

Fisher Hipotezinin Alternatif Faiz Oranları İle Türkiye Ekonomisi Açısından Analizi*

Fuat LEBE²

Leyla Firuze ARDA ÖZALP³

Öz

Bu çalışmada amaç, Türkiye ekonomisine ait veriler kullanılarak faiz oranı ile enflasyon oranı arasındaki ilişkiyi Fisher (1930) hipotezi bağlamında test etmektir. Mevcut literatürden farklı olarak, Türkiye için Fisher hipotezinin geçerliliği alternatif faiz oranlarına (reeskont faiz oranı, mevduat faiz oranı ve para politikası faiz oranı) göre incelenmiştir. Değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisi ARDL sınır testi ile analiz edilmiştir. Analiz sonucunda, faiz oranı olarak para politikası faiz oranı esas alındığında Türkiye ekonomisi için daha güçlü bir Fisher etkisinin geçerli olduğu belirlenmiştir.

Anahtar Kelimeler: Fisher Hipotezi, Enflasyon, Alternatif Faiz Oranları, Para Politikası Faiz Oranı, ARDL Sınır Testi

JEL Sınıflandırma Kodları: C22, E31, E43

The Analysis of Fisher Hypothesis in Terms of Turkish Economy Through Alternative Interest Rates

Abstract

The purpose of this study is to analyze the relationship between the interest rate and inflation rate in the context of Fisher hypothesis (1930) by using the data regarding Turkish Economy Differing from the available literature, the validity of Fisher hypothesis for Turkey was assessed according to the alternative interest rates (rediscount interest rate, deposit interest rate and the monetary policy interest rate). The long-term relationship among variables was analyzed via ARDL bound test. As a result of this analysis, it was determined that a stronger Fisher impact is valid for Turkish economy when the monetary interest rate is based as interest rate.

Keywords: Fisher Hypothesis, Inflation, Alternative Interest Rates, Monetary Policy Interest Rate, ARDL Bounds Test

JEL Classification Codes: C22, E31, E43

* Bu çalışma, *The 24th International Conference of the International Trade and Finance Association* (21-24 May 2014, Kayseri/Turkey)'da sunulan bildirinin gözden geçirilip, genişletilmiş versiyonudur.

² Yrd. Doç. Dr., Adıyaman Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, flebe@adiyaman.edu.tr

³ Araş. Gör., Adıyaman Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, leylafiruzearda@hotmail.com

1. GİRİŞ

Fisher hipotezi, nominal faiz oranı ile beklenen enflasyonun reel faiz oranını etkilemeden birlikte hareket ettiğini ifade etmektedir. Bu bağlamda Fisher ilişkisi geçerliyse, nominal faiz oranı enflasyon için öncü bir gösterge olabilmektedir. Bununla birlikte, nominal faiz oranı ile enflasyon oranı etkileşiminin, daha açık bir ifadeyle faiz türüne göre etkileşimin yönünün bilinmesi finansal piyasaların verimliliği ve ülkelerin para politikası performansı açısından önem arz etmektedir. Çünkü nominal faiz oranı ile enflasyon oranı arasındaki etkileşimin varlığının, yönünün ve türünün bilinmesi, enflasyonla mücadele eden merkez bankalarına para politikası uygulamaları açısından büyük avantaj sağlamaktadır (Coppock ve Poitras, 2000: 181). Fisher denkleminin makroekonomik açıdan bir diğer önemi enflasyonun reel faiz oranı üzerinde bir etki yaratmaması, dolayısıyla parasal yansızlığa işaret etmesidir. Yani reel faiz oranı, yalnızca sermayenin marjinal verimliliği ve zaman tercihi oranı³ tarafından belirlenmektedir (Christopoulos ve León-Ledesma, 2007: 545).

İlişkinin teorik çerçevesi Irving Fisher (1930) tarafından ortaya koyulmuştur. Fisher hipotezinin bu ilişkisi o günden bugüne literatürde kabul görmüş ve çok sayıda ampirik çalışmaya konu olmuştur. Bu çalışmalardan elde edilen sonuçların bir kısmı Fisher etkisinin varlığını desteklerken (Gibson, 1970; Fama, 1975; Atkins ve Coe, 2001), bir kısmı ise böyle bir etkinin olmadığını (Evans ve Lewis, 1995; Koustas ve Serletis, 1999; Fahmy ve Kandil, 2003) ortaya koymuştur. Dolayısıyla, Fisher etkisinin araştırıldığı her çalışmada farklı sonuçların elde edilmesi geçerliliği hakkında şüpheler oluşturmuştur (Mishkin, 1991: 1).

Fisher etkisinin geçerliliği konusundaki bu şüpheler, araştırmacıların seçtiği değişkenlerin⁴ etkisini akla getirmektedir. Daha açık bir ifadeyle, bu durum nominal faiz oranı ile enflasyon oranı arasındaki etkileşimin çeşitli değişkenlere göre de test edilmesi gerekliliğini ortaya çıkarmaktadır. Ancak, literatürde Fisher hipotezinin geçerliliği sadece tek bir faiz türüne göre test edildiği görülmektedir.

³ Zaman tercihi oranı kavramı, Böhm-Bawerk tarafından iktisada kazandırılmıştır.

⁴ Örneğin, faiz ve enflasyonu temsilen kullanılan değişkenler.

Çeşitli faiz türlerine göre Fisher hipotezinin geçerliliği test eden çalışma bulunmamaktadır. Bu çerçevede amacımız, çeşitli faiz oranlarına (mevduat faiz oranı, reeskont faiz oranı ve para politikası faiz oranı) göre Fisher hipotezinin geçerliliğini Türkiye ekonomisi için test etmektir. Bu yönüyle çalışmamız diğer çalışmalardan ayrılmaktadır.

Çalışmamız altı bölümden oluşmaktadır. Bu ilk bölümün ardından, ikinci bölümde Fisher hipotezinin teorik çerçevesi, üçüncü bölümde konu ile ilgili yapılmış çalışmaların derlendiği literatür kısmı yer almaktadır. Dördüncü bölümde, çalışmada kullanılan değişkenler ve yöntemler hakkında bilgi verilmiştir. Tahmin sonuçları beşinci bölümde ortaya konmuştur. Son bölümde ise sonuç kısmına yer verilmiştir.

2. TEORİK ÇERÇEVE

Fisher denklemi, miktar teorisi ile birlikte parasal büyümenin nominal faiz oranını nasıl etkilediğini ortaya koymaktadır. Miktar teorisinde, parasal büyüme oranındaki yüzde birlik bir artış enflasyon oranında yüzde birlik bir artışa neden olmaktadır. Fisher denkleminde ise enflasyon oranındaki yüzde birlik bir artış nominal faiz oranında yüzde birlik artışa neden olmaktadır. İşte enflasyon oranı ile nominal faiz oranı arasındaki bire birlik bu ilişki Fisher etkisi olarak kabul edilmektedir (Mankiw, 2010: 101). Enflasyon oranı ve nominal faiz oranı arasındaki bire bir ilişkiyi gösteren Fisher denklemi şu şekilde ifade edilebilir;

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

Burada, i_t nominal faiz oranını, ri_t reel faiz oranını ve π_t^e beklenen enflasyonu ifade etmekte olup, nominal faiz oranının reel faiz oranı ile beklenen enflasyon oranı toplamına eşit olduğunu ifade etmektedir (Fisher, 1930: 27). Fisher hipotezi genel olarak *nominal faiz oranının beklenen enflasyon ile reel faiz oranını etkilemeden birlikte hareket ettiğini* vurgulamaktadır.

Fisher, yukarıdaki denklemden hareketle fiyat değişimleri ile tahvil getirileri ve kısa vadeli faiz oranlarının korelasyonundan elde ettiği bulgular neticesinde fiyat değişimlerinin faiz oranlarını etkilediğini “The Theory of Interest” adlı

çalışmasında ortaya koymuştur. Fiyat değişim etkileri faiz oranı üzerine dağıtıldığında birkaç yıl içerisinde oldukça yüksek korelasyon katsayıları elde edilmiş, ki bu da faiz oranının fiyat değişimlerini yakın derecede takip ettiğini göstermektedir (Fisher, 1930: 310-311).

Beklenen enflasyon doğrudan hesaplanamayacağından (1) nolu denklem genellikle rasyonel beklentileri hesaba katarak yeniden yazılır. Bu da, beklenen enflasyon yerine reel enflasyon oranı ile hata teriminin eklenmesiyle yapılmaktadır (Christopoulos ve León-Ledesma, 2007: 545). Şöyle ki,

$$i_t = r i_t + r \pi_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Rasyonel beklentiler çerçevesinde, beklenen enflasyon oranı, reel enflasyon oranı ($r \pi_t$) ve hata terimi (ε_t) toplamına eşittir. Fisher hipotezi genel olarak nominal faiz oranının reel faizlerden etkilenmeden enflasyon oranı ile etkileşim halinde olduğunu vurgulamaktadır. Buna uygun olarak Fama (1975), hata teriminin normal dağılım gösterdiği varsayımı altında Fisher hipotezini regrese edilmiş halini aşağıdaki (3) nolu denklem şeklinde ifade etmiştir.

$$i_t = \alpha_0 + \alpha_1 r \pi_t + \vartheta_t \quad (3)$$

$$\vartheta_t \sim iid(0, \sigma^2)$$

(3) nolu denkleme göre Fisher hipotezinin geçerliğinin testi için oluşturulacak olan temel ve alternatif hipotezler sırasıyla, şu şekilde kurulmaktadır:

$H_0: \alpha_1 = 1$ (enflasyon oranlarındaki bir değişimin bire bir nominal faizleri değiştirdiği)

$H_0: \alpha_1 \neq 1$ (enflasyon oranlarındaki bir değişimin bire bir nominal faizleri değiştirmedeği)

Bununla birlikte, eğer nominal faiz oranı ile enflasyon oranı arasında uzun dönemli bir ilişki (eşbütünlüşme) var ve $\alpha_1 > 1$ ise tam bir Fisher etkisi olduğu, $\alpha_1 < 1$ ise zayıf bir Fisher etkisi olduğuna karar verilir. Eğer söz konusu değişkenler arasında eşbütünlüşme ilişkisi yoksa, nominal faiz oranı ile enflasyonun temel bileşenlerinin farklı olduğu, yani Fisher etkisinin mevcut olmadığına karar verilir.

3. LİTERATÜR ARAŞTIRMASI

Enflasyon oranı ve nominal faiz oranı arasındaki bire bir ilişkiyi gösteren Fisher'in öncü çalışması literatürde *Fisher etkisi* olarak kabul görmüştür. Fisher etkisi veya hipotezi yerli ve yabancı bir birçok çalışmada ele alınmıştır. Fisher hipotezini analiz eden ilk yabancı çalışmalardan biri Gibson (1970) tarafından yapılmıştır. Gibson (1970) ABD için beklenen fiyat değişim oranı ile faiz oranı arasındaki ilişkiyi Fisher hipotezi kapsamında incelemiştir. Faiz oranı, hazine ve özel menkul getirileri kullanılarak hesaplanmıştır. Analiz sonucu, nominal faiz oranları ile beklenen fiyat değişim oranı arasında pozitif bir ilişki saptanmıştır. Cari fiyatlardaki değişimin beklenen etkisi uzun bir döneme yayıldığı ve etkisinin uzun dönemde ortaya çıktığı belirtilmiştir. Fama (1975) 1953-1971 dönemini kapsayan çalışmasında ABD için gerçekleştirmiştir. Kısa vadeli faiz oranının enflasyonun belirleyicisi olarak kullanıldığı çalışmada faiz oranı olarak aylık hazine bonusu faiz oranlarından yararlanmıştır. Analiz sonuçları gözlenen dönem için enflasyon ve faiz oranı arasındaki kesin ilişkiyi ortaya koymuştur. Barsky (1987) ABD ve İngiltere ekonomilerini Fisher hipotezi kapsamında incelemiştir. Çalışmada finansman bonusu faiz oranı ile enflasyon oranı arasındaki korelasyon 1860-1939 dönemi için -0.17, 1950-1979 dönemi için aynı değişkenler arasındaki korelasyon 0.71 olarak hesaplanmıştır. Çalışmanın bulguları II. Dünya Savaşı sonrası verilerinin, savaş öncesi döneme göre daha yüksek korelasyonla Fisher hipotezini desteklemekte olduğunu göstermektedir.

Mishkin (1991), ABD'de enflasyon ve faiz oranı arasındaki ilişkiyi zaman serisi teknikleriyle analiz etmiştir. Faiz değişkeni olarak, 1964-1986 döneminin hazine bonusu faiz oranı kullanılmıştır. Bulgular kısa dönemde Fisher etkisinin varlığını desteklemez iken, uzun dönemde Fisher etkisinin varlığını destekler niteliktedir. Evans ve Lewis (1995), II. Dünya Savaşı sonrası verileri ile zaman serileri metodu kullanılarak Fisher hipotezinin geçerliliğini dinamik OLS yöntemiyle sınamışlardır. Faiz olarak üç aylık tahvil faiz oranı kullanılmıştır. Çalışma sonuçları uzun vadede enflasyonun nominal faiz oranlarıyla birebir hareket etmediğini ortaya koymuştur. Crowder ve Hoffman (1996), ABD'nin 1952-1991 dönemini için nominal faiz

oranı ve enflasyon arasındaki ilişkiyi Fisher hipotezi kapsamında vergi düzenlemesini de içerecek şekilde ele almıştır. Faiz oranı olarak üçer aylık hazine bonusu faiz oranını kullanmışlardır. Analiz sonucu, enflasyondaki %1'lik artışın, nominal faiz oranında yüzde % 1.34'lük bir artışa neden olduğu, düzeltilmiş vergi etkisinden sonra ise Fisher etkisinin oldukça düşük bir oranda kaldığı belirlenmiştir. Koustas ve Serletis (1999) II. Dünya Savaşı sonrası verilerini kullanarak Belçika, Kanada, Danimarka, Fransa, Almanya, Yunanistan, İrlanda, Japonya, Hollanda, İngiltere ve ABD için enflasyon ve kısa vadeli nominal faiz oranı arasındaki Fisher etkisini açıklanmaya çalışmışlar ve bu çerçevede değişkenler arasındaki eşbütünlüşme ilişkisini saptamaya çalışmışlardır. Yapılan analiz sonucu, Fisher etkisi red edilmiştir.

Booth ve Ciner (2000) 9 Avrupa ülkesi ve ABD için kısa vadeli faiz oranı ve enflasyon oranı arasındaki uzun vadeli ilişkiyi incelemişlerdir. Veriler 10 ülkenin aylık nominal mevduat faiz oranı ve enflasyon oranından oluşmaktadır. Eşbütünlüşme analizi sonucunda faiz oranı ve rasyonel beklenen enflasyon oranı arasında birebir ilişki saptanmıştır. Atkins ve Coe (2001) Kanada ve ABD'nin II. Dünya savaşı sonrası verilerini kullanarak Fisher hipotezinin varlığını ARDL sınır testi yaklaşımıyla araştırmışlardır. ABD'nin faiz oranını temsilen federal fon oranı, hazine bonusu oranı ve devlet tahvili gibi ticari senet faiz oranları kullanılmıştır. Kanada için Kanada Merkez Bankası faiz oranı, devlet tahvili gibi ticari senet faiz oranı ve hazine bonusu faiz oranı kullanılmıştır. Çalışma sonucunda, ABD ve Kanada için enflasyon ve nominal faiz oranı arasında uzun dönemli ilişkiyi destekleyen bulgular elde edilmiştir. Berument ve Jelassi (2002) Fisher hipotezinin geçerliliğini 26 ülke için panel eşbütünlüşme testiyle sınımlamışlardır. Faiz değişkeni olarak borç verme faiz oranları kullanılmıştır. Ampirik bulgular, ele alınan ülkelerin çoğu için faiz oranı ve enflasyon arasındaki birebir ilişkiyi doğrulamaktadır. Fahmy ve Kandil (2003) ABD'nin 1980-1990 dönemini kapsayan çalışmalarında, kısa vadeli faiz oranının beklenen enflasyonda önemsiz değişikliklere neden olduğu için kısa dönemli Fisher etkisi reddedilmiştir. Faiz oranı olarak hazine bonusu ve devlet tahvili faiz oranı kullanılmıştır. Maki (2003)

nominal faiz oranı ve beklenen enflasyon oranı arasındaki ilişkiyi parametrik olmayan eşbütünleşme testiyle Japonya için açısından araştırmıştır. 1972-2000 yıllarını kapsayan çalışmada faiz oranı olarak kısa ve uzun vadeli tahvil faiz oranı kullanılmıştır. Çalışma sonuçları Fisher ilişkisinin varlığını destekler niteliktedir. Obi vd. (2009) Nijerya için Fisher etkisi eşbütünleşme testiyle araştırmışlardır. Bu çerçevede 1970-2007 dönemini kapsayan çalışmada, enflasyon oranındaki artışın nominal faiz oranındaki artışa neden olduğu, dolayısıyla uzun dönemli kısmi Fisher etkisinin varlığının kabul edildiği sonucuna varılmıştır.

Tsong ve Lee (2012) Fisher hipotezinin geçerliliğini 1957-2010 dönemi için ekonomik şoklar açısından ele almışlardır. Faiz olarak hazine bonusu faiz oranı kullanılmıştır. Çalışma sonuçları 6 OECD ülkesinde (Avustralya, Belçika, Kanada, İsveç, İngiltere ve ABD) nominal faiz oranı ile enflasyon oranının uzun dönemde birlikte hareket ettiğini göstermektedir. Yani, Fisher hipotezinin söz konusu ülkeler için geçerli olduğu tespit edilmiştir. Seifollahi vd. (2012) az gelişmiş ülkelerde enflasyon ile faiz oranı arasındaki ilişkiyi Fisher etkisi çerçevesinde test etmişlerdir. Bu çerçevede, İran, Cezayir, Endonezya, Kuveyt gibi ülkelerin 1980-2008 dönemleri ele alınmıştır. Araştırma sonuçları, nominal faiz oranı ve enflasyon arasında karşılıklı pozitif ilişkiyi öngören Fisher etkisinin geçerli olmadığını ortaya koymuştur. Ray (2012) uluslararası Fisher etkisinin geçerliliğini ABD ve bazı Asya ülkeleri (Hindistan, Kore ve Japonya gibi) için test etmiştir. Faiz oranı olarak uzun vadeli reel faiz oranı kullanılmıştır. Analiz sonuçları, ABD’de Fisher etkisinin kısmen geçerli olduğu ortaya koymaktadır. Yani, ABD’de faiz oranı ile enflasyon oranı beraber hareket etmekte ancak birebir ilişki içerisinde değildir. Diğer yandan Hindistan, Japonya ve Kore için Fisher etkisine dair herhangi bir bulguya rastlanmamıştır. Çalışmada varılan nihai sonuç, faiz oranı ve enflasyon oranı arasında uzun vadeli bir ilişki bulunmakla beraber uluslararası Fisher etkisi bulunmamaktadır. Jareño ve Tolentino (2012) Fisher hipotezi İspanya ekonomisi için ele alınmıştır. 1993-2004 yılını kapsayan çalışmada TÜFE ve hazine bonusu faiz oranı verilerinden yararlanılmıştır. Ampirik bulgular, beklenen enflasyon ve nominal faiz oranı arasında pozitif ve anlamlı bir ilişki olduğunu göstermiştir. Bu

ilişkinin İspanya’da kısmi Fisher etkisi düzeyinde olduğu belirlenmiştir. Asemota ve Bala (2013) 1961-2011 dönemi için bazı ECOWAS (Batı Afrika Devletleri Ekonomik Topluluğu) ülkelerinde Fisher etkisinin geçerliliğini test etmişlerdir. Çalışma sonuçları, Fisher etkisinin zaman içinde değiştiğini göstermektedir. ECOWAS ülkelerinde bazı dönemlerde, enflasyon ile faiz arasında güçlü bir ilişki (tam fisher etki), bazı dönemlerde daha zayıf bir ilişki (kısmi fisher etki) olurken, bazı dönemlerde ise Fisher etkisinin olmadığı tespit edilmiştir.

Fisher hipotezini ele alan yabancı çalışmaların yanı sıra yerli çalışmalar da bulunmaktadır. Mesela, Çakmak vd. (2002) 1989-2001 dönemini kapsayan çalışmalarında nominal faiz oranları olarak mevduat faiz oranı, enflasyon oranı olarak ise TEFE kullanmışlardır. Çalışmada elde edilen sonuç, faiz oranlarının fiyatlar genel düzeyi üzerindeki etkisinin oldukça zayıf olduğu; ancak fiyatlar genel düzeyinin faizler üzerinde önemli bir etkisinin olduğu tespit edilmiştir. Turgutlu (2004) çalışmasında 1978:04-2003:4 dönemine ait üçer aylık mevduat faiz oranları, TÜFE ve TEFE bağlı enflasyon oranları verilerini eşbütünleşme testleriyle analiz etmiştir. Analiz sonucunda, TÜFE’ye bağlı enflasyon oranının kullanıldığı modelde faiz oranı ile enflasyon arasında uzun dönemli bir ilişkisi bulunamaz iken; TEFE’ye bağlı enflasyon oranının kullanıldığı modelde Fisher hipotezinin varlığı yönünde kanıtlar elde edilmiştir. Şimşek ve Kadılar (2006) Fisher etkisini Türkiye ekonomisi için test etmek amacıyla 1987:1-2004:4 dönemine ait verileri ARDL sınır testiyle ele almışlardır. Faiz oranı olarak hazinin iç borçlanma faiz oranları kullanılmıştır. Analiz sonuçları, Türkiye’de Fisher hipotezinin varlığını desteklemektedir. Yamak ve Abdioğlu (2007) 1990-2006 dönemine ait üçer aylık verilerle Fisher hipotezinin varlığını test etmişlerdir. Araştırmada, faiz olarak nominal mevduat faiz oranından yararlanılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre Türkiye’de söz konusu dönem itibarıyla hem güçlü hem de zayıf formda Fisher etkisi geçerlidir. Ayrıca ampirik sonuçlar nominal faiz oranı ile enflasyon oranı arasında uzun dönemde var olan ilişkinin kısa dönem için de geçerli olduğunu göstermektedir. Gül ve Açıkalın (2008), 1990-2003 dönemi için aylık verileri eşbütünleşme testini kullanarak yaptıkları çalışmada, Türkiye için güçlü Fisher

etkisinin olduğu sonucuna varmışlardır. Yılcı (2009) 1989-2008 dönemine ait üçer aylık mevduat faiz oranı verileri kullanılarak yaptığı çalışmada, Fisher hipotezinin Türkiye için geçerli olmadığını tespit etmiştir. Bayat (2012) 2002-2011 dönemine ait aylık verilerle Fisher hipotezini analiz etmiştir. Değişken olarak, TÜFE ve 1, 3, 6 ve 12 aylık ağırlıklandırılmış vadeli nominal mevduat faiz oranları kullanılmıştır. Analiz sonucunda, ele alınan dönemde Fisher etkisinin görülmediği sonucuna ulaşılmıştır. İncekara vd. (2012) Fisher etkisinin geçerliğini Türkiye'nin 1989-2011 dönemi için test etmişlerdir. Faiz oranı olarak mevduat faiz oranından yararlanmışlardır. Analiz sonucunda, Türkiye ekonomisi için Fisher etkisi uzun dönemde geçerli olduğu tespit edilmiştir.

4. ARAŞTIRMANIN METODOLOJİSİ

4.1. Değişkenler ve Veriler

Analizde kullanılacak değişkenler Fisher hipotezi ışığında belirlenmiştir. Bu değişkenler nominal faiz oranı ile enflasyon oranıdır. Veriler aylık olup, 1970m01-2014m01 dönemini kapsayan çalışmamızda iki değişken (faiz oranı ile enflasyon oranı) kullanılmıştır. Faiz oranını temsilen mevduat faiz oranı, (TCMB'nın kısa vadeli krediler için öngördüğü) reeskont faiz oranı ve para politikası ile ilgili faiz oranı olmak üzere üç farklı faiz oranına göre model oluşturulmuştur. Farklı faiz oranlarının modele dâhil edilmesindeki amaç, Türkiye ekonomisi için Fisher hipotezinin hangi faiz türü veya türleriyle daha iyi sonuç ortaya koyduğunu belirlemektir. Türkiye'yi konu edinen çalışmaların genelde mevduat faiz oranına göre hipotezi ele aldıkları görülmektedir (Çakmak vd., 2002; Turgutlu, 2004; Yamak ve Abdioğlu, 2007; Yılcı, 2009; Bayat, 2012; İncekara vd., 2012). Ancak, farklı faiz oranına göre yapılmış herhangi bir çalışma mevcut değildir. Bu açıklamaların ışığında, çalışmamızda kullanılacak değişkenler ve kaynakları Tablo 1'de verilmektedir.

Tablo 1. Değişkenler ve Kaynakları

Değişkenler	Açıklama	Kaynaklar
<i>INF</i>	Enflasyon oranı, % (TEFE, 2005=100)	IFS
<i>R_i</i>	Faiz oranları	
- <i>R_{DİS}</i>	- Reeskont faiz oranı, %	IFS
- <i>R_{DEP}</i>	- Mevduat faiz oranı, %	IFS
- <i>R_{MON}</i>	- Para politikası faiz oranı, %	IFS

Mevsimsel dalgalanmalar ele alınan iktisadi değişkene ilişkin aylık veya üç aylık verilerde kendini göstermektedir. Mevsimler her yıl düzenli olarak tekrarlandığından, ekonomik faaliyet hacminde de bu duruma bağlı olarak, her yıl düzenli dalgalanmalar ortaya çıkmaktadır. Sağlıklı bir çalışma yapabilmek için, zaman serilerinde var olabilecek böylesi etkilerin arındırılması gerekir. Mevsimsel dalgalanmalardan arındırılmış veriler, yanıltıcı olabilecek mevsimsel değişiklikler olmaksızın, belirli bir dönemde ekonomik değişkenlerde meydana gelen reel hareketler hakkında daha güvenilir tahminler yapılmasını sağlar (Lebe ve Bayat, 2011: 100). Bu çalışmada kullandığımız aylık serilerde mevsimselliğin etkisi grafiksel olarak değişkenlerin ham haline bakıldığında tespit edilmiştir.⁵ Bu yüzden, verilerle analiz yapmadan önce yoğun olarak kullanılan Troma/Seats yöntemi⁶ yardımıyla seriler mevsimsellikten arındırılmıştır.

Tablo 1’de görüldüğü üzere, verilerin tümü Uluslararası Para Fonu (IMF) tarafından yayımlanan IFS (International Financial Statistics)’den temin edilmiştir. Veriler aylık olup, Türkiye’nin 1970m01-2014m01 dönemi, genel anlamda bu çalışmanın kapsamını oluşturmaktadır. Ancak bu dönem çalışmada ele alınan faiz

⁵ Bununla birlikte, mevsimsellikten arındırılmamış seriler ile yapılan durağanlık testleri sonuçları da bu tespiti doğrular niteliktedir.

⁶ Bu yöntem sahte düzeltme tehlikesini azaltması, mevsimsel düzeltme uygulanacak seriyi tanımlama aşamasında öncelikle kontrol ederek, saf rassal süreç olduğunu tespit etmesi halinde gereksiz düzeltme işlemleri uygulamaması ve sürecin tüm istatistiki sonuçlarına ilişkin bilgi vermesi gibi (Yolsal, 2010: 252) avantajlı yönleri nedeniyle tercih edilmiştir.

oranına göre farklılık göstermektedir. Bunun nedeni, verilerin temin edildiği IFS'nin veri tabanında aylık verilerin reeskont faiz oranı ile enflasyon oranı için 1970m01-2014m01, mevduat faiz oranı için 1978m12-2013m11 ve para politikası faiz oranı için 1999m10-2014m01 dönemiyle sınırlı kalmasıdır.

Bu çalışmanın uygulama kısmında, söz konusu faiz oranlarının farklı zaman periyotları için (1970m01-2014m01, 1978m12-2013m11 ve 1999m10-2014m01) ayrı ayrı analizler yapılmıştır. Bununla birlikte, farklı zaman periyotları ele alınan dönemlerin etkisi olup olmadığı görmek ve faiz oranları açısından Fisher hipotezinin geçerliliğini daha net ortaya koymak amacıyla, ortak bir zaman periyodu (1999m10-2013m11) esas alınarak da analizler yapılmıştır.⁷

Birim kök testleri de dâhil bütün analizler, tüm değişkenlerin logaritmik değerleri alınmadan orijinal halleri kullanılarak yapılmıştır. Çünkü Tablo 1'de görüldüğü gibi salt anlamda değişkenlere ait veriler %'dir. Bütün durağanlık ve eşbütünlüşme testleri Eviews 6.0 programında, ARDL yaklaşımıyla tahmin sonuçları ise Microfit 4.1 paket programında yapılmıştır.

4.2. Ekonometrik Model

Ekonometrik model olarak zaman serisi yöntemlerinden ARDL sınır testi yaklaşımı tercih edilmiştir.⁸ Bu yaklaşım, hem yapısal modellerin oluşturulup tahmin edilmesine uygun olması, hem de modellerde yer alacak değişkenlerin durağanlık düzeylerinin $I(0)$ veya $I(1)$ olması⁹ nedeniyle tercih edilmiştir.

5. TAHMİN SONUÇLARI

Bu bölümde önce analizde kullanılacak olan değişkenlerin durağanlık test sonuçları, daha sonra eşbütünlüşme test sonuçlarına ve son olarak, ARDL sınır testi tahmin sonuçlarına yer verilecektir.

⁷ Ayrıca, çalışmaya, Türkiye ekonomisindeki Kasım 2000, Şubat 2001 ve Eylül 2008'deki finansal krizlerin etkisini göstermek üzere üç kukla değişken (D_1 , D_2 ve D_3) modelde dahil edilmiştir. Ancak, kukla değişkenler bir çok model denemesi için anlamsız olduğu görülmüş ve bu yüzden modelden çıkarılmıştır.

⁸ Kullanılan ekonometrik modelle ilgili teorik bilgilere *tahmin sonuçları* kısmında yer verilecektir.

⁹Bkz: Tablo 2.

5.1. Durağanlık Test Sonuçları

ARDL yaklaşımında, modelde yer alacak değişkenlerin birim kök taşıyıp taşımadıklarını tespit etmek için bir ön test yapılması zorunlu olmamakla birlikte, modeldeki değişkenlerden hiçbirinin $I(2)$ olmaması gerekliliği de bulunmaktadır. Çünkü, Pesaran vd. (2001) tarafından verilen alt ve üst kritik değerler, serilerin $I(0)$ ve $I(1)$ olma kriterlerine göre türetilmiştir. Bu amaçla; uygulamaya geçmeden önce değişkenlerin durağanlık durumu, Genişletilmiş Dickey&Fuller (ADF), Phillips&Perron (PP) ve Dickey-Fuller GLS birim kök testlerine göre araştırılmıştır. Buna göre, değişkenlere ait durağanlık test sonuçları aşağıdaki Tablo 2’de özetlenmiştir.

Tablo 2. ADF, PP ve GLS Birim Kök Test Sonuçları

	Değişken	Düzye Değerleri			1. Farkları		
		ADF	PP	GLS	ADF	PP	GLS
Test	<i>INF</i>	-1.60(11)	-2.40(9)	-1.05(11)	-10.59(10)	-7.24(30)	-10.48 (10)
İstatistiği*	<i>R_{DIS}</i>	-0.45(0)	-0.48(3)	-0.30(0)	22.56(0)	-22.56(3)	-22.47(0)
(sabitli& trendli)	<i>R_{DEP}</i>	-2.27(1)	-2.15(8)	-1.11(1)	-17.76(0)	-17.60(12)	-17.73(0)
	<i>R_{MON}</i>	-5.60(1)	-11.53(7)	-5.22(1)	-	-	-

*Parantez içindeki değerler ADF ve GLS için gecikme uzunluklarını, PP için bant genişliğini ifade etmektedir. Gecikme uzunluğunun seçiminde Schwarz Bilgi Kriteri (SIC) kullanılmıştır. Bant genişliği ise Bartlett Kernel modeli kullanılarak Newey-West’e göre belirlenmiştir.

**ADF ve PP için %1, %5 ve %10 önem düzeylerindeki MacKinnon (1996) kritik değerleri, sırasıyla, -3.97, -3.41 ve -3.13’dür. GLS için ise, %1, %5 ve %10 önem düzeylerinde Elliott-Rothenberg-Stock (1996) tarafından geliştirilen kritik tablo değerleri, -3.48, -2.89, -2.57’dir.

Tablo 2’ye bakıldığında enflasyona ilişkin *INF* serisinin, sıfır hipotezi -birim kök vardır- olan ADF ve PP test istatistiği değerleri %1, %5 ve %10 önem düzeylerindeki MacKinnon (1996) kritik değerleri ile karşılaştırıldığında, düzey değerlerinde durağan olmadığı görülmektedir. Aynı şekilde GLS test istatistiği de kritik tablo değerinden küçük olduğu için *INF* serisinin düzeyde durağan olmadığı tespit edilmiştir. Dolayısıyla, *INF* serisinin birinci farkı alındığında ADF, PP ve

GLS olmak üzere üç birim kök testine göre de durağan hale geldiği, yani $I(1)$ olduğu söylenebilir.

Faiz oranını temsil eden reeskont faiz oranı (R_{DIS}) ve mevduat faiz oranı (R_{DEP}) serilerinin ADF ve PP testlerine göre düzeye ait test istatistik değerleri MacKinnon (1996) kritik değerlerinden küçük olduğu için, bu iki seri %1, %5 ve %10 önem seviyelerinde göre düzeyde durağan değildir. Ancak birinci farkları alındığında durağanlaşmaktadırlar. Benzer şekilde GLS test tekniğine göre de düzeyde durağan olmayan R_{DIS} ve R_{DEP} serileri birinci farkları alındığında durağan hale gelmektedir. Diğer taraftan, para politikası faiz oranı (R_{MON}) serisi ise ADF, PP ve GLS olmak üzere üç birim kök testine göre de düzey değerleri itibariyle durağandır, yani $I(0)$ 'dır. Sonuç olarak, ARDL yaklaşımı gereği modelde yer alacak değişkenlerin $I(0)$ veya $I(1)$ olduğu ve ayrıca değişkenlerden hiçbirinin $I(2)$ olmadığı söylenebilir.

5.2. Eşbütünleşme Test Sonuçları

ARDL yaklaşımı gereği, ilk önce modeldeki değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin bulunup bulunmadığı test edilmelidir. Bunun için ilk önce Kısıtlanmamış Hata Düzeltme Modeli (UECM) oluşturulur. Eşbütünleşme analizi gecikme sayısına duyarlı olduğundan (Bahmani-Oskooee ve Brooks, 1999; Bahmani-Oskooee vd., 2006; Bahmani-Oskooee ve Harvey, 2006), gecikme sayısı seçme sürecinde sistematik bir süreç izlemek gerekmektedir. Buna göre, bu çalışmada, maksimum gecikme sayısı verilerimiz aylık olduğundan¹⁰ tüm faiz oranları için 12 olarak belirlenmiştir.

Eşbütünleşme analizinde bir diğer önemli mesele eşbütünleşme denklemlerinde bir zaman trendinin olup olmayacağıdır (Pesaran vd., 2001: 296-301). Bu nedenle, eşbütünleşme testinin test edilmesi aşamasında standart bilgi kriterlerinin (AIC ve SBC) yanında deterministik trendin yer aldığı ve yer almadığı UECM tahminleri yapılmıştır. Deterministik trendin, söz konusu tüm faiz oranları için oluşturulan modellerde anlamlı olduğu görülmüş ve böylece analize dâhil edilmesine karar

¹⁰ Bununla birlikte, maksimumum gecikme sayısı 12 olarak model tahmini yapıldığında hata terimleri arasında ardışık bağımlılık problemi olmadığı görülmektedir (Bkz: Ek).

verilmiştir. UECM'ye dayanan bu test bizim çalışmamıza uyarlanmış şekli aşağıdaki gibidir.

$$\Delta R_t = \alpha_0 + \alpha_1 trend + \sum_{i=1}^p \alpha_{2,i} \Delta R_{t-i} + \sum_{i=0}^q \alpha_{3,i} \Delta INF_{t-i} + \alpha_4 R_{t-1} + \alpha_5 INF_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

(4) nolu denklemde yer alan değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisini test etmek için oluşturulan trendli modelin temel ve alternatif hipotezleri, sırasıyla aşağıdaki şekilde kurulabilir:

$$H_0: \alpha_4 = \alpha_5 = 0$$

$$H_1: \alpha_4 \neq \alpha_5 \neq 0$$

Değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi, (4) nolu denklemdeki α_4 ve α_5 katsayılarının F testi (Wald testi) ile topluca anlamlılığının test edilmesi yoluyla belirlenmektedir. Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olup olmadığına, hesaplanan F istatistiği ile Pesaran vd. (2001)'deki kritik sınır değerlerinin karşılaştırılması sonucunda karar verilmektedir (Yaylalı ve Lebe, 2013: 129). Yapılan hesaplamalar sonucunda eşbütünleşme ilişkisinin test edilmesiyle ilgili F istatistiği sonuçları Tablo 3'de özetlenmiştir.

Tablo 3. Eşbütünleşme Test Sonuçları

Modeller	m	k	F -İstatistiği	$I(0)$ ve $I(1)$ Kritik
				Değerleri
<i>Model I: R_{DİS}</i>	12	1	6.935 (0.001)	8.74-9.63*
<i>Model II: R_{DEP}</i>	12	1	7.441 (0.000)	6.56-7.30**
<i>Model III: R_{MON}</i>	12	1	7.788 (0.000)	5.59-6.26***

*, ** ve *** sırasıyla % 1, % 5 ve % 10 anlamlılık düzeylerini ifade etmektedir. m maksimum gecikme sayısını, k modelde yer alan bağımsız değişken sayısıdır. Kritik değerler, Pesaran vd. (2001:301) çalışmalarında yer alan Tablo CI(v)'de sunulan $k=1$ durumuna ait değerlerdir. Parantez içerisindeki değer F istatistiğinin p (olasılık) değerini ifade etmektedir.

Tabloda görüldüğü gibi hesaplanan F istatistiği, para politikası faiz oranı ile mevduat faiz oranı için % 5 ve % 10 önem düzeylerinde, reeskont faiz oranı için % 10 önem düzeylerinde üst kritik değerden büyük olduğu görülmektedir (Tablo 3). Dolayısıyla bütün faiz oranları için 12 gecikmeli trendli modeldeki değişkenler arasında uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisi bulunmadığını öngören sıfır hipotezi reddedilir. Diğer bir deyişle, analize konu olan dönemde, faiz oranları ile enflasyon oranı arasında uzun dönemli ilişkinin mevcut olduğu söylenebilir.

5.3. ARDL Modeli Tahmin Sonuçları

Değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olduğunun tespit edilmesinden sonra ikinci aşamada, değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin incelenmesi için ARDL modeli tahmin edilmelidir. Söz konusu Fisher hipotezinde değişkenler (R ve INF) aynı olduğundan uygun ARDL modeli aşağıdaki gibi kurulmuştur.

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 trend + \sum_{i=1}^p \alpha_{2,i} R_{t-i} + \sum_{i=0}^q \alpha_{3,i} INF_{t-i} + \omega_t \quad (5)$$

Microfit programı ile en uygun ARDL modelini belirlemek için ilk olarak (5) nolu denklem p ve $q=1, 2, \dots, m$ ve $i=1, 2, \dots, k$ nın bütün muhtemel değerleri için OLS yaklaşımıyla tahmin edilmektedir. Bu tahminde maksimum gecikme uzunluğu (m) 12 olarak alınmıştır. Daha sonra tahmin edilen modeller arasından model seçim kriterleri olan; R^2 , Akaike Bilgi Kriteri (AIC), Schwartz Bayesian Kriteri (SBC) veya Hannan-Quinn Kriteri (HQC)'den birisine göre model seçimi yapılmaktadır. R_{DIS} , R_{DEP} ve R_{MON} faiz oranlarına öngörülen (5) nolu denklem için en uygun modeller, sırasıyla ARDL (1,0), ARDL (2,8) ve ARDL (2,0)¹¹ SBC'ne göre tahmin edilmiştir.¹²

¹¹ Microfit paket programıyla tahmin yapılır iken her bir değişken için ayrı ayrı en uygun gecikmeyi belirlemeye gerek yoktur. Bu işlemi Microfit programı kendisi gerçekleştirmektedir (Bkz: Pesaran and Pesaran (2009). *Time Series Econometrics Using Microfit 5.0*. New York: Oxford University Press).

¹² Bu tahmin sonuçlarının bütün katsayı ve testleri bu kısımda yorumlanmayacaktır. Sadece tahmin edilen ARDL modelinin Tanısal Testleri yorumlanacaktır. ARDL modellerinin tanısal test sonuçları Ek'de özetlenmektedir (Bkz: Ek). Ayrıca, ARDL modellerinin tahmin sonuçlarından kısa ve uzun dönem katsayıları çalışmanın amacı çerçevesinde ayrı bir başlıklar altında ele alınıp, değerlendirilecektir.

Tanısal testlerden Breusch-Godfrey hata terimlerinde ardışık bağımlılık olup olmadığını belirlemek için kullanılan LM testidir. Ramsey model kurma hatası olup olmadığı hakkında bilgi veren, Jarque-Bera hata terimlerinin normal dağılıp dağılmadığını gösteren ve White testi ise hata terimlerinin değişen varyanslı olup olmadığını araştırmada kullanılan bir testtir. Buna göre tüm faiz oranları için tahmin edilen ARDL modellerinin tanısal testlerine bakıldığında; ardışık bağımlılık, değişen varyans, model kurma hatası ve normal dağılım testlerine ait p (olasılık) değerleri, bütün α önem düzeylerinden (% 1) daha büyüktür (Bkz: Ek). Dolayısıyla, tüm faiz oranlarının ARDL modelleri için tanısal test problemlerinin söz konusu olmadığı söylenebilir.

5.3.1. Uzun Dönem Katsayıları

Değişkenler arasında eşbütünleşme tespit edilip en uygun ARDL modeliyle tahminde bulunulduktan sonraki aşamada, değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin katsayıları elde edilir ve katsayılar hakkında değerlendirmeler yapılır (Pesaran ve Pesaran, 2009: 319). Bu amaçla, faiz oranının bağımlı değişken olması durumunda, ARDL modellerinin uzun dönem katsayıları Tablo 4’de yer almaktadır.

Enflasyonun alternatif faiz oranları üzerindeki uzun dönem etkileri genel olarak değerlendirildiğinde; tüm katsayılar istatistiki olarak % 1 önem düzeyinde anlamlı ve iktisadi yönden beklenen yönde işarete sahip oldukları görülmektedir. 1970-2014 dönemi için reeskont faiz oranı ile enflasyon oranı arasındaki ilişki incelendiğinde, enflasyondaki %1’lik artışın uzun dönemde reeskont faiz oranında % 0.804’lük bir artışa yol açacağı tespit edilmiştir. 1978-2013 dönemi için mevduat faiz oranı ile enflasyon oranı arasındaki ilişki incelendiğinde, enflasyondaki %1’lik artış mevduat faiz oranı üzerinde % 0.665’lik bir artış meydana getirmektedir. 1999-2014 dönemi için para politikası faiz oranı ile enflasyon oranı arasındaki incelendiğinde ise, enflasyondaki %1’lik artış para politikası faiz oranında % 3.03’lük bir artışa yol açmaktadır.

Farklı zaman periyotları için elde edilen tahmin sonuçlarının tutarlı olup olmadığı görmek amacıyla, ortak bir zaman periyodu (1999m10-2013m11) için de model tahmininde bulunulmuştur. Tahmin sonuçları Tablo 4’ün alt bölümünde yer almaktadır. Tüm faiz oranları için enflasyonun etkileri analiz edildiğinde; enflasyondaki %1’lik artışın uzun dönemde reeskont faiz oranında % 0.514’lik artışa, mevduat faiz oranında % 0.560’lik artışa ve para politikası faiz oranında ise % 1.821’lik bir artışa neden olacağı tespit edilmiştir.

5.3.2. Kısa Dönem Katsayıları

Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin katsayıları tahmin edilip ve katsayılar hakkında değerlendirmeler yapıldıktan sonra, son olarak hata düzeltme modeli ile kısa dönem katsayıları tahmin edilir (Uluyol vd., 2014: 81). Bu çerçevede faiz oranları için ARDL yaklaşımına dayalı hata düzeltme modeli aşağıdaki gibi kurulmuştur.

$$\Delta R_t = \alpha_0 + \alpha_1 trend + \sum_{i=1}^m \alpha_{2,i} \Delta R_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{3,i} \Delta INF_{t-i} + \alpha_4 ECM_{t-1} + \vartheta_t \quad (6)$$

Buradaki, ECM_{t-1} hata düzeltme terimlerini ifade etmekte olup, (5) nolu modelde yer alan hata terimi serisinin bir dönem gecikmeli değeridir. Kısa dönem parametreleri uzun dönemde olduğu gibi reeskont faiz oranı, mevduat faiz oranı ve para politikası faiz oranı ile enflasyon oranı için sırasıyla ARDL(1,0), ARDL(2,8)

ve ARDL(2,0) modelleriyle araştırılmıştır. Buna göre modellerin kısa dönem katsayılarının tahmin sonuçları Tablo 5’de yer almaktadır.

Enflasyonun alternatif faiz oranları üzerindeki kısa dönem etkileri genel olarak değerlendirildiğinde; modeldeki katsayılar genellikle istatistiki olarak anlamlı olduğu görülmekte olup, uzun dönemde olduğu gibi kısa dönemde de tüm faiz oranları için iki değişken (faiz oranı ile enflasyon oranı) arasında pozitif ilişki mevcuttur. Ayrıca, hata düzeltme terimlerinin işareti beklendiği gibi negatif ve istatistiki olarak % 1 önem düzeyinde anlamlıdır (Tablo 5). Dolayısıyla, kısa dönem faiz oranlarında meydana gelecek bir sapma, bir sonraki dönemde giderilerek kısım % 2 ile % 72 arasında değişmekte olup, uzun dönem dengesine para politikası faiz oranı modelinde oldukça hızlı bir şekilde dönüldüğü söylenebilir (% 72). Bu, oluşturulan modellerin anlamlı olduğunu ve çalıştığını göstermektedir.

1970-2014 dönemi için reeskont faiz oranı ile enflasyon oranı arasındaki ilişkinin kısa dönem katsayıları incelendiğinde, enflasyondaki %1’lik artışın kısa dönemde reeskont faiz oranında % 0.013’lük bir artışa yol açacağı görülmektedir. 1978-2013 dönemi için mevduat faiz oranı ile enflasyon oranı arasındaki ilişki incelendiğinde, enflasyondaki %1’lik artış kısa dönemde mevduat faiz oranı üzerinde % 0.142’lik bir artışa yol açmaktadır. 1999-2014 dönemi için para politikası faiz oranı ile enflasyon oranı arasındaki ilişki incelendiğinde ise, enflasyondaki %1’lik artış kısa dönemde para politikası faiz oranında % 2.177’lik bir artış meydana getirmektedir. Enflasyon oranının faiz oranları üzerindeki kısa dönem etkileri tek bir zaman periyodu (1999m10-2013m11) esas alınarak tekrar analiz edildiğinde; enflasyondaki %1’lik artışın reeskont faiz oranında % 0.041’lik bir artışa, mevduat faiz oranında % 0.348’lik bir artışa ve para politikası faiz oranında ise % 0.355’lik bir artışa neden olacağı görülmektedir (Tablo 5).

F. LEBE – L. F. ARDA ÖZALP

Tablo 5. Kısa Dönem Katsayıları

Bağımlı Değişken						Bağımlı Değişken					
Model I: R_{DIS}		Model II: R_{DEP}		Model III: R_{MON}		Model I: R_{DIS}		Model II: R_{DEP}		Model III: R_{MON}	
1970m1-2014m1		1978m12-2013m11		1999m10-2014m1		1999m10-2013m11					
Bağ. D.	ARDL(1,0)	Bağ. D.	ARDL(2,8)	Bağ. D.	ARDL(2,0)	Bağ. D.	ARDL(1,0)	Bağ. D.	ARDL(6,2)	Bağ. D.	ARDL(1,0)
ΔINF	0.013 (3.665) [0.000]	$\Delta R_{DEP}(-1)$	0.194 (4.021) [0.000]	$\Delta R_{MON}(-1)$	0.269 (3.618) [0.000]	ΔINF	0.041 (3.077) [0.002]	$\Delta R_{DEP}(-1)$	0.936 (15.108) [0.000]	ΔINF	0.355 (3.557) [0.001]
C	0.0596 (0.290) [0.771]	ΔINF	0.142 (1.985) [0.048]	ΔINF	2.177 (4.140) [0.000]	C	2.729 (1.983) [0.049]	$\Delta R_{DEP}(-2)$	0.189 (3.124) [0.002]	C	22.652 (4.477) [0.000]
$Trend$	0.001 (0.221) [0.825]	$\Delta INF(-1)$	-0.005 (-0.046) [0.963]	C	116.316 (5.426) [0.000]	$Trend$	0.014 (1.795) [0.075]	$\Delta R_{DEP}(-3)$	-0.099 (-1.637) [0.104]	$Trend$	0.252 (2.910) [0.004]
ECM_{t-1}	-0.016 (-2.882) [0.004]	$\Delta INF(-2)$	0.048 (0.403) [0.687]	$Trend$	1.723 (3.627) [0.000]	ECM_{t-1}	-0.079 (-2.965) [0.004]	$\Delta R_{DEP}(-4)$	0.176 (2.242) [0.027]	ECM_{t-1}	-0.195 (-4.446) [0.000]
		$\Delta INF(-3)$	-0.387 (-3.199) [0.001]	ECM_{t-1}	-0.717 (-6.995) [0.000]			$\Delta R_{DEP}(-5)$	0.436 (7.634) [0.000]		
		$\Delta INF(-4)$	0.636 (5.226) [0.000]					ΔINF	0.348 (2.301) [0.023]		
		$\Delta INF(-5)$	-0.916 (-7.564) [0.000]					$\Delta INF(-1)$	-0.450 (-3.226) [0.002]		
		$\Delta INF(-6)$	0.647 (5.868) [0.000]					C	3.482 (2.497) [0.014]		

		$\Delta INF(-7)$	-0.351 (-4.869) [0.000]					$Trend$	-0.014 (-1.862) [0.065]		
		C	0.721 (1.169) [0.243]					ECM_{t-1}	-0.134 (-3.022) [0.003]		
		$Trend$	-0.007 (-0.461) [0.644]								
		ECM_{t-1}	-0.040 (-3.901) [0.000]								

Parantez içerisindeki t testinin istatistik değerlerini, köşeli parantez içerisindeki ise olasılık (p) değerleridir.

Kısa ve uzun dönem tahmin sonuçları genel olarak değerlendirildiğinde, her iki durumda da (gerek farklı zaman periyodu, gerek tek bir zaman periyodu açısından) enflasyon etkisinin faiz oranlarına yansımalarının, diğer faiz oranlarına göre para politikası faiz oranlarında daha büyük olduğu tespit edilmiştir (Tablo 4 ve Tablo 5). Bununla birlikte bu etkinin, beklentilere uygun olarak kısa döneme göre uzun dönemde daha yüksek olduğu belirlenmiştir.

6. SONUÇ

Bu çalışmanın amacı, çeşitli faiz oranları (reeskont faiz oranı, mevduat faiz oranı ve para politikası faiz oranı) açısından Fisher hipotezinin Türkiye ekonomisi için geçerliliği test etmektir. Ayrıca, ARDL sınır yaklaşımı kullanılarak, kısa ve uzun dönemde enflasyon ve nominal faiz oranı arasındaki ilişkiyi Fisher hipotezi kapsamında incelenmektedir. Bu çalışmada ele alınan dönem, verilerin temin edildiği IFS elektronik veri tabanındaki mevcudiyetine bağlı olarak çeşitli faiz oranlarına bağlı olarak farklılık göstermektedir. Veriler aylık olup, genel olarak çalışmamız 1970m01-2014m01 dönemini kapsamaktadır.

Yapılan analiz sonucu, faiz oranları (reeskont faiz oranı, mevduat faiz oranı ve para politikası faiz oranı) ile enflasyon oranı arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit edilmiştir. Bu durum faiz oranları ile enflasyon oranı arasındaki uzun dönem denge ilişkisinin varlığını göstermektedir. Bununla birlikte, değişkenlerin kısa ve uzun dönem katsayıları gerek istatistiki gerek iktisadi açısından beklentilere uygun olduğu belirlenmiştir. Enflasyon oranının hem kısa dönemde hem de uzun dönemde faiz oranlarını pozitif yönde etkilemesi elde edilen en önemli sonuçtur. Örneğin, 1970-2014 dönemi esas alındığında enflasyondaki %1'lik artışın, uzun dönemde reeskont faiz oranında % 0.51 ile % 0.80, 1978-2013 dönemi için mevduat faiz oranı üzerinde % 0.56 ile % 0.67 ve 1999-2014 dönemi için para politikası faiz oranında ise % 1.82 ile % 3.04 arasında değişen bir artışa yol açabileceği belirlenmiştir. Kısa dönemde ise enflasyonun etkisi pozitif olmakla birlikte bir miktar azaldığı tespit edilmiştir. Örneğin, enflasyondaki %1'lik artış 1970-2014

dönemi için reeskont faiz oranında % 0.013 ile % 0.041, 1978-2013 dönemi için mevduat faiz oranı üzerinde % 0.142 ile % 0.348 ve 1999-2014 dönemi için para politikası faiz oranında ise % 0.355 ile % 2.177 arasında değişen bir artışa neden olabileceği ortaya konmuştur.

Sonuç olarak, hem kısa dönemde hem de uzun dönemde enflasyonun tüm faiz oranları üzerinde anlamlı bir etkisi mevcuttur ve bu etki pozitifdir. Bu sonuç, tüm alternatif faiz oranları için Fisher etkisinin Türkiye ekonomisi açısından geçerli olduğu göstermektedir. Bununla birlikte, enflasyon oranını alternatif faiz oranlarını pozitif yönde etkilese de, para politikası faiz oranı üzerindeki etkisi diğerlerinden daha fazladır. Dolayısıyla, Türkiye ekonomisi için para politikası faiz oranı esas alındığında daha güçlü bir Fisher hipotezinin söz konusu olduğu söylenebilir. Bu yüzden, politika yapıcıları Türkiye ekonomisinde enflasyon ve faiz oranıyla ilgili karar alır iken, bu gibi önemli bulguları dikkate almaları gerektiği ifade edilebilir.

KAYNAKÇA

ASEMOTA, O. J., BALA, D. A. (2013), “Fisher Effect, Structural Breaks and Outliers Detection in ECOWAS Countries”, http://docs.business.auckland.ac.nz/Doc/Paper-6_Asemota.pdf, (03.02.2014).

ATKINS, F. J., COE, P. J. (2002), “An ARDL Bounds Test of The Long-Run Fisher Effect in The United States and Canada”, *Journal of Macroeconomics*, 24, 255–266.

BAHMANI-OSKOOEE, M., BROOKS, T. J. (1999), “Bilateral J–Curve Between US and her Trading Partners”, *Weltwirtschaftliches Archiv*, 135(1), 156-165.

BAHMANI-OSKOOEE, M., ECONOMIDOU, C., GOSWAMI, G. (2006), “Bilateral J-curve between the UK vis-à-vis her Major Trading Partners”, *Applied Economics*, 38(8), 879-888.

BAHMANI-OSKOOEE, M., HARVEY, H. (2006), “How Sensitive are Malaysia’s Bilateral Trade Flows to Depreciation?”, *Applied Economics*, 38(11), 1279-1286.

BARSKY, R. B (1987), “The Fisher Hypothesis and The Forecastability and Persistence of Inflation”, *Journal of Monetary Economics*, 19(1987), 3-24.

BAYAT, T. (2012), “Türkiye’de Fisher Etkisinin Geçerliliği: Doğrusal Olmayan Eşbütünleşme Yaklaşımı”, *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 38(Haziran-Aralık), 47-60.

BERUMENT, H., JELASSI, M. M. (2002), “The Fisher Hypothesis: A Multi-Country Analysis”, *Applied Economics*, 34(13), 1645-1655.

BOOTH, G. G., CİNER, C. (2001), “The Relationship Between Nominal Interest Rates and Inflation: International Evidence”, *Journal of Multinational Financial Management*, 11(3), 269–280.

CHRISTOPOULOS, D. K., LEÓN-LEDESMA, M. A. (2007), “A Long-Run Non-Linear Approach to The Fisher Effect”, *Journal of Money Credit and Banking*, 39(2/3), 543-559.

COPPOCK, L., POITRAS, M. (2000), “Evaluating The Fisher Effect In Long-Term Cross-Country Averages”, *International Review of Economics and Finance*, 9(2), 181–192.

CROWDER W. J., 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(1), 102-118.

ÇAKMAK, E., AKSU, H., BAŞAR, S. (2002), "Fisher Hipotezi'nin Türkiye Açısından Değerlendirilmesi: 1989-2001", *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 16(3-4), 31-40.

EVANS, M. D., LEWIS, K. K. (1995), "Do Expected Shifts in Inflation Affect Estimates of The Long-Run Fisher Relation?", *The Journal of Finance*, 50(1), 225-253.

FAHMY, Y. A., KANDİL, M. (2003), "The Fisher Effect: New Evidence and Implications", *International Review of Economics and Finance*, 12(4), 451-465.

FAMA, E. F. (1975), "Short Term Interest Rates as Predictors of Inflation", *American Economic Review*, 65, 269-282.

FISHER, I. (1930), *The Theory of Interest*, The Macmillan Company, New York.

GIBSON, W. E. (1970), "Price-Expectations Effects on Interest Rates", *The Journal of Finance*, 25(1), 19-34.

GÜL, E. AÇIKALIN, S. (2008), "An Examination of the Fisher Hypothesis: The Case of Turkey", *Applied Economics*, 40(24), 3227-3231.

İNCEKARA, A., DEMEZ, S., USTAOĞLU, M. (2012), "Validity of Fisher Effect For Turkish Economy: Cointegration Analysis", *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 58(12), 396-405.

JAREÑO, F., TOLENTINO, M. (2012), "The Fisher Effect In The Spanish Case: A Preliminary Study", *Asian Economic and Financial Review*, 2(7), 841-857.

KOUSTAS, Z., SERLETIS, A. (1999), "On the Fisher Effect", *Journal of Monetary Economics*, 44(1), 105-130.

LEBE, F., BAYAT, T. (2011), "Taylor Kuralı: Türkiye İçin Bir Vektör Otoregresif Model Analizi", *Ege Akademik Bakış Dergisi*, 11(Özel Sayı), 95-112.

MAKI, D. (2003), "Nonparametric Cointegration Analysis of The Nominal Interest Rate and Expected Inflation Rate", *Economics Letters*, 81, 349-354.

MANKIW, G. N. (2010), *Makroekonomi*, (Çev. Ö. F. Çolak), Efil Yayınevi.

MISHKIN, F. S. (1991), "Is Fisher Effect for Real: A Re-Examination of The Relationship Between Inflation and Interest Rates", *NBER Working Papers Series*, No. 3632.

F. LEBE – L. F. ARDA ÖZALP

OBI, B., NURUDEEN, A., WAFURE, O. G. (2009), “An Empirical Investigation of The Fisher Effect in Nigeria: A Co-integration and Error Correction Approach”, *International Review of Business Research Papers*, 5(5), 96-109.

PESARAN, B., PESARAN, M. H. (2009), *Time Series Econometrics Using Microfit5.0*, Oxford University Press Inc., New York.

PESARAN, M. H., SHIN, Y., SMITH, R. J. (2001), “Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships”, *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.

RAY, S. (2012), “Empirical Testing of International Fisher Effect in United States and Selected Asian Economies”, *Advances in Information Technology and Management*, 2(1), 2167-6372.

SEIFOLLAHI, N., ABBASI, F., FAR, M. M. (2012), “Any Relation Between Nominal Interest Rate and Inflation Rate Upon Fisher Effect”, *Journal of Basic and Applied Scientific Research*, 2(4), 4000-4007.

ŞİMŞEK, M., KADILAR, C. (2006), “Fisher Etkisinin Türkiye Verileri İle Testi”, *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 7(1), 99-111.

TSONG, C.-C., LEE, C.-F. (2012), “Quantile Cointegration Analysis of The Fisher Hypothesis”, *Journal of Macroeconomics*, 35(March), 186–198.

TURGUTLU E. (2004), “Fisher Hipotezinin Tutarlılığının Testi: Parçalı Durağanlık ve Parçalı Koentegrasyon Analizi”, *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 19(2), 55-74.

ULUYOL, O., LEBE, F., AKBAŞ, Y. E., (2014), “Firmaların Finansal Kaldıraç Oranları ile Öz Sermaye Karlılığı Arasındaki İlişki: Hisseleri Borsa İstanbul (BİST)’da İşlem Gören Şirketler Üzerinde Sektörler Bazında Bir Araştırma”, *İşletme Araştırmaları Dergisi*, 6(1), 70-89.

YAMAK, R., ABDİOĞLU, Z. (2007), “Fisher Hipotezinin Testi: Güçlü ve Zayıf Form”, *Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 4(1-2), 1-9.

YAYLALI, M., LEBE, F. (2013), “Konut Sektörünün Elektrik Talebi: Türkiye İçin Talep Tahmini ve Öngörü”, *Nevşehir Hacı Bektaş Veli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, CS: Energy 2013 Özel Sayısı, 3(1), 119-145.

YILANCI, V. (2009), “Fisher Hipotezinin Türkiye İçin Sınanması: Doğrusal Olmayan Eşbütünleşme Analizi”, *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 23(4), 205-213.

Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi
Cilt:31, Sayı:1, Yıl:2016, ss. 95-122

YOLSAL, H. (2010), “Mevsimsel Düzeltmede Kullanılan İstatistikî Yöntemler Üzerine Bir inceleme”, *Marmara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Hakemli Dergisi*, 9, 245-257.

Ek

Tanısal Test Sonuçları

Tanısal Testler	Bağımlı Değişken		
	<i>Model I: R_{DIS}</i>	<i>Model II: R_{DEP}</i>	<i>Model III: R_{MON}</i>
	1970m1-2014m1	1978m12-2013m11	1999m10-2014m01
	ARDL(1,0)	ARDL(2,8)	ARDL(2,0)
R^2	0.99214	0.98098	0.70805
\bar{R}^2	0.99210	0.98038	0.70535
<i>DW</i>	1.99908	1.9390	2.0346
<i>F</i>	21596.1[0.000]	1654.4[0.000]	40.017[.000]
χ^2_{BG}	5.446[0.941]	13.152[0.358]	12.511[0.406]
χ^2_{RAMSEY}	3.695[0.159]	3.813[0.250]	1.534[0.215]
χ^2_{NORM}	3.277[0.252]	2.159[0.354]	1.462[0.576]
χ^2_{WHITE}	0.103[0.749]	2.078[0.149]	2.211[0.645]
		1999m10-2013m11	
	ARDL(1,0)	ARDL(6,2)	ARDL(1,0)
R^2	0.99366	0.98699	0.84679
\bar{R}^2	0.99353	0.98604	0.84466
<i>DW</i>	2.1041	1.8241	2.0218
<i>F</i>	7521.7[0.000]	1039.0[0.000]	57.4[.000]
χ^2_{BG}	13.962[0.941]	12.046[0.836]	10.614[0.562]
χ^2_{RAMSEY}	0.500[0.479]	0.221[0.638]	0.032[.858]
χ^2_{NORM}	3.407[0.268]	5.407[0.492]	6.407[0.594]
χ^2_{WHITE}	0.837[0.360]	2.123[0.287]	1.179[.277]

$\chi^2_{BG}, \chi^2_{RAMSEY}, \chi^2_{NORM}, \chi^2_{WHITE}$ sırasıyla, Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık, Ramsey regresyonda model kurma hatası, Jarque-Bera normallik ve White değişen varyans sınaması için kullanılan testlerdir. Köşeli parantez içindeki değerler, tanısal testlere ait p -olasılık değerlerini temsil etmektedir.