaklanmaktadır. Mevcut literatürde rasyonel beklentiler varsayımı altında Fisher hipotezi testi nominal faiz ve enflasyon oranları kullanılarak yapılmaktadır. Ancak rasyonel beklentilere sahip sofistike iktisadi aktörler iktisadi kararlarını “para peçesi”ne takılmaksızın nominal değerlere göre değil, reel değerlere göre almaktadırlar. Bu anlamda nominal değişkenlerin kullanıldığı bir model adaptif beklentilere uygun olarak temelde para yanlısaması varsayımını kabul eden bir modeldir. Rasyonel beklentiler varsayımında ise reel değerlerin kullanılması gerekmektedir. Çalışmamızdaki “yeni” yaklaşım, beklentilerin Fisher hipotezi üzerindeki rolünü dikkate almış olmasıdır. Koentegrasyon testi sonuçları reel faiz oranları ile paranın beklenen değerindeki değişimler arasında uzun dönemli iktisadi bir denge- nin varlığına işaret etmektedir.

**Anahtar Kelimeler:** Fisher Hipotezi, Adaptif Beklentiler, Rasyonel Beklentiler

**JEL Kodları:** E40, E51

## FISHER HYPOTHESIS AND THE ROLE OF EXPECTATIONS

### ABSTRACT

The aim of this study is to test the long run validity of the Fisher hypothesis for Turkish economy according to the rational expectations model by using real variables. The essential difference in variable choice originates from the role of expectations. In the current literature, the test

---

\* İstanbul Üniversitesi, İngilizce İktisat Bölümü, İktisat Politikası Anabilim Dalı  
volkanh@istanbul.edu.tr

\*\* İstanbul Üniversitesi, İngilizce İktisat Bölümü, İktisat Teorisi Anabilim Dalı  
oykaya@istanbul.edu.tr

of the Fisher hypothesis is implemented by the use of nominal interest and inflation rates. But the sophisticated economic agents with rational expectations take their economic decisions according to real variables rather than nominal variables without being entangled by the “veil of money.” In this sense, the model in which nominal variables are used is in fact a model that accepts the money illusion hypothesis in accordance with adaptive expectations. In case of rational expectations model, the real variables are to be used. The “new” approach of our paper is that we’ve taken into consideration the role of expectations on Fisher hypothesis. The results of cointegration test indicate the existence of a long run economic equilibrium between real interest rates and expected value of money.

**Keywords:** Fisher Hypothesis, Adaptive Expectations, Rational Expectations

## GİRİŞ

Irving Fisher (1930) tarafından formüle edilen nominal faiz oranları ile beklenen enflasyon arasındaki bire bir ilişki, Fisher Hipotezi ya da Fisher Etkisi olarak adlandırılmaktadır. Nominal faiz oranının, reel faiz oranı ile beklenen enflasyon oranının toplamına eşit olduğunu gösteren Fisher denklemi reel faiz oranının değişmediğini, buna karşın nominal faiz oranı ile beklenen enflasyon arasında bire bir ilişki olduğunu varsaymakta ve Klasik Dikotomi Doktrini’nin paranın yansızlığı tezini savunmaktadır.

Fisher Hipotezi’nin test edilmesi iktisat literatüründe uzun yıllara yayılan tartışmalı bir konudur. Enflasyonist beklentilerin doğrudan ölçümü mümkün olmadığı için, dolaylı yöntemlerle ‘proksi’ denilen belirleyici bir değişkenle ölçülmesi gerekmektedir. Fisher, araştırmalarında enflasyonist beklentilerin proksi değişkeni olarak geçmiş enflasyon oranlarının dağıtılmış gecikmeli modelini (*distributed lag model*) kullanmıştır. Fisher’in kendi icadı olan Dağıtılmış Gecikme Modeli sonradan Adaptif Beklentiler Modeli olarak adlandırılmış ve ilk defa Fisher tarafından *Paranın Satınalma Gücü* (1911) [*Purchasing Power of Money*] adlı eserinde kullanılmıştır. Sonradan Cagan (1956) ve Friedman (1957) tarafından geliştirilen bu model, iktisadi aktörlerin beklentilerini tarihsel verilerle “geriye yönelik” bir yaklaşımla oluşturdukları varsayımına dayanmaktadır.

Ancak adaptif beklentiler modeli, bireylerin sistematik hatalar yapmalarına olanak tanıdığı için eleştirilmiştir. Bu nedenle, koşullu beklentiler ve

rasyonel beklentiler gibi alternatif beklenti oluşum modelleri geliştirilmiştir. Muth (1961) tarafından geliştirilen rasyonel beklentiler hipotezi “ile-riye yönelik” bir beklenti oluşum modelidir. Bu modelde iktisadi aktörler sistematik hata yapmazlar. Piyasadaki mevcut enformasyonu elde etmenin marjinal maliyeti marjinal faydasına eşit olacak şekilde kullanarak piyasa mekanizmasının verimli çalışmasını sağlarlar. Rasyonel beklentilere sahip iktisadi aktörler, ekonomideki reel değerler ile nominal değerler arasındaki farkı doğru değerlendirerek “para peçesi”ni kolaylıkla *kaldırabilmektedirler*. Bu yaklaşım, Fisher Hipotezi’nin test edilmesine dair literatürde hâkim yöntem hâline gelmiştir.

Fakat Fisher’in orijinal denklemi genellikle ona atfedilen denklem *değildir* (Rhodes, 2007). Fisher’in rasyonel beklentilere göre modellediği orijinal Fisher denklemi (1896) ile modern iktisatta kullanılan geleneksel Fisher denklemi (1930) birbirinden farklıdır. Aradaki bu fark, temelde beklentilerin rolünden kaynaklanmaktadır. Orijinal Fisher denklemi rasyonel beklentiler varsayımına dayanmakta ve reel faiz oranlarıyla “paranın beklenen değeri” değişkenlerini temel almaktadır. Ancak “paranın değeri”nin değişmediğini düşünen bireylerin “para yanılması”na maruz kaldıklarını fark eden Fisher, bilimsel gözlemlerini *Para Yanılması* (1928) adlı kitabında ortaya koymuştur. Eğer bireyler “para yanılması”na maruz kalıyorlarsa, o zaman reel değerler ile nominal değerler arasında net bir ayırım yapamıyorlar, “para peçesini” *kaldıramıyorlar* ve bu nedenle sistematik hatalar yapıyorlar demektir. Bunun üzerine Fisher, denklemini para yanılmasına göre yeniden düzenlemiş ve bu defa adaptif beklentiler modeline göre nominal faiz ve enflasyon oranı değişkenlerini kullanmıştır. Böylece modern iktisattaki geleneksel Fisher denklemi (1930) ortaya çıkmıştır.

Ancak günümüzde Fisher’in para yanılması nedeniyle adaptif beklentilere göre yeniden düzenlediği bu denklem rasyonel beklentilere göre test edilmektedir. Fisher Hipotezi’ni rasyonel beklentiler modeline göre test etmek için, nominal faiz oranları ile enflasyon oranını değişken olarak alan geleneksel Fisher denklemi (1930) değil, reel faiz oranı ile “paranın değeri”ni değişken olarak alan orijinal Fisher denklemi kullanılmalıdır. Bu makalenin amacı, Fisher Hipotezi’ni, rasyonel beklentiler modelinin gerektirdiği gibi, reel faiz oranı ile “paranın değeri” değişkenlerine göre test etmektir.

Makalenin planı, beklenti modelleri ve Fisher hipotezi testine dair lite-

ratür araştırması ile Fisher hipotezinin koentegrasyon analizi olmak üzere iki temel bölümden oluşmaktadır. Birinci bölümde adaptif ve rasyonel beklentiler modelleri ile orijinal ve geleneksel Fisher denklemleri arasındaki teorik farklar ve tutarsızlıklar, mevcut literatürdeki çalışmalar üzerinden tartışılmakta ve konuya dair tarihsel bir perspektif sunulmaktadır. İkinci bölüm Fisher hipotezinin koentegrasyon analizine ayrılmıştır. Bu bölümde öncelikle ekonometrik metodoloji ve verilerle ilgili bilgi verilmekte, ardından Fisher hipotezinin test edilmesinde temel olan model kurularak değişkenlere ait zaman serileri durağan olup olmadıklarının belirlenmesi için birim kök testine tâbi tutulmaktadır. Birim kök testinden sonra koentegrasyon ve Granger nedensellik testleri yapılmakta ve bu testlerin sonuçları iktisadi olarak değerlendirilmektedir. Sonuç bölümünde çalışmanın Fisher hipotezi testine getirdiği “yeni” yaklaşım değerlendirilmekte ve alternatif bir para yanılması testi olma özelliği vurgulanmaktadır.

## 1. Beklenti Modelleri ve Fisher Hipotezi Testi: Literatür Araştırması

İktisadi aktörlerin beklenti oluşum modelleri, Fisher Hipotezi'nin testinde önemli bir faktör olarak yer almaktadır. Hipotez testinde kullanılan beklenti oluşum modeli bulgular üzerinde doğrudan bir etki yapmaktadır. Literatürde ağırlıklı olarak iki temel beklenti modeli kullanılmıştır. Bunlar adaptif ve rasyonel beklentilerdir. “Geriye yönelik” adaptif beklentiler bireylerin sistematik tahmin hataları yaptıkları varsayımına dayanmaktadır ve bu nedenle eleştirilmektedir. “İleriye yönelik” rasyonel beklentiler modelinde ise iktisadi aktörlerin sistematik tahmin hataları yapmayacakları varsayılmaktadır. Bu modele göre bireyler kusursuz bir öngörü (*perfect foresight*) gücüne ve piyasalara dair tam bilgiye (*full information*) sahiptirler. Ancak bu varsayımlar, gerçekçi olmadıklarından dolayı eleştirilmiş ve sınırlı rasyonalite (*bounded rationality*) gibi alternatif teoriler geliştirilmiştir.

### 1.1. Adaptif Beklentiler Modeli ve Geleneksel Fisher Denklemi

Adaptif beklentiler modeli, bir değişkenin gelecekte alacağı değerlerin geçmiş değerlerine göre tahmin edilmesine dayanan bir beklenti oluşum modelidir. Bu model, literatürde aynı zamanda *hata öğrenme hipotezi* (Gujarati, 1988), progresif veya ekstrapolatif beklentiler olarak da adlandırılmaktadır. Farklı beklenti hipotezlerini de kapsayan ekstrapolatif beklenti

modellerinin genel formülü aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$P_{i,t}^e = \alpha_1 P_{i,t-1} + \alpha_2 P_{i,t-2} + \dots + \alpha_n P_{i,t-n} + v_t \quad (1.1.1)$$

Burada  $P_{i,t}^e$  ile temsil edilen fiyat vektörü,  $i$ 'inci bireyin  $t$  zamanındaki fiyat beklentisini göstermektedir. Hata terimi  $v_t$  ise beyaz gürültü özelliklerine haiz standart rastsal (stokastik) değişkendir. Formülde  $\alpha_1 > \alpha_2 > \dots > \alpha_n$  olmak üzere  $\sum_{j=1}^n \alpha_j = 1$  ve  $n \leq \infty$  olarak tanımlanan ve beklentilerin revizyon katsayısını gösteren  $\alpha$  parametresine farklı değerler atfedilerek farklı beklenti oluşum modelleri türetilebilir. Örneğin,  $\alpha$  parametresinin geçmişe dönük bir şekilde geometrik olarak azalan ortalamaları alındığı takdirde adaptif beklentiler modeli elde edilir:

$$p_t^e = \alpha p_t + \alpha(1-\alpha)p_{t-1} + \alpha(1-\alpha)^2 p_{t-2} + \dots + \alpha(1-\alpha)^n p_{t-n} + v_t \quad (1.1.2)$$

Bu formülde  $\alpha$  parametresi 1'e eşitlendiğinde statik veya naif beklentiler modeli elde edilir. Geçmiş değerlere göre dağılan gecikme sayılarının,  $n$ , belirlenmesi yoluyla da farklı beklenti modelleri kurulabilir (Svendsen, 1993). Almon (1965) geçmişe yönelik gecikme sayılarına bir sınır getirmiş ve bu sınırdan sonra bağımsız değişkenlerin (cari dönemden önceki fiyatlar), bağımlı değişken (cari fiyat beklentisi) üzerinde bir etkisi kalmayacağını gösteren sonlu dağıtılmış gecikme modelini kurmuştur.

Fisher Hipotezi Testi, ilk olarak Fisher tarafından, dağıtılmış gecikme modeli (adaptif beklentiler) kullanılarak yapılmıştır. Fisher (1930), Birleşik Devletler'de 1890-1927 dönemindeki ve Birleşik Krallık'da 1820-1924 dönemindeki nominal faiz oranları ile enflasyon oranları arasındaki ilişkiyi araştırmıştır. Birleşik Devletler'de 37 yıllık bir dönemde uzun vadeli faiz oranları ile fiyat değişimleri arasında 0,86 oranında bir korelasyon bulmuştur; bunun yanısıra, fiyat değişimindeki gecikme yirmi yıldır. Birleşik Krallık'da ise 104 yıllık bir dönemde nominal faiz oranları ile enflasyon oranları arasındaki korelasyon 0,98; fiyat değişimindeki gecikme 28 yıldır (Cooray, 2002).

İkinci Dünya Savaşı öncesinde fiyat düzeyi ve faiz oranları arasındaki yüksek korelasyondan kaynaklanan Gibson Paradoksu'na da bir açıklama getiren bu araştırmalardan sonra Fisher vardığı sonucu şöyle ifade etmiştir: (Fisher, 1930, s. 451).

“Genel ve belirli bir kanıt bulduk . . . fiyat değişimleri genel olarak ve anlaşılır bir şekilde faiz oranını *a priori* teorisinin işaret ettiği yönde etkilemektedir. Fakat öngörü eksik olduğu için sonuçlar teorisinin gerektirdiğinden daha küçüktür ve fiyat hareketlerindeki gecikmeler bazı dönemlerde çok uzundur. Fiyat değişimlerinin faiz oranları üzerindeki etkileri yıllara göre *dağıtıldığında* dikkate değer büyüklükte korelasyon katsayılarına rastladık. Bu da, faiz oranlarının fiyat değişimlerini zamansal olarak oldukça mesafeli olmakla birlikte derece olarak yakından takip ettiğini göstermektedir.”

Fisher’in basit korelasyon yöntemi kullanarak hesapladığı katsayılar uzun vadede Fisher Etkisi’ni ispatlar niteliktedir. Nominal değişkenler içeren geleneksel Fisher denklemi (1930) adaptif beklentiler modeline göre test edilmektedir. Fisher’in kullandığı bu yöntemin temelinde para yanılması varsayımı yatmaktadır.

Ekonometrik yöntemlerdeki ilerlemelerle birlikte değişkenlerin değerlerinin zaman serileri arasındaki uzun dönem ilişkinin modellenmesi mümkün olmuş ve Fisher Hipotezi’nin test teknikleri basit korelasyondan koentegrasyon analizine kadar gelişmiştir. Adaptif beklentiler modeli daha sonra Koyck (1954), Cagan (1956), Friedman (1957) ve Nerlow (1958) tarafından farklı araştırmalar için kullanılmıştır. Koyck (1954) gözlemlenemeyen bir beklenti değişkenini gözlemlenebilir hâle getiren ve ‘Koyck dönüşümü’ olarak adlandırılan bir yöntem geliştirmiştir (Mumcu, 1996).

Sargent (1969), Gibson (1970), Yohe ve Karnosky (1969), Lahiri (1976) adaptif beklentiler (dağıtılmış gecikme) modelini kullanarak Fisher Hipotezini test etmişlerdir. Bu araştırmalarda beklenti oluşumunda gecikme süresinin önemli ölçüde kısaldığı görülmektedir.

Fisher’in aritmetik olarak azalan ağırlıklı ortalamalar kullanmasına karşın, Sargent (1969) ve Gibson (1970) geometrik olarak geçmişe doğru azalan ortalamalar kullanmışlardır. Bu yöntem ilk defa Koyck (1954) tarafından kullanılmış ve “Koyck gecikme modeli” olarak adlandırılmıştır. Diğer yandan, 1959-1970 döneminde Gibson (1972) nominal faiz oranının enflasyon oranındaki değişimlere yaklaşık altı aylık bir gecikmeyle bire bir uyarlandığını gözlemiştir (Cooray, 2002).

## 1.2. Rasyonel Beklentiler Modeli ve Orijinal Fisher Denklemi

Rasyonel beklentiler modeli enformatif olarak sofistike iktisadi aktörle-

rin sistematik tahmin hataları yapmadıkları ve modelin değişkenlerine dair eksiksiz bilgiye sahip oldukları varsayımına dayanmaktadır. Fiyat teorisine göre rasyonel beklentiler dengesi, piyasadaki mevcut enformasyonun cari fiyatlara dâhil olduğu ve bu cari fiyatların da bugüne indirgenmiş fiyat beklentilerine eşit olduğu noktada oluşmaktadır. Rasyonel beklentiler modelinde piyasa denge fiyatının genel formülasyonu aşağıdaki gibidir:

$$P_t = \sum_i^{\infty} \lambda^i E[P_t | \Omega_{t-i}] \quad (1.2.1)$$

Belirli bir  $t$  dönemindeki fiili fiyat ( $P_t$ ), dönem başında piyasadaki mevcut enformasyona koşullu fiyat beklentisine eşittir. Yukarıdaki formülde  $E$ , matematiksel beklentileri,  $\Omega_t$  rasyonel iktisadi aktörler tarafından kullanılan enformasyon setini,  $\lambda$  ise  $|\lambda| < 1$  olarak tanımlanan ölçek parametresini göstermektedir. Buna göre, rasyonel iktisadi aktörlerin fiyat beklentileri piyasadaki mevcut enformasyona göre oluşacak ve bu beklentilerdeki sapmalar yalnızca enformasyonel şoklar nedeniyle gerçekleşecektir (Hansen ve Sargent, 1981).

Fakat sistematik tahmin hatası yapmayan sofistike iktisadi aktörler modeldeki değişkenleri doğru bir şekilde tahmin edeceklerinden dolayı değişkenlerin dönem başı (*ex ante*) ve dönem sonu (*ex post*) değerleri sapmalara göre uyarlanacak ve dönem sonunda fiili fiyat rasyonel beklentiler denge fiyatına eşit olacaktır. Diğer bir ifadeyle, stokastik bir rasyonel beklentiler modelinde, beklentilerin hata terimleri arasında sıfır otokorelasyon olduğu varsayılmaktadır. Dönem aralıklarının infinitezimal olduğu durumda, beklentilerin fiili fiyatlara uyarlanması an meselesidir.

Rasyonel beklentiler modelini temel alan orijinal Fisher denkleminde (1896) reel faiz oranı ile “paranın beklenen değeri” ya da paranın satın alma gücü ( $1/P$ ) değişkenleri yer almaktadır. Ancak Fisher’in orijinal denkleminde “paranın beklenen değeri” olarak kullandığı değişkenin yerine sonradan “beklenen deflasyon” değişkeni yerleştirilmiş ve reel faiz oranı yerine ise nominal faiz oranı konulmuştur. Böylece modern iktisatta bugün kullanılan geleneksel Fisher denklemi oluşturulmuştur (Benninga ve Protopapadakis, 1983).

Ancak rasyonel beklentiler varsayımına göre bireyler kusursuz öngörülerıyla “para peçesi”nin içinden geçerek reel değerleri doğru algılamak-

tadırlar. Bu nedenle bir yandan rasyonel beklentiler varsayımına dayanan, diğer yandan nominal değişkenleri kullanan geleneksel Fisher denkleminin temelinde bir tutarsızlık bulunmaktadır (Blejer ve Eden, 1979). Orijinal Fisher denklemi (1896) ile geleneksel Fisher denklemi arasındaki fark beklenti oluşum modellerinden kaynaklanmaktadır. Orijinal Fisher denkleminde kullanılan “paranın beklenen değeri” ile geleneksel Fisher denkleminde kullanılan “beklenen deflasyon” arasındaki fark “Jensen eşitsizliği” ile açıklanmaktadır (Rhodes, 2007).

İktisat literatüründe Fisher hipotezinin testinde kullanılan geleneksel Fisher denklemi bir yandan nominal değişkenleri kullanmakta, diğer yandan rasyonel beklentiler varsayımına dayanmakta ve bu nedenle test sonuçları tarafgir (*biased*) olmaktadır. Nominal faiz ve enflasyon oranları arasındaki ortak trendi araştırmak için yapılan koentegrasyon testleri Fisher etkisinin uzun dönemde geçerli olduğunu fakat kısa dönemde geçerli olmadığını ortaya koymaktadır. Araştırmaların birçoğu nominal faiz oranı ile enflasyon oranı arasında pozitif yönlü bir ilişkinin varlığını destekler nitelikte olmakla birlikte Fisher tarafından ileri sürülen bire bir ilişkiye dair yeterli kanıt bulunmamaktadır (Jensen, 2006).

Owen (1993), Fisher hipotezinin koentegrasyon analizindeki sorunları araştırmıştır. Nominal faiz oranı ile enflasyonun koentegre olmadığı durumlarda, Bonham’ın (1991) ileri sürdüğü gibi, nominal değişkenlere ilaveten, denkleme proksi olarak reel faiz oranının katılmasının ‘ne gerekli ne de doğru olduğunu’ belirtmiştir (Owen, 1993). Alternatif bir yaklaşım olarak, nominal ve *ex ante* reel faiz oranlarının davranışsal denklemlerinin belirlenmesi yönünde bir çerçeve çizmektedir. Ancak bu alternatif yaklaşım da, Fisher hipotezinde beklentilerin rolünü göz ardı etmektedir.

## 2. Fisher Hipotezi’nin “Doğru” Koentegrasyon Analizi

Rasyonel beklentiler varsayımı altında Fisher hipotezinin “doğru” koentegrasyon analizi Fisher denkleminde nominal değişkenler yerine, reel değişkenler tayin edilmesiyle gerçekleştirilebilir. Orijinal Fisher denklemi paranın *beklenen* değeri  $a$  ve reel faiz oranı  $j$  ile ifade edilmektedir. Reel faiz oranı ( $j$ ) nominal faiz oranı ( $i$ ) ve paranın *beklenen* değerinin ( $a^e$ ) toplamından oluşmaktadır.



Dikotomi doktrinine göre reel değişkenler nominal değişkenlerden bağımsız olduğu için nominal faiz oranının reel değişkenler üzerinde hiçbir etkisi yoktur. Diğer bir deyişle, ancak reel faiz oranı ile paranın beklenen değeri arasında bire bir koentegrasyon olmadığında (yani, dikotomi ortadan kalktığında) nominal faiz oranında denklemi telâfi edici bir değişme gerçekleşebilir. Bu nedenle, Fisher Hipotezi'nin orijinal Fisher denklemi-ne göre test edilmesi, nominal faiz oranının 'durağan' olduğu varsayımına dayanmaktadır. Orijinal Fisher denkleminin genel formülü aşağıdaki gibidir:

$$j = i + a^e \quad (2.1)$$

Bu formüle göre paranın *beklenen* değerindeki yüzdelik değişim  $a^e = (v_{t+1}^e - v_t) / v_t$  şeklinde olacaktır. Burada  $v$ , fiyatlar genel düzeyinin tersini ( $P^{-1}$ ), yani "paranın değeri"ni göstermektedir. Rasyonel beklentiler varsayımı altında, paranın *beklenen* değeri ( $a$ ), paranın *ex post* değerine ( $a^*$ ) eşit olacaktır. Bu durumda piyasada kusursuz bir öngörüye sahip iktisadi aktörler para yanılması maruz kalmayacaklardır.

## 2.1. Veri ve Ekonometrik Metodoloji

Reel faiz oranı ile paranın beklenen değeri arasında bire bir değişim olduğu yönündeki orijinal Fisher denklemine dayalı Fisher Hipotezi'nin test edilmesini amaçlayan çalışmamızda kullandığımız değişkenler TC-MB-EDVS'den (Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi) derlenmiştir. "Reel faiz oranları" ve "paranın satınalma gücü", ( $1/P$ ) değişkenleri arasındaki uzun dönemli denge ilişkisinin testi için veri seti mümkün mertebe geniş tutulmuştur. Söz konusu değişkenler 1988:M1-2013:M5 dönemine ait olmak üzere 25 yıldan fazla bir zaman dilimini kapsamaktadır.

Reel faiz oranı ile paranın beklenen değeri arasında bire bir değişim olduğu yönündeki orijinal Fisher denklemine dayalı Fisher Hipotezi'nin test edilmesi yeni bir yaklaşımdır. Literatürde en yaygın olarak kullanılan koentegrasyon testleri Engle-Granger (1987) ve Johansen (1988)'dir. Bu çalışmada Johansen Koentegrasyon yaklaşımı kullanılmıştır. Ancak zaman serisi verilerinde durağan olmayan serilerden kaynaklanan sahte regresyon sorununu ortadan kaldırmak için koentegrasyon testinden önce

modelde yer alan değişkenlerin zaman serilerine dair durağanlık analizi yapılması gerekmektedir.

## 2.2. Model

Paranın satınalma gücünün reel faizler üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi olduğu yönündeki Fisher hipotezinin test edilmesinde temel olan koentegrasyon regresyonunun denklemi aşağıdaki gibidir:

$$Y = \alpha_0 + \alpha_1 X + \varepsilon \quad (2.2.1)$$

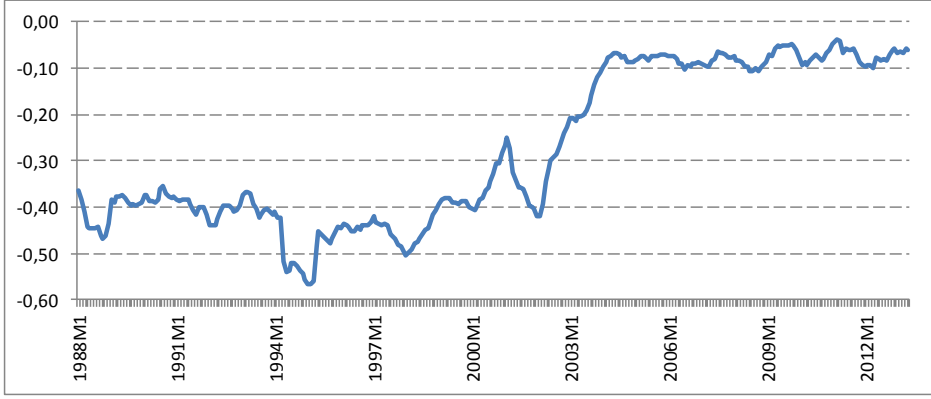
Bu denklemde,  $Y$  reel faiz oranlarını,  $X$  paranın satınalma gücünü göstermektedir;  $\alpha_0$  sabit terim,  $\alpha_1$  eğim katsayısı,  $\varepsilon$  ise hata terimidir.

Fisher hipotezine göre reel faiz oranları ile paranın satınalma gücündeki değişim oranları arasında uzun dönemli bire bir ilişkinin olması için  $\alpha_0$  sabit terim ve  $\alpha_1$  eğim katsayısının değerleri sırasıyla 0 ve 1 olmalıdır.

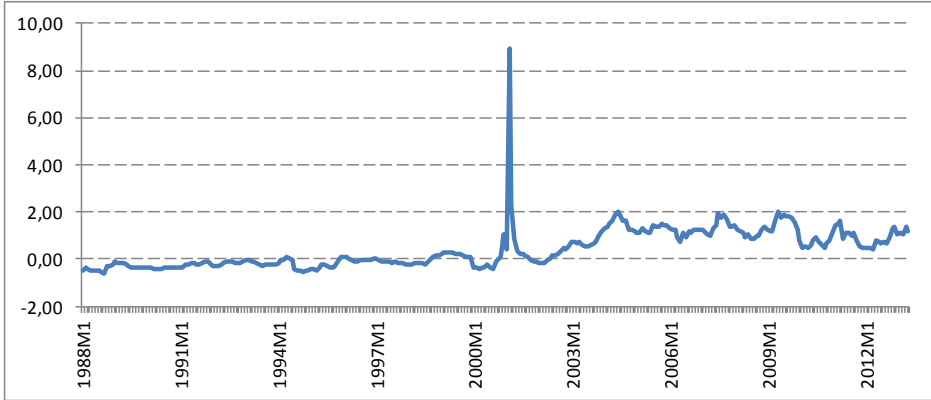
## 2.3. Durağanlık Analizi: Birim Kök Testi

Makro veriler genellikle durağan olmayan serilerden oluştuğundan her iki serinin entegrasyon mertebesinde belirlenmesi için durağanlık (birim kök) testlerinin yapılması gerekmektedir. Ekonometrik metodolojiye göre bir serinin durağan olması için ortalamasının ve varyansının zamana göre sabit kalması gerekmektedir. Serilerin durağanlık analizinde en çok kullanılan testler Dickey Fuller (1979), Genişletilmiş Dickey Fuller (1981) ve Phillips Perron (1988) testleridir. Çalışmamızda birim kök analizi için Genişletilmiş Dickey-Fuller (*Augmented Dickey-Fuller, ADF*) testi kullanılmıştır.

Modelde yer alan “paranın satınalma gücü” ve “reel faiz” serilerinin yüzdelik değişimlerinin düzey değerleriyle grafikleri aşağıda gösterilmiştir.



**Şekil 1:** Paranın Satınalma Gücündeki Yüzdelerik Değişimlerin Düzey Değerleriyle Grafiği



**Şekil 2:** Reel Faizdeki Yüzdelerik Değişimlerin Düzey Değerleriyle Grafiği

ADF testi,  $\gamma = -\left(1 - \sum_{i=1}^p a_i\right)$  ve  $\beta_i \sum_{j=i}^p a_j$  olmak üzere, sabit terim ve trend barındıran  $\Delta y_t = a_0 + a_2 t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$  regresyon denkleminde  $H_0 : \gamma = 0$ , sıfır hipotezinin sınanması ile elde edilen test istatistiğine dayanır. Sıfır hipotezinin kabul edilmesi ilgili seride birim kök varlığını göstermektedir (Enders, ss. 182-183).

ADF testinin yapılabilmesi için ele alınan serilerin trend içerip içermediği önem taşımaktadır. Pantula (1989) tarafından geliştirilen metodolojiye göre, bir seri trend barındırıyorsa, serinin düzey (*level*) değerlerine ilişkin birim kök testi trend terimi içeren ADF testi ile yapılmalıdır. Eğer seri trend barındırmıyorsa, başka bir ifadeyle sabit bir ortalama etrafında dalgalanıyorsa, ADF testi trend terimi olmadan sadece sabit terim yardımıyla tahmin edilir. Tablo 1’de çalışmamızda kullanılan serilere ilişkin ADF test sonuçları verilmiştir.

Şekil 1’de “Paranın Satınalma Gücü” serisinin düzey verileriyle sabit terim ve trend barındırdığı görülmektedir. Bu amaçla ADF testi sabit terim (*nonzero mean*) ve trend (*time trend*) ile gerçekleştirilmiştir. ADF test istatistiğine göre paranın satınalma gücü serisi birim kök içermektedir. Pantula prensibine uygun olarak serinin bir mertebe farkı alındıktan sonra, sadece sabit terim kullanılarak ADF testine tâbi tutulmuş ve Tablo 1’deki istatistikler elde edilmiştir. Elde edilen test istatistiği **-6,5376**, %1 ve %5 anlamlılık düzeylerindeki kritik değerlerden küçük olduğundan paranın satınalma gücü serisi birinci mertebeden entegredir.

**Tablo 1:** ADF Birim Kök Testi Sonuçları

| Değişken   | Düzy / Fark | Test İstatistiği   | Kritik Değerler |               | Deterministik Terim | Gecikme Uzunluğu |
|------------|-------------|--------------------|-----------------|---------------|---------------------|------------------|
|            |             |                    | %1              | %5            |                     |                  |
| <b>PSG</b> | Düzy        | -2,1651 (0,5069)*  | -3,989          | -3,4249       | Sabit ve Trend      | 5                |
|            | 1. Fark     | -6,5376 (0,0000)*  | <b>-3,4521</b>  | <b>-2,871</b> | Sabit               | 4                |
| <b>RF</b>  | Düzy        | -3,3032 (0,0156)*  | -3,452          | <b>-2,871</b> | Sabit               | 4                |
|            | 1. Fark     | -12,2930 (0,0000)* | -2,5727         | -1,9419       | Terimsiz            | 3                |

**Not:** Birim kök testi EViews (versiyon 7.0) ile gerçekleştirilmiştir. Maksimum gecikme uzunluğu, Akaike Bilgi Kriterine göre 10 olarak seçilmiştir. (\*) İlgili serinin birim kök içerdiği hipotezini reddetme olasılığını belirtmektedir.

Şekil 2’de reel faiz serisinin sadece sabit terim içerdiği görülmektedir. Bu sebeple reel faiz serisine ilişkin olarak ADF testi yalnızca sabit terim ile gerçekleştirilmiştir. Elde edilen test istatistiği **-3,3032** %5 anlamlılık

düzeyindeki kritik değerden küçüktür. Reel faiz serisi düzey değerleriyle durağandır.

#### 2.4. Koentegrasyon Testi: Johansen Yaklaşımı

Johansen yaklaşımı modelde yer alan değişkenler arasında birden fazla koentegre ilişkinin araştırılmasına olanak sağladığı için iki aşamalı Engle-Granger testinden daha kullanışlıdır. Ayrıca örneklem sayısının fazla miktarda olduğu veri setlerinde Johansen yaklaşımı tercih edilmektedir. Bu bölümde Johansen yaklaşımıyla uygulanan koentegrasyon testi, EViews (versiyon 0.7) programı ile yapılmıştır. Johansen (1991, 1995) tarafından geliştirilen ve VAR (Vector Autoregression) modeline dayananan metodoloji aşağıdaki gibi formüle edilmektedir:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + Bx_t + \varepsilon_t \quad (2.4.1)$$

Bu formülde  $p$ , VAR modelinin derecesini;  $y_t$ , durağan olmayan I (1) değişken vektörünü ( $k$ );

$x_t$  deterministik değişken vektörünü ( $d$ );  $\varepsilon_t$  ise normal dağılımlı hata terimini ifade etmektedir. VAR modeli fark operatörü  $\Delta$  yeniden düzenlendiğinde VEC (Vektör Hata Düzeltme) modeline dönüştürülebilir:

$$\Delta y_t = \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \Pi y_{t-1} + Bx_t + \varepsilon_t \quad (2.4.2)$$

Yukarıdaki formülü toplam sembolü kullanarak daha kısa bir şekilde yazacak olursak aşağıdaki formülü elde ederiz:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + Bx_t + \varepsilon_t \quad (2.4.3)$$

Formüldeki  $\Pi$  ve  $\Gamma_i$  katsayı matrisleri şöyle tanımlanmıştır:

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I \quad (2.4.4)$$

$$\Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j \quad (2.4.5)$$

$\Pi$  matrisinin indirgenmiş derecesi  $r < k$  olduğunda,  $\Pi = \alpha\beta'$  olarak yazılabilir. Buna göre  $\alpha$  ve  $\beta$  matrisleri  $n \times r$  boyutundadır.  $\alpha$  matrisinin her bir sütunu hata düzeltme hızını ifade eder.  $\beta$  matrisi ise koentegre ilişkilerin uzun dönem katsayılarını göstermektedir. Johansen yaklaşımı  $\Pi$  matrisinin indirgenmiş derecesini  $r$  (rank) test etmektedir.

Johansen koentegrasyon analizi maksimum özdeğer (*eigenvalue*) testi ve İz (*Trace*) istatistiği testi olmak üzere iki testten oluşmaktadır. Maksimum özdeğer testi aşağıdaki formülle ifade edilmektedir:

$$\lambda_{\max}[H_1(r-1) | H_1(r)] = -T \log(1 - \hat{\lambda}_r) \quad (2.4.6)$$

Maksimum özdeğer testinde  $r = 0, 1, 2, \dots, p-2, p-1$  olmak üzere  $r = 0$  ile gösterilen sıfır hipotezi seriler arasında koentegre vektör olmadığını belirtmektedir. Alternatif hipotez, seriler arasında  $r + 1$  koentegre vektör olduğunu ifade eder. İz (*Trace*) istatistiğinin formülasyonu ise şöyledir:

$$\lambda_{\text{trace}}[H_1(r) | H_0] = -T \sum_{i=r+1}^p \log(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (2.4.7)$$

Maksimum özdeğer istatistiğinden farklı olarak İz (*Trace*) istatistiğinde sıfır hipotezi “en fazla  $r$  adet koentegre vektör vardır” şeklinde ifade edilir. Hipotezi test etmeye  $r = 0$ 'dan başlanır ve sıfır hipotezi kabul edilene kadar  $r = 1, r = 2$  olarak devam eder. Serilerde koentegrasyon yoksa sıfır hipotezi  $r = 0$  olan ilk adımda kabul edilir. Seriler koentegre ise, hipotez testi koentegre vektör sayısı kadar devam eder.

Reel faiz oranları ile paranın satınalma gücündeki değişim oranlarının uzun dönemli iktisadi bir denge ilişkisinin olup olmadığını test etmek için kullanılan Johansen koentegrasyon testi sonuçları Tablo 2'de gösterilmektedir. Trace istatistiğinden ve Max-Eigen istatistiğinden elde edilen ampirik sonuçların her ikisi de kritik değer tahminlerine göre %5 anlamlılık düzeyinde reel faiz oranları ile paranın satınalma gücünün değişim oranlarını gösteren değişkenlerden oluşan zaman serileri arasında koentegrasyon olmadığına dair sıfır hipotezini reddedildiğini göstermektedir.

**Tablo 2:** Johansen Koentegrasyon Testi Sonuçları

|  | Sıfır Hipotezi | Test İstatistiği | 0.05 Kritik Değer | Olasılık Değeri |
|--|----------------|------------------|-------------------|-----------------|
| $\lambda$<br>-Trace<br>Testi   | $r = 0^*$      | 55,22606         | 42,91525          | 0,0019          |
|  | $r \leq 1$     | 11,94066         | 25,87211          | 0,8161          |
|  | $r \leq 2$     | 4,025587         | 12,51798          | 0,7384          |
| $\lambda$<br>-Max-<br>Eigen<br>Testi                                     | $r = 0^*$      | 43,2854          | 25,82321          | 0,0001          |
|  | $r = 1$        | 7,915069         | 19,38704          | 0,8291          |
|  | $r = 2$        | 4,025587         | 12,51798          | 0,7384          |
| *Sıfır hipotezini 0,05 düzeyinde kabul etme olasılığını belirlemektedir. |                |                  |                   |                 |

Seriler arasında koentegre vektör veya vektörler olup olmadığını test etmek için kullanılan sıfır hipotezi ve alternatif hipotezin formülasyonu aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$H_0 : r = 0 \text{ (Seriler arasında koentegrasyon yoktur)}$$

$$H_1 : r + 1 \text{ (Seriler arasında koentegrasyon vardır)}$$

Tablo 2’de İz (*Trace*) testi bölümünün birinci sütununda “Seriler arasında koentegrasyon yoktur,” (rank  $r = 0$ ) sıfır hipotezine ait test istatistiği 55,22606, %5 güven aralığında kritik değer olan 42,91525 rakamından büyük olduğu için reddedilmektedir. Bu nedenle, aynı sütunda “Seriler arasında koentegrasyon vardır,” (rank  $r > 0$ ) alternatif hipotezi kabul edilmektedir. Maksimum özdeğer (eigenvalue) testinde ise sıfır hipotezine ait test istatistiği 43,2854, %5 güven aralığında kritik değer olan 25,82321 rakamından büyük olduğu için reddedilmektedir ve yine aynı sütunda “Seriler arasından koentegrasyon vardır,” (rank  $r = 1$ ) alternatif hipotezi kabul edilmektedir.

Bir sonraki aşamada, İz (*Trace*) testi bölümünün ikinci sütununda “Seriler arasında birden fazla koentegrasyon yoktur,” (rank  $r \leq 1$ ) sıfır hipotezine ait test istatistiği 11,94066, %5 güven aralığında kritik değer olan 25,87211 rakamından küçük olduğu için kabul edilmektedir. Buna karşın, “Seriler arasında birden fazla koentegrasyon vardır,” (rank  $r > 1$ ) alternatif

hipotezi reddedilmektedir. Maksimum özdeğer (eigenvalue) testi bölümünün ikinci sütununda ise “Seriler arasında bir adet koentegrasyon vardır,” (rank  $r = 1$ ) sıfır hipotezine ait test istatistiği 7,915069, %5 kritik değer olan 19,38704 rakamından küçük olduğu için kabul edilmektedir. Bundan dolayı, “Seriler arasında iki adet koentegrasyon vardır,” (rank  $r = 2$ ) alternatif hipotezi reddedilmektedir.

Sonuç olarak, İz (*Trace*) testi ve maksimum özdeğer (eigenvalue) testi, modelde yer alan her iki seri arasında %5 anlamlılık düzeyinde **bir** koentegrasyonun mevcut olduğunu ortaya koymaktadır. Sistemdeki değişkenlerin maksimum koentegre derecesi  $r = 1$ 'dir.

Johansen koentegrasyon testinden elde edilen bulgular reel faiz oranları ile paranın beklenen değeri arasında uzun dönemli sürdürülebilir bir denge ilişkisinin varlığını göstermektedir.

## 2.5. Granger Nedensellik Testi

Paranın satın alma gücündeki değişim oranları ile reel faizlerindeki değişim oranları arasındaki uzun dönemli denge ilişkisinin varlığı koentegrasyon analizi ile ortaya bulgulandıktan sonra söz konusu değişkenler arasındaki ilişkinin yönünün belirlenmesi için nedensellik analizi yapılması gerekmektedir. İki değişken arasındaki nedensellik ilişkisini test etmek için kullanılan en yaygın yöntem Granger (1969) tarafından geliştirilen Granger Nedensellik testidir.

Bu test iki değişkene ait VAR (vektör otoregresyon) modelinin tahminine dayanmaktadır:

$$x_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{t-j} + \mu_{1t} \quad (2.5.1)$$

$$y_t = \sum_{i=1}^m \lambda_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^m \delta_j Y_{t-j} + \mu_{2t} \quad (2.5.2)$$

Granger nedenselliği (2.5.1) numaralı denklemde  $Y$  değişkeninin gecikmeli değerlerinin  $X$  değişkenini, (2.5.2) numaralı denklemde ise  $X$  değişkeninin gecikmeli değerlerinin  $Y$  değişkenini anlamlı bir şekilde etkileyip etkilemediğini test etmektedir.



Bu amaç doğrultusunda Granger Nedensellik testi uygulanmıştır. Test sonuçları aşağıdaki gibidir.

**Tablo 3:** Pairwise Granger Nedensellik Testi Sonuçları

Gecikme: 1

| Sıfır Hipotezi   | Gözlemler | F İstatistiği | Olasılık |
|--|-----------|---------------|----------|
| Paranın Satın Alma Gücü, Reel Faizin Granger Nedeni Değildir.  | 304       | 75.7666       | 0.0000   |
| Reel Faiz, Paranın Satın Alma Gücünün Granger Nedeni Değildir. |           | 7.1476        | 0.0079   |

Tablo 3’de belirtilen sonuçlara göre Paranın Satınalma Gücü, Reel Faizin Nedeni Değildir,” sıfır hipotezi reddedilmektedir. Diğer yandan, Reel Faiz, Paranın Satınalma Gücünün Granger Nedeni Değildir,” sıfır hipotezi de reddedilmektedir. Bu durumda tahmin edilen modeldeki değişkenler arasında çift yönlü bir Granger nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Ancak bu çift yönlü ilişkide Paranın Satınalma Gücünün, Reel Faiz üzerindeki etkisi istatistiksel anlamda daha fazladır. Bu da modeldeki iktisadi aktörlerin paranın değerine dair beklentilerinin reel faizler üzerindeki etkisini göstermektedir.

## SONUÇ

Fisher hipotezinin test edilmesinde kullanılan beklenti oluşum modelleri Fisher’in iki farklı denklemine göre değişiklik göstermektedir. Faiz ve enflasyon oranları arasındaki ilişkiyi formüle eden Fisher denklemi nominal ve reel olmak üzere iki farklı değer standardına göre orijinal Fisher denklemi ve geleneksel Fisher denklemi olarak ikiye ayrılmaktadır. Orijinal Fisher denklemi (1896), Fisher’in teorik bir iktisatçı olarak tümevarım yöntemiyle oluşturduğu bir fonksiyondur. Buna göre, rasyonel beklentilere sahip sofistike iktisadi aktörler tam bir enformasyonla para yanılısamasına kapılmaksızın nominal (itibari) bir değer olan fiyatları—ya da malların değerini—*değil*, paranın beklenen değerini ‘proksi’ değişkeni olarak almakta ve “para peçesi”ni kaldırıp reel değerleri doğru algılamaktadırlar.

Ancak günümüzde modern bir davranışsal iktisatçı olarak nitelenen Fisher, yıllara yayılan piyasa gözlemleri sırasında iktisadi aktörlerin beklentilerini paranın değerine göre değil, fiyatlara ya da malların değerine göre oluşturduklarını fark etmiş ve denklemini nominal faiz ve enflasyon değişkenlerini temel alarak tekrar formüle etmiştir. Bu nedenle günümüzde kullanılan geleneksel Fisher denklemi (1930) ile orijinal Fisher denklemi arasında beklentilerin rolünden kaynaklanan önemli bir fark vardır. Fakat bu fark, Fisher hipotezi testi sırasında birçok iktisatçı tarafından dikkate alınmamıştır.

Bu makalede, beklentilerin Fisher hipotezi üzerindeki rolü önemle vurgulanmış ve her iki Fisher denklemi ile beklenti oluşum modelleri arasında önemli bir ayrım yapılmıştır. Reel proksi değişkenleriyle oluşturulan orijinal Fisher denklemi rasyonel beklentiler modeli ile tutarlılık göstermektedir. Ancak günümüzde kullanılan geleneksel Fisher denklemi rasyonel beklentiler modeliyle uyumlu değildir. Çünkü iktisadi aktörlerin fiyatlar (enflasyon) üzerinden beklenti oluşturduklarını varsaymakta ve böylelikle aslında bireylerin “rasyonel” davranmadıklarını ve para yanılısamasına maruz kalarak ekonomiyi bir sis gibi örten “para peçesi”ni kaldıramadıklarını *a priori* olarak kabul etmektedir. Bu nedenle, orijinal Fisher denklemi rasyonel beklentiler modeliyle tutarlılık gösterirken, günümüzde kullanılan geleneksel Fisher denklemi adaptif beklentiler modeline göre tutarlılık kazanmaktadır. Fisher hipotezi testi sırasında ampirik çalışma yapılırken bu önemli teorik fark dikkate alınmalıdır.

Bu çalışmada, bu önemli teorik fark dikkate alınarak Fisher hipotezi testi rasyonel beklentiler modeli ile tutarlılık gösteren orijinal Fisher denklemine göre yapılmıştır. Çalışmanın “yeni”liği, söz konusu teorik farktan hareketle reel değişkenleri “doğru” bir koentegrasyon testine tâbi tutmasıdır. Çalışmamızda, Türkiye’de 1988-2012 dönemi arasında paranın *beklenen* değeri ile reel faiz oranları arasındaki ilişki TCMB-EVDS’den alınan verilerle Johansen koentegrasyon yaklaşımı yoluyla test edilmiştir. Her iki proksi değişkeni arasında istatistiksel olarak anlamlı bir koentegrasyona rastlanmış fakat değişkenler arasında bire bir örtüşen bir ilişki bulunamamıştır.

Mevcut literatürdeki Fisher hipotezi testleri değişkenlerin kapsadıkları döneme, kullanılan test tekniğine ve ülkelerin gelişmişlik düzeylerine göre fazlasıyla hassasiyet göstermektedir. Bu nedenle, test sonuçları söz konusu

faktörlere bağlı olarak dönemler ve ülkeler arasında değişmektedir. Çalışmamızın diğer bir önemli yanı ise alternatif bir para yanılması testi özelliği taşıyor olmasıdır. Reel değerlerin koentegre olduğu durumda para yanılması olgusu ortadan kalkar. Aksi halde para yanılmasının varlığında söz edilebilir. Nominal değerler para yanılması varsayımını *a priori* olarak kabul ettikleri için bu türden bir alternatif test imkânı sunmaz.

## KAYNAKÇA

- Alimi, Santos R. ve Ofonyelu, Chris C. (2013), "Toda-Yamamoto Causality Test Between Money Market Interest Rate and Expected Inflation: The Fisher Hypothesis Revisited," **European Scientific Journal**, C:9(7), ss. 125-142.
- Almon, Shirley (1965) "The Distributed Lag Between Capital Appropriations and Net Expenditures," **Econometrica**, C.33, 1965, ss. 178-196.
- Beyer, Andreas, Haug, Alfred A. ve Dewald, William G., (2009) "Structural Breaks, Coentegration and the Fisher Effect" **European Central Bank, Working Paper Series No: 1013**.
- Blejer, Mario ve Eden, Benjamin (1979), "A Note on the Specification of the Fisher Equation Under Inflation Uncertainty," **Economic Letters**, C.3, ss. 249-255.
- Bonham, C. S. (1991), "Correct Cointegration Tests of the Long-Run Relationship between Nominal Interest and Inflation," **Applied Economics**, C.23, ss. 1487-1492.
- Cooray, Arusha (2002), "The Fisher Effect: A Review of the Literature," **Working Paper No. 0206**, Macquarie University, Department of Economics.
- Dickey, D., ve Fuller, W. A. (1979), "Distributions of the Estimators for Autoregressive Time Series with A Unit Root," **Journal of American Statistical Association**, 74, ss. 427-431.
- Dickey, D., ve Fuller, W. A. (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with A Unit Root," **Econometrica**, C.49(4), ss. 1057-1072.

- Enders, Walter. (2004), **Applied Econometric Time Series**, 2. Baskı, John Wiley & Sons, New Jersey.
- Engle, R. ve Granger, C. (1987), "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, C.55, ss. 251-276.
- Fisher, Irving (1986), **Appreciation and Interest**, New York: Macmillan.
- Fisher, Irving (1911), **The Purchasing Power of Money**, New York: Macmillan.
- Fisher, Irving (1928), **The Money Illusion**, Adelphi, New York.
- Fisher, Irving (1930), **The Theory of Interest**, New York: Macmillan.
- Gibson, W. E. (1970), "Price-Expectations Effects on Interest Rates," **Journal of Finance**, 25, ss. 19-34.
- Gibson, W. E. (1972), "Interest Rates and Inflationary Expectations: New Evidence," **American Economic Review**, C.62, ss. 854-865.
- Gokey, T. C. (1990), "Stationarity of Nominal Interest Rates, Inflation and Real Interest Rates," University of Oxford, Institute of Economics and Statistics, **Applied Economics Discussion Paper** 1005.
- Granger, C. W. J. (1969), "Investigating Casual Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methods," **Econometrica**, C:37, ss. 424-438.
- Groenewold, N. (1989), "The Adjustment of the Real Interest Rate to Inflation," **Applied Economics**, C.21, ss. 947-956.
- Gujarati, D. N. (1988), **Basic Econometrics**, 2. Basım, New York: McGraw-Hill Company.
- Hansen, Lars P. ve Sargent, Thomas J. (1981), "A Note on Wiener-Kolmogorov Prediction Formulas for Rational Expectations Models," **Federal Reserve Bank of Minneapolis**, Research Department Staff Report 69.
- Howitt, Peter (1972), "Fisher Effect," **The New Palgrave Dictionary of Money & Finance** içinde, ed. Newman Peter; Milgate, Murray ve Eatwell, John. Londra: Macmillan.

- Jensen, Mark J. (2006), "The Long-Run Fisher Effect: Can It Be Tested?" **Federal Reserve Bank of Atlanta**, Working Paper 2006-11.
- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," **Journal of Economic Dynamics and Control**, C.12, ss. 231-254.
- Johansen, S. (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," **Econometrica**, C.59, ss. 1551-1580.
- Joahnsen, S. (1995), **Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models**, Oxford: Oxford University Press.
- Koyck, L. M. (1954), **Distributed Lags and Investment Analysis**, North Holland Publishing Co., Amsterdam.
- Lahiri, K. (1976), "Inflationary Expectations: Their Formation and Interest Rate Effects," **American Economic Review**, C.66, ss. 124-131.
- Lahiri, K. ve Lee, J. (1979), "Tests of Rational Expectations and Fisher Effect," **Southern Economic Journal**, C.46, ss. 413-424.
- Lucas, R. E. Jr. (1980), "Two Illustrations of the Quantity Theory of Money," **American Economic Review**, C.70, 1005-1014.
- Mishkin, F. S: (1991), "Is the Fisher Effect for Real? A reexamination of the Relationship between Inflation and Interest Rates," **NBER Working Paper** 3632.
- Mumcu, Necati (1996), "Adaptif Beklentiler Hipotezi," **Para ve Finans Ansiklopedisi** içinde, ed. Deniz Gökçe, s. 22.
- Muth, J. F. (1961), "Rational Expectations and the Theory of Price Movements," **Econometrica**, C.29, ss. 315-335.
- Owen, P. Dorian (1993), "Cointegration Analysis of the Fisher Hypothesis: the Role of the Real Rate and the Fisher Identity," **Applied Financial Economics**, C.3, ss. 21-26.
- Pantula, Sastry G. (1989), "Testing for Unit Roots in Time Series Data," **Econometric Theory**, C.5(2), ss. 256-271.

- Phillips, P.C.B., ve Peron, P. (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," **Biometrika**, C.75(2), ss. 336-346.
- Rhodes, James, R. (2007), "Devolution of the Fisher Equation: Rational Appreciation to Money Illusion," **National Graduate Institute for Policy Studies (GRIPS)**, Çalışma Tebliği.
- Rose, A. K. (1988), "Is the Real Interest Rate Stable?" **Journal of Finance**, C.43, ss. 1095-1112.
- Sargent, T. J. (1969), "Commodity Price Expectations and the Interest Rate," W. E. Gibson ve G. G. Kaufman (ed.) içinde, **Monetary Economics: Readings on Current Issues**, McGraw Hill Book Co., New York.
- Svendsen, Ingvild (1993) **Empirical Tests of the Formation of Expectations: A Survey of Methods and Results**, Social and Economic Studies, Norway.
- Weidmann, Jens. (1997), "New Hope for the Fisher Effect? A reexamination Using Threshold Cointegration," **University of Bonn Discussion Paper**, B-385.
- Yohe, W. P. ve Karnosky, D. S. (1969), "Interest Rates and Price Level Changes," (ed.) W. E. Gibson ve G. G. Kaufman (1971) içinde, **Monetary Economics: Readings on Current Issues**, McGraw Hill Book Co., New York.