

TÜRKİYE'DE FAİZ ORANI İLE ENFLASYON ORANI ARASINDAKİ İLİŞKİ: 2006-2018

Osman Bahadır SİNAN¹

ÖZET

2018 yılında Türkiye'de yaşanan döviz kurunda yukarı yönlü ani dalgalanmanın akabinde enflasyon oranlarında TÜFE'de %25 ve ÜFE'de ise %45'e varan oranlarda artışlar yaşanmıştır. Çalışmanın amacı Türkiye'de faiz oranı ve enflasyon oranı arasındaki ilişkinin incelenmesidir. Çalışmada, Türkiye'de enflasyon ile faiz oranı arasındaki ilişki 2006:4 – 2018:9 yıllarına ilişkin aylık veriler kullanılarak VAR modeli, Johansen eş bütünleşme testi ve Granger nedensellik testi, aracılığıyla analiz edilmiştir. Yapılan Johansen Eş Bütünleşme testi sonuçlarına göre değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki tespit edilmiştir. Granger nedensellik testi sonuçlarına göre de faiz ve enflasyon arasında çift-yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Böylelikle Fisher etkisinin Türkiye'de geçerli olduğu uzun dönemde enflasyonla faiz oranı arasında bir ilişki olduğu saptanmıştır. Döviz kurlarında 2018 yılında yaşanan yükseliş trendin enflasyonu arttırması ve aşırı döviz kurundaki oynaklığın düşürülmesi için faiz oranlarındaki artış zorunlu hale gelmiştir.

Anahtar Kelimeler: Faiz oranı, Döviz Kuru, VAR Modeli

RELATIONSHIP BETWEEN THE EXCHANGE RATE AND INFLATION RATE IN TURKEY 2006-2018

ABSTRACT

After the sudden increases in exchange rates in Turkey during the 2018 lead to 25% in the CPI inflation rate and %45 in the PPI inflation rate. The aim of this study is to examine the relationship between interest rates and inflation rates in Turkey, In this study VAR model analysis, Johansen co-integration test, Granger causality test has been examined for the period 2006.4-2018.9. According to the results of Johansen Co-integration test, a long-term relationship was found between the variables. According to the Granger causality test, a two-way causality relationship between interest rate and inflation rate was determined., Thus it was determined that a stronger Fisher impact is valid for Turkish economy when the monetary interest rate is based as interest rate. The upward trend in exchange rates in 2018 increased the inflation rate and the increase in interest rates became compulsory in order to reduce the excessive exchange rate volatility.

Key words: Inflation rates, Interest rates, VAR Model,

¹ Dr., Sermaye Piyasası Kurulu, bsinan@spk.gov.tr

Bu çalışmada belirtilen görüş ve ifadeler görev yapılan kurumun resmi görüşlerini yansıtmaz.

1. Giriş

Bu çalışmanın amacı Türkiye için Fisher etkisi olarak bilinen faiz oranları ile beklenen enflasyon oranlarının birlikte hareket ettiklerinin gösterilmesine ilişkin olarak enflasyon oranları ve faiz oranı arasındaki ilişkiyi VAR modeli ve Granger nedensellik testi kullanılarak incelemektir. Çalışma planı dört bölümden oluşmaktadır. İlk olarak enflasyon ve faiz oranı arasındaki etkileşim incelenecektir. İkinci kısımda, konuya ilişkin literatür taraması özetlenmektedir. Üçüncü kısımda ise ekonometrik analiz yapılmakta, son bölümde sonuç ve değerlendirmeler yer almaktadır.

1. Enflasyon -Faiz Oranı İlişkisi

2018 yılının ikinci yarısında Türkiye’de döviz kurunda yukarı yönlü ani dalgalanmanın akabinde enflasyon oranlarında TÜFE’de %25 ve ÜFE’de ise %45’e varan oranlarda artışlar yaşanmıştır. TCMB Eylül ayında politika faiz oranını yüzde 17,75’ten yüzde 24’e yükseltmiştir. (TCMB- Enflasyon Raporu, 2018) Bu artışa mukabil mevduat faizlerinde %25 kredi faizlerinde ise %30'lara doğru bir tırmanış olmuştur. Bu hususta döviz kuru ile enflasyon arasındaki ilişkiyi bir kez daha gündeme getirmiştir.

Enflasyon kelime anlamı olarak “mal ve hizmetlerin fiyatlarında meydana gelen sürekli artış” anlamına gelmektedir. Enflasyonun geçerli olması için fiyatların değil fiyatlar genel düzeyinin artması ve bu artışın sürekli olması gerekmektedir. (Eğilmez, 2012).

Ekonomide faiz, sermayenin başkasına bir süre için ödünç verilmesi karşılığında ödenen bir fiyat olarak tanımlanmaktadır. Para kullanımının bedeli olarak kabul edilirse faiz, sağlam bir ödünç için ödenmesi gereken ve yıllık yüzde ile ifade edilen bir gelirdir. (Samuelson, 1973:296) Faiz oranlarında değişiklik yapılarak ülkelerin makroekonomik dengelerin etkilenmesi mümkün olduğundan Merkez bankaları para politikası silahı olarak faiz oranlarını sıklıkla kullanmaktadır.

Bilindiği üzere Fiyatlar genel düzeyinin sürekli artış halinde olması durumuna enflasyon denilmektedir. Fisher’in miktar teorisine göre ekonomi tam istidam seviyesindeyken para arzındaki artışı fiyatlar genel düzeyini arttırmaktadır. (Fisher, 1963:157)

Fisher’e göre ekonomideki nominal faiz oranları iki etkene bağlıdır. Bunlar reel faiz oranları ve enflasyon oranlarıdır. Fisher’in de dahil olduğu Klasik

iktisatçılar miktar teorisi benimsenmiştir. Yani para arzındaki artış aynı miktarda fiyatlar genel düzeyinde artışa neden olacak ve enflasyon bu oranda artacaktır. Fisher'e göre reel faiz oranları kısa dönemde sabittir. Bu varsayım altında nominal faiz oranlarında artış enflasyon kadar olacaktır. Enflasyon ve nominal faiz oranları arasındaki ilişki Fisher etkisi olarak adlandırılmaktadır. (Mankiw, 2006 s: 92).

Fisher Etkisi çerçevesinde reel faiz oranlarının sabitliği varsayımı altında herhangi bir t zamanında, nominal faiz oranı (i_t) ile enflasyon oranı (π_t) ve dönem sonu reel faiz oranı (r_t) ilişkisi aşağıdaki gibi kolayca gösterilebilir; (Fisher, 1963:162-168)

$$1 + r_t = \frac{1 + i_t}{1 + \pi_t}$$

(1)

Bu eşitlik reel faiz oranı için çözümlerse;

$$r_t = \frac{i_t - \pi_t}{1 + \pi_t}$$

(2)

Bu eşitlikte paydada önemli bir değişme olmadığı düşünülerek payda ihmal edilir, reel faiz oranı sabit varsayılır ve dönem başı enflasyon beklentileri (π_t^e) ile gösterilirse nominal faiz oranı (i_t) aşağıdaki gibi belirlenebilir; (Fisher, 1963:162-168)

$$i_t = r + \pi_t^e$$

(3)

Bununla birlikte beklenen enflasyon oranının gerçekleşen enflasyon oranına eşit olması durumunda enflasyon oranı yerine gerçekleşen enflasyon oranı yazıldığında, reel faiz oranı da;

$$r_t = i_t - \pi_t$$

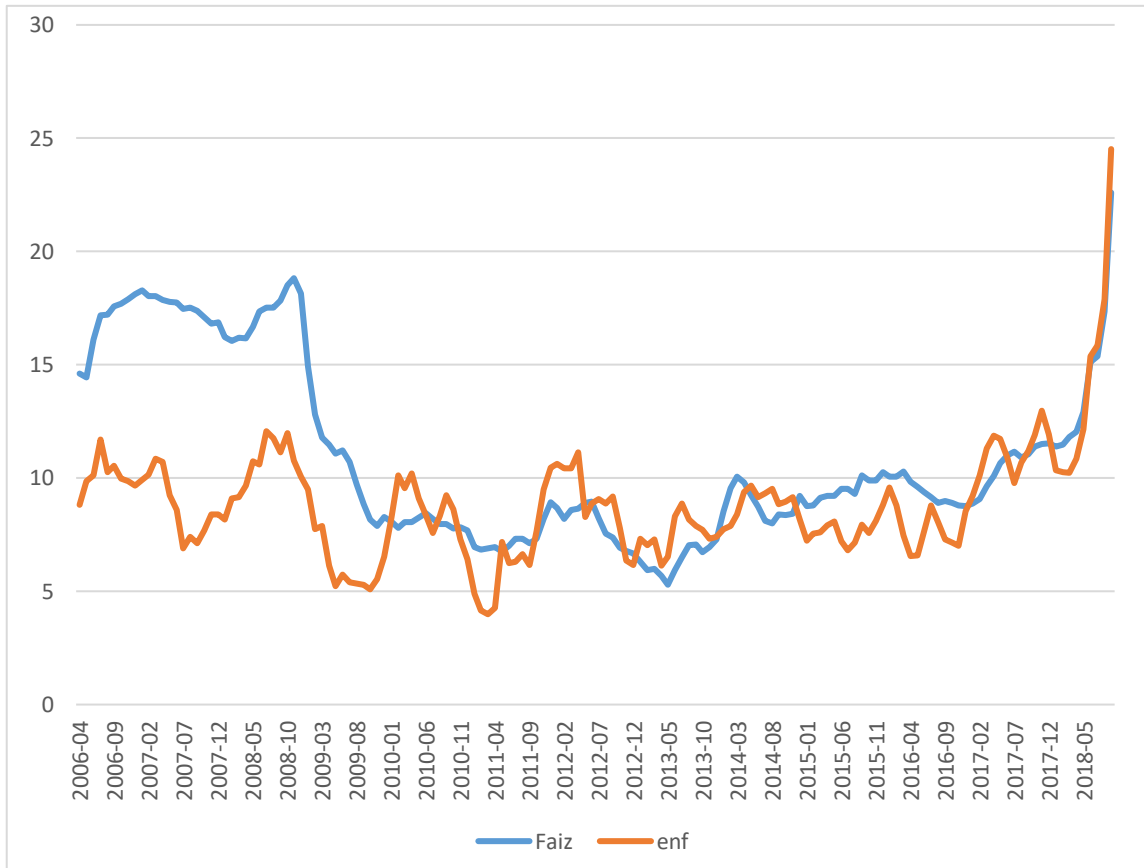
(4)

biçiminde hesaplanmaktadır. Bu bağlamda reel faiz oranı, nominal faiz oranının enflasyondan çıkarılmasıyla elde edildiğinden Fisher Etkisinin varlığının kabul edilmesi, reel faiz oranının sabit- olmasını gerektirmektedir;

Grafik 1'de ülkemizde faiz ve enflasyona ilişkin son 12 yıllık dönemdeki gerçekleşen veriler yer almaktadır. Grafikte faiz oranları ile enflasyon serilerinin birlikte hareket ettiği daha net gözükmemektedir. 2006-2011 döneminde faiz oranlarının enflasyonun oranlarının üzerinde seyretmesine rağmen 2012 başından itibaren

enflasyon oranlarının bazı dönemlerde faiz oranlarının üzerinde kaldığı görülmektedir. Bunun en önemli nedenlerinden birinin bu dönemlerde TCMB'nin faiz artışını beklenenden daha az seviyelerden gerçekleştirmesi neticesinde mevduat bankalarının da mevduat faizlerinin enflasyonun altındaki oranlarda vermesinden kaynaklanmaktadır. İçinde bulunduğumuz 2018 yılının ikinci yarısında enflasyon oranının %17'den %22,6 ya yükseltilmesinin ardından Mevduat faizlerinin'de %17'lerden %24'lere çıktığı görülmektedir. Bu artışta TCMB Eylül ayında politika faiz oranını yüzde 17,75'ten yüzde 24'e yükseltilmesinin de büyük etkisi bulunmaktadır.

Grafik 1 . Son 12 yılda Faiz ve Enflasyonun Gelişimi



Merkez Bankası 2006 yılında açık enflasyon hedeflemesi rejimine geçildiğini ilan etmiş ve enflasyon hedefi “nokta hedef” olarak belirlenmiştir. 2006- 2009 yılları arasındaki dönemde enflasyon hedeflerinin tutturulamaması nedeniyle enflasyon hedeflemesinin çıpa olma fonksiyonunun zayıflamasına neden olmuştur. (Özatay2009, 58). Bu zayıflamada 2008 yılında yaşanan küresel kriz ve 2009 yılında başlayan Avrupa borç krizinin etkileri de hissedilmiştir. Bunlarında etkisiyle 2010 yılının sonlarından itibaren uygulanan para politikasında faiz koridoru aracı önemli

bir rol oynamaya başlamıştır. (Kara, 2012) Uygulamada faiz koridorunun geniş bırakılması, TCMB'nin likidite operasyonlarıyla gecelik piyasada oluşan faizleri (birsonraki resmi Kurul toplantısını beklemeden) kısa süre içinde önemli miktarlarda değiştirebilmesine olanak tanımaktadır(Kara, 2012) Bu operasyonel yapının bir gereği olarak piyasa faizleri, faiz koridorunda oluşur. TCMB bu fonlamayı bir haftalık repo aracılığıyla yaptığından, bir hafta vadeli repo faizi, "politika faizi" olarak adlandırılmaktadır. Bu doğrultuda faiz koridoru politika faizi etrafında simetrik ve dar bir bant olarak tanımlanmakta ve pasif bir rol üstlenmektedir. Ancak TCMB faiz koridorunu aktif bir araç olarak kullanmaktadır. (Gaçener ve Kaya, 2014: 11-12).

Ancak 2018 yılında yaşanan aşırı döviz kuru artışı sonucunda enflasyon oranı artışına karşın 2018 yıl Eylül ayında faiz koridoru" olarak adlandırılan ve gecelik borç verme ve gecelik borçlanma faizleri arasında dalgalanan günlük borçlanma maliyetleri yerine tek bir faiz oranının ilan edilerek geçerli olacağı modele geçilmiştir.

Döviz kuru oynaklığının 2018 yılında yüksek seyretmesi enflasyon görünümü üzerindeki riskleri arttırmaktadır. Ağustos ayında döviz kurlarında gözlenen sert değer kaybı, uzun vadeli enflasyon beklentileri ile enflasyon belirsizliğinin artmasına neden olmuştur. Eylül ayında güçlü bir parasal sıkılaştırma yaparak politika faiz oranını 625 baz puan artırılmış bu artışın etkisiyle enflasyon telafileri azalış eğilimine girmiştir. Enflasyonun ve ülke risk priminin yüksek seviyelerde bulunması nedeniyle, makroekonomik dengelenme sürecinde uygulanan politikaların, enflasyonu azaltıcı tesirinin etkisinin yeterince hızlı ve etkin bir şekilde hayata geçmemesi durumunda enflasyonla mücadeleyi zorlaştırması söz konusu olabilecektir. (TCMB Enflasyon Raporu, 2018: 45).

Enflasyon beklentilerin olduğu dönemlerde de faiz kararlarının bu beklentiye göre oluşturulması beklenmelidir. Bu gibi durumlarda bireylerin para ikamesine giderek döviz taleplerini arttırmaları ya da spekülasyon amacıyla yabancıların döviz talebini arttırmaları beklenenden daha yüksek faiz artışlarını da gündeme getirebilmektedir. Yine jeopolitik risklerden kaynaklanan ülke riskindeki artışlarda enflasyonla mücadeleyi olumsuz etkileyen faktörler arasındadır. Özellikle enflasyona yönelik beklentilerin kırılmaması enflasyon oranındaki düşüşü etkileyen ana etkenler arasında yer almaktadır.

Dolayısıyla Türkiye'de enflasyon ve faiz oranı arasında çok güçlü bir ilişki olduğu sonucu ortaya çıkmaktadır.

2. Literatürde Yapılan Çalışmalar

Literatürde enflasyon oranı ile faiz arasındaki ilişkinin tespitine yönelik uluslararası düzeyde ve Türkiye’de yapılan çok sayıda çalışma bulunmaktadır. Bu çalışmaların bir kısmı Fisher Hipotezinin varlığını desteklerken bir kısmı reddeden bulgu ve sonuçlara ulaşmıştır. Türkiye’de yapılan çalışmaların başlıcaları aşağıdaki gibidir.

Çakmak, Aksu ve Başar (2001), Türkiye için yapmış oldukları çalışmada, 1989:01-2001:07 dönemi için üçer aylık enflasyon ve faiz oranları serileriyle VAR modeli ve Granger nedensellik testi kullanmışlardır. Çalışma sonuçlarına göre Fisher Etkisinin Türkiye için geçerli olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Yapılan Granger nedensellik testi sonuçlarına göre Faiz oranlarının fiyatlar genel düzeyi üzerindeki etkisi oldukça zayıf bulunmakla birlikte fiyatlar genel düzeyinin faizler üzerinde önemli bir etkisi olduğu saptanmıştır.

Alçam (2003) , Türkiye için yapmış oldukları çalışmada 1987:02-2002:04 dönemi için üçer aylık enflasyon ve faiz oranı verileriyle Reset, White, ARCH ve Jarque-Bera testleri kullanmışlardır. Çalışma sonuçlarına göre faiz oranlarının enflasyon oranları üzerinde doğrudan herhangi bir etkinin olmadığı, buna karşılık enflasyon oranlarının faiz oranlarının oluşumunda etkili olduğu, Fisher etkisinin Türkiye’de geçerli olduğu sonucuna varılmıştır.

Turgutlu (2004) Türkiye için yapmış oldukları çalışmada 1987-2003 dönemine ait üçer aylık enflasyon ve faiz oranı verileriyle Engle-Granger koentegrasyon testi yanı sıra parçalı durağanlık ve parçalı koentegrasyon analizlerini kullanmıştır. Çalışma sonuçlarına göre Engle-Granger testine göre Fisher Etkisi ret edilirken, parçalı koentegrasyon analizinde Fisher Etkisinin varlığını destekleyen sonuçlar elde edilmiştir.

Bolatoğlu (2006), Türkiye için yapmış olduğu çalışmasında 1990.1-2005.4 dönemine ait aylık verileriyle Engle-Granger koentegrasyon testi, Johansen- Juselus koentegrasyon analizlerini kullanmıştır. Çalışma sonuçlarına göre Türkiye için Fisher etkisinin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Şimşek ve Kadılar (2006), Türkiye için yapmış oldukları çalışmada 1987(1)-2004(4) dönemine ilişkin enflasyon ve faiz oranı verileriyle Pesaran vd. (2001) tarafından önerilen eşbütünleşmeye ARDL yaklaşımı kullanılmıştır. Çalışma sonuçlarına göre Fisher Etkisinin varlığını destekleyen sonuçlar elde edilmiştir

Yılcı (2009), 1989:01-2008:01 dönemine ait üçer aylık enflasyon ve nominal faiz oranı verileriyle VAR Modeli kullanarak doğrusal olmayan

eşbütünleşme analizi ve Engle-Granger testini de kullanmıştır. Çalışma sonuçlarına göre Fisher Etkisinin geçerli olmadığı sonucuna varılmıştır.

İncekara ve diğerleri (2012) çalışmalarında 1989:01-2011:04 dönemine ait enflasyon ve nominal faiz oranı verileriyle VAR modeli ve Johansen eş bütünleşme testini kullanmıştır. Çalışma sonuçlarına göre Fisher Etkisinin geçerli olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Arısoy (2013) çalışmasında, 1987-2010 yılları için 3 aylık enflasyon ve nominal faiz oranı verileriyle Kalman Filtresine yer verdiği eş bütünleşme analizini kullanmıştır. Çalışma sonuçlarına göre Fisher Etkisinin geçerliliğini doğrulayan zayıf bulguların elde edildiği sonucuna ulaşmışlardır.

Mercan (2013), çalışmasında 1992-2013 dönemi aylık faiz oranı ve enflasyon oranı verileriyle ARDL Sınır Test yöntemini kullanmıştır. Çalışma sonuçlarına göre Fisher Etkisinin geçerliliğini doğrulayan bir sonuç elde edilmemiştir.

Kanca ve diğerleri (2014) çalışmalarında, Türkiye ekonomisinde 1980-2013 dönemi yıllık verileriyle yıllık enflasyon ve faiz oranı verileriyle VAR modeli ve Johansen eş bütünleşme testi, Granger nedensellik testini kullanmışlardır. Çalışma sonuçlarına göre enflasyon oranından faiz oranlarına (yıllık tasarruf mevduatı faiz oranı) doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna varılmıştır.

Köksel ve Destek (2014) 2002:01-2014:12 dönemi için aylık enflasyon ve faiz oranı verileriyle VECM (Vektör Hata Düzeltme Modeli) Granger Nedensellik testini ve yapısal kırılmalı eş-bütünleşme analizini kullanmışlardır. Çalışma sonuçlarına göre kırılmalarında enflasyonun nominal faiz oranını etkilediği sonucuna varılmıştır.

Atgür ve Altay (2015) Türkiye ekonomisi için 2004-2013 dönemi aylık verileriyle enflasyon ve faiz oranı verileriyle Johansen, Lütkepohl-Saikkonen Eşbütünleşme Testleri ve Dinamik En Küçük Kareler (DOLS) yöntemini kullanmıştır. Çalışma sonuçlarına göre Fisher Etkisinin geçerliliğini doğrulayan enflasyon (ENF) ve nominal faiz oranı (NFO) değişkenleri arasında uzun dönemli bir ilişki bulunmuştur.

Akıncı ve Yılmaz (2016) 1980-2012 dönemi yıllık enflasyon ve faiz oranı verileriyle Dinamik En Küçük Kareler (DOLS) Johansen-Juselius eşbütünleşme testi, Granger nedensellik testi kullanmışlardır. Çalışmada kullanılan Genelleştirilmiş Momentler Metodu sonuçlarına göre Fisher Hipotezinin geçerli olduğu sonucuna varılmıştır.

Tunalı ve Erönel (2016) Türkiye ekonomisi için 2003:01-2014:02 dönemi aylık nominal mevduat faiz oranları ile tüketici fiyat endeksi verileriyle Gregory-Hansen eşbütünleşme testi kullanmışlardır. Çalışma sonuçlarına göre Fisher Hipotezinin uzun dönemde etkili olup kısa dönemde ise etkili değildir.

Gürüş vd. (2016) 2003:01-2012:12 dönemi için aylık enflasyon ve nominal faiz oranı verileriyle ARDL testi kullanmışlardır. Çalışma sonuçlarına göre Fisher Hipotezinin geçerli olduğu sonucuna varılmıştır.

Lebe ve Özalp (2016) 1970:01-2014:04 dönemi için aylık enflasyon ve faiz oranı verileriyle ARDL testi kullanmışlardır. Çalışma sonuçlarına göre kısa dönemde ve uzun dönemde Fisher Hipotezinin geçerli olduğu sonucuna varılmıştır.

Başar ve Karakuş(2017) 2004:12-2016:12 donemi için aylık enflasyon ve faiz oranı verileriyle Johansen (1990) eşbutunleşme testi, Granger nedensellik testi kullanmışlardır. Çalışma sonuçlarına göre uzun dönemde Fisher Hipotezinin geçerli olduğu sonucuna varılmıştır.

Alper (2017) 1973-2016 dönemi için yıllık enflasyon ve nominal faiz oranı verileriyle Bayer-Hanck eş bütünleşme testi kullanmıştır. Çalışma sonuçlarına göre, Türkiye’de Fisher etkisinin geçerli olmakla birlikte, bu etkinin zayıf olduğu sonucuna varılmıştır.

Demirgil ve Türkay (2018) 2003:01-2017:01 dönemi için aylık enflasyon ve faiz oranı verileriyle ARDL testi ve Toda Yamamota testi kullanmışlardır. Çalışma sonuçlarına göre kısa dönemde ve uzun dönemde Fisher Hipotezinin geçerli olduğu sonucuna varılmıştır.

Pınar Ve Erdal(2018) 2006:01-2016:12 dönemi için aylık enflasyon ve faiz oranı verileriyle Johansen eşbütünleşme analizi, hata düzeltme modeli ve Granger nedensellik testi kullanmışlardır. Çalışma sonuçlarına göre Fisher etkisinin uzun dönemde bütün faiz oranları için geçerli olduğunu, kısa dönemde ise sadece Hazine tahvili faiz oranı için geçerli olduğu sonucuna varılmıştır.

4. Veri - Ekonometrik Yöntem ve Bulgular

Türkiye için Fisher Hipotezinin test edildiği bu çalışmada, enflasyon hedeflemesi dönemini kapsayan 2006:04-2018:9 dönemlerine ait aylık, nominal faiz oranları ve enflasyon oranları verileri kullanılmıştır. Veriler Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası (TCMB) Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden elde edilmiştir. Nominal faiz oranlarına karşılık oniki aya kadar vadeli, Bankalarca TL Üzerinden Açılan Mevduatlara Uygulanan Ağırlıklı Ortalama Faiz Oranları, enflasyon

oranlarına karşılık ise 2003 yılı bazlı (2003=100) Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE) kullanılmıştır. Modeller tahmin edilirken Eviews 8. programından yararlanılmıştır

Analizde Johansen Eş Bütünleşme testi, Granger nedensellik testi, etki tepki analizi, Varyans ayrıştırması kullanılmıştır.

Değişkenler arasındaki ilişkileri analiz edebilmek için ilk olarak serilerin durağan olup olmadığının araştırılması gerekmektedir. Zaman serilerinin durağanlığı genişletilmiş Dickey Fuller Testi (ADF) yardımı ile incelenmiştir. Tablo 1' de genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) test sonuçları yer almaktadır.

Tablo 1. ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken (SIC)	Düzye Değerleri			1. Derece Düzye Değerleri		
	ADF İstatistiği	Mac Kinnon Kritik Değeri (%5)	P Değeri	ADF İstatistiği	Mac Kinnon Kritik Değeri (%5)	P Değeri
Faiz(trend intercept)	1,03	-3,44	0,99	-3,92	-3,44	0,01
TÜFE(trend intercept)	-0,06	-3,44	0,99	-7,80	-3,44	0,00

Değişkenlerin seviyelerine uygulanan ADF test sonuçları, değişkenlerin düzey değerlerinin durağan olmadığını ancak 1. derecede durağanlık şartı sağlandığını göstermektedir.

Dönemde yapısal kırılma olup olmadığının tespit edilmesi için değişkenlerdeki yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testlerinden Zivot-Andrews(1992) uygulanmıştır. Peron(1989) kırılma zamanını dışsal olarak modelde kullanırken , Zivot-Andrews(1992) yaklaşımında kırılma zamanı model tarafından içsel olarak tahmin edilmektedir. Zivot-Andrews(1992) yaklaşımında birim kök testi için uygulanacak regresyon denklemleri aşağıdaki modellerde tahmin edilmektedir. (Sevüktekin, Nargeleçekenler, 2010:431-433).

Model A

$$Y_t = \mu + \beta t + \delta Y_{t-1} + \gamma_2 DVU_t(\hat{\lambda}) + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t$$

Model B

$$Y_t = \mu + \beta t + \delta Y_{t-1} + \gamma_3 DVT_t^*(\lambda) + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t$$

Model C

$$Y_t = \mu + \beta t + \delta Y_{t-1} + \gamma_2 DVU_t(\lambda) + \gamma_3 DVT_t^*(\lambda) + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t$$

Model A düzey seviyesinde, Model B trend seviyesinde, Model C ise hem trend hem de düzeyde görülen yapısal kırılmayı açıklamaktadır. $t=1,2,3,..T$ zamanı, TB kırılma zamanı, $\lambda = TB/T$ kırılma yansımasını(noktasını) göstermektedir. DVU , $t > T\lambda$ iken 1, $t \leq T\lambda$ olduğunda 0 değerini alan ve sabit terimdeki yapısal değişimi gösteren, DVT ise $t > T\lambda$ iken $t - T\lambda$, tersinde($t \leq T\lambda$) olduğunda sıfır değerini alan ve trend içerisinde meydana gelen yapısal değişimi gösteren kukla değişkenlerdir. Yapısal kırılma tarihi, λ 'nin minimum olduğu değerler tarafından $TB = T\lambda$ olarak belirlenir. Burada λ 'nın değeri $2/T$ 'den $(T-1)/T$ 'ye kadar değişebilmektedir. Dolayısıyla *min-t istatistiğini* bulmak için T-2 tane regresyon modeli tahmin edilmelidir. Bulunan *min-t istatistiği* Zivot-Andrews(1992) makalesindeki asimptotik dağılımın kritik tablo değerleriyle karşılaştırılır (Zivot ve Andrews, 1992:256-257).

Bulunan *min-t istatistiğinin* Zivot-Andrews kritik değerinden mutlak değerce küçük olması halinde, yapısal kırılma olmadan serinin birim kök içerdiğini gösteren temel hipotez(H_0) kabul edilir. Zivot-Andrews(1992) yaklaşımında üç model içinde H_0 hipotezi; yapısal kırılma yok ve seriler $I(1)$ rassal yürüyüş modeli olmaktadır. Zivot-Andrews(1992)'in amacı trend durağanlığı yansıtan H_1 hipotezi için en fazla nispi kırılma yansımasını(λ) tahmin etmektir (Hepaktan, 2016:85-86)

Tablo2. Zivot-Andrews Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	Model A	Kırılma Tarihi(A)	Model B	Kırılma Tarihi(B)	Model C	Kırılma Tarihi(C)
Faiz	-1,05	2008.12	-1,33	2006.11	-1,08	2008.12
Enflasyon	-1,2	2016.11	-2,69	2016.11	-2,65	2016.11
Kritik değerler	Model A		Model B		Model C	
1%	-5.34		-4.80		-5.57	
5%	-4.93		-4.42		-5.08	
10%	-4.58		-4.11		-4.82	

Tablo 3 sonuçlarına göre, Faiz ve TÜFE değişkeni %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde bulunan *min-t istatistiğinin* Zivot-Andrews kritik değerinden mutlak değerce küçük olması nedeniyle yapısal kırılma yaşanmayan serilerdir. Dolayısıyla yapısal kırılma probleminin bulunmadığı görülmektedir.

Johannsen Eş Bütünleşme Testi

Değişkenlerin durağanlık durumu sağlandıktan sonra, bu değişkenler arasında uzun dönemli ilişki olup olmadığının araştırılması gerekmektedir. Bu çalışmada değişkenler düzey değerlerinde durağan oldukları için uzun dönemi ilişkinin tespitinde Johansen eşbütünleşme yöntemi kullanılmaktadır. Johansen eşbütünleşme yönteminin 1. derecede durağanlık şartı sağlanan değişkenler için kullanılması uygundur. Ayrıca çalışmada nedensellik hakkında bilgi sahibi olunmak için Granger nedensellik testi yapılmasının uygun olacağı sonucuna varılmıştır.

Değişkenlerin zaman serisi özellikleri incelendikten sonraki adımı, söz konusu değişkenler arasında uzun dönemli ilişki olup olmadığının incelenmesi oluşturmaktadır. Bu çalışmada değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkilerin varlığı Johansen eşbütünleşme yöntemi ile araştırılmıştır. Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990), değişkenler arasındaki uzun dönemli bir ilişkinin olup olmadığını test etmek için *en büyük özdeğer (maximum eigen value)* ve *iz (trace)* istatistiklerini kullanmaktadırlar. Johansen eşbütünleşme testiyle değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki araştırılırken oluşturulan VAR (Vector Autoregressive) modelinde önemli bir rolü olan gecikme sayısı uygun testlerin optimum gecikme uzunluğu önceden açıklandığı gibi SC (Schwarz) bilgi kriteri kullanılarak araştırılmaktadır.

Bu çerçevede değişkenler arasında VAR süreci işletilerek en uygun gecikme uzunluğu tespit edilmiştir. Buna göre 5 gecikme uzunluğu optimal gecikme uzunluğu olarak tespit edilmiştir. 5. Gecikme uzunluğu normal dağılıma sahip otokorelasyon sorunu içermeyen en uygun gecikme uzunluğudur.

Sonraki aşamada eş-bütünleşme testinin yapılmasında uygun model spesifikasyonunun belirlenmesi için Akaike ve Schwartz kriterlerine bakılarak uygun modelin 5 olduğu anlaşılmıştır (Sabit Var, Trend Yok).

Tablo 3: Uygun Modelin Tahmin

	Sabit Yok Trend Yok	Sabit Var Trend Yok	Linear Sabit Var Trend Yok	Linear Sabit Var Trend Var	Quadratic Sabit Var Trend Var
0	-2.944.156	-2.944.156	-2.938.268	-2.938.268	-2.912.668

1	-2.922.777	-2.884.482	-2.879.350	-2.876.488	-2.853.425
2	-2.917.924	-2.879.280	-2.879.280	-2.847.079	-2.847.079
Akaike Information Criteria by Rank (Rows) And Model (Columns)					
0	4.366.883	4.366.883	4.386.483	4.386.483	4.378.705
1	4.392.746	4.353.448	4.360.208	4.370.122	4.351979*
2	4.441.562	4.415.666	4.415.666	4.398.721	4.398.721
Scwartz Criteria by Rank (Rows) And Model (Columns)					
0	4.779357*	4.779357*	4.840.205	4.840.205	4.873.674
1	4.887.715	4.869.040	4.896.425	4.926.962	4.929.443
2	5.019.025	5.034.377	5.034.377	5.058.680	5.058.680

Son aşamada yapılan Johansen Eş Bütünleşme Testi sonuçları aşağıdaki gibidir.

Tablo 4. Johansen Eş-Bütünleşme Test Sonuçları

Hipotezler	Eş Bütünleşme Vektör Sayısı			
		İz testi	Kritik Değer(%5)	Olasılık
$H_0: r=0, H_1: r=1$	Hiç*	2.096.654	1.839.771	0.0214
$H_0: r \leq 1, H_1: r=2$	En Fazla 1	2.413.566	3.841.466	0.1203
Maksimum Öz Değer Kritik Değer(%5) Olasılık				
$H_0: r=0, H_1: r \geq 1$	Hiç*	1.855.298	1.714.769	0.0311
$H_0: r \leq 1, H_1: r \geq 2$	En Fazla 1	2.413.566	3.841.466	0.1203

*Trace (iz) istatistiği 0.05 anlamlılık düzeyinde eş bütünleşik bir adet vektör bulunduğunu göstermektedir.

*En Büyük Özdeğer istatistiği 0.05 düzeyinde eş bütünleşik bir adet vektör bulunduğunu göstermektedir.

Analiz doğrultusunda, $r=0$ hipotezi reddedilmekte, $r \leq 1$ hipotezleri ise, reddedilmemektedir. Analiz sonucunda 0.05 anlamlılık düzeyinde birden fazla vektörün bulunduğu, faiz oranı ile enflasyon oranı arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olduğu sonucuna varılmıştır.

Johansen eş-bütünleşme test sonuçlarına göre değişkenler arasında bir eş-bütünleşme ilişkisinin olmadığı görülmektedir. Bu durum serilerin uzun dönemde birlikte hareket etmeleri sonucunu doğurmaktadır. Uzun dönemde Türkiye’de enflasyon oranı ile faiz oranı arasında bir ilişki bulunmaktadır. En az bir eş bütünleşme olduğundan hata düzeltme modeline gidilmesi gerekmektedir.

Hata Düzeltme Modeli

Eş-bütünleşik değişkenlerin göze çarpan bir prensibi zaman içerisinde uzun dönem dengesinde sapsmalar meydana gelmesidir. Model uzun dönem dengesine tekrar ulaşabilmesi için değişkenlerden bazılarının bunu sağlayacak durumda olması

gerekmektedir. Hata düzeltme modelinde sistemdeki değişkenlerin kısa dönem dinamikleri dengedeki sapmadan etkilenmektedir (Şahbaz, 2009) Hata düzeltme parametresi, model dinamiğini dengede tutmaya yarar ve değişkenleri uzun dönem denge değerine doğru yakınlaşmaya zorlamaktadır. Hata düzeltme parametresinin katsayısının istatistiksel açıdan anlamlı çıkması, sapmanın varlığını gösterir. Katsayının büyüklüğü ise uzun dönem denge değerine doğru yaklaşma hızının bir göstergesidir. Uygulamada, hata düzeltme parametresinin negatif ve istatistiksel açıdan anlamlı olması beklenir. Bu durumda, değişkenlerin uzun dönem denge değerine doğru hareketinin olacağı ifade edilmektedir. Denge durumundan kısa dönemli sapmalar hata düzeltme parametresinin katsayısının büyüklüğüne bağlı olarak düzeltilmektedir (Enders,1995).

Tablo- 5: Hata Giderme Modeli Sonuçları

	FAİZ	HATA(-1)	C
Katsayı	0,30	0,90	5,43
St Hata	0,02	0,06	0,30
t (değ)	1,17	1,41	1,80
P değeri	0,000	0,000	0,000
R2 0,67, F=1,54, F(Prob)=0,0000			

Yukarıdaki tabloda hata düzeltme terimi pozitif ve değişkenler istatistiksel olarak anlamlı olmadığı için hata düzeltme mekanizması çalışmamaktadır. Bir dönemde meydana gelen dengesizlik sonraki dönemde ya da dönemlerde düzelmeyecektir.

3.2.Granger Nedensellik Testi

Granger (1969) nedensellik testi, iki değişken arasındaki ilişkinin varlığını tespit edilmesinde kullanılan en etkili testlerden biridir. Neden-etki düşüncesi ile yakın ilişkisi bulunmaktadır. Granger nedensellik testine başlanmadan önce serilerde durağanlık şartının sağlanması gerekmektedir.

Granger nedensellik testi için aşağıdaki gibi X_t ve Y_t gibi iki durağan zaman serisinin bulunması gerekmektedir (Granger,1969:431)

$$X_t = \sum_{j=1}^m a_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m b_j Y_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$Y_t = \sum_{j=1}^m c_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m d_j Y_{t-j} + \eta_t$$

t ε ve η hata terimleri, aralarında ilişki olmayan serilerdir. Granger (1969)'ın nedensellik tanımına göre Y_t 'nin X_t 'ye Granger nedensel olabilmesi için j b sıfırdan farklı olmalıdır. Benzer olarak X_t 'nin Y_t 'ye Granger nedensel olabilmesi için j c sıfırdan farklı olmalıdır. Bu şartların her ikisinin de sağlanması halinde iki yönlü karşılıklı nedensellik ilişkisinin olduğu sonucuna varılmaktadır. Granger nedensellik şartının gerçekleşip gerçekleşmediğine yönelik olarak F testi ve Wald testi yapılmaktadır.

VAR Modeli temelli Granger nedensellik testi sonuçları aşağıda Tablo 5'de yer almaktadır. VAR analizine dayalı Granger nedensellik testinde LR ve AIC istatistiklerine dayalı olarak gecikme 1 olarak seçilmiştir.

Tablo 6: VAR Granger Nedensellik ve Blok Dışsallık Wald Testi			
Bağımlı Değişken Faiz			
Dışlanan	Chi-sq	df	Prob.
Enflasyon Oranı(TÜFE)	14.69487	2	0.0006
All	14.69487	2	0.0006
Bağımlı Değişken Enflasyon Oranı(TÜFE)			
Dışlanan	Chi-sq	df	Prob.
Faiz	8.676192	2	0,0131
All	8.676192	2	0,0131

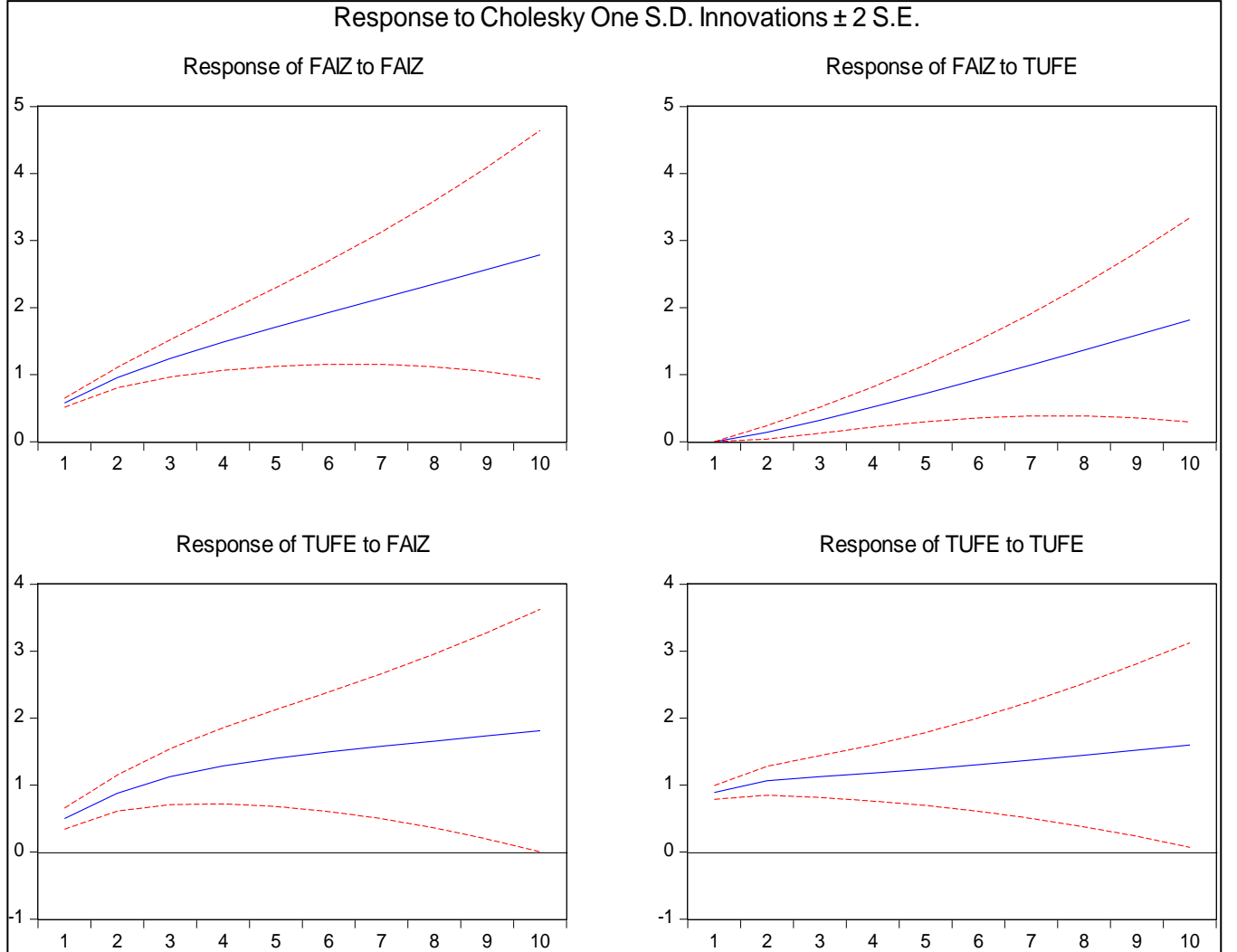
Yapılan analiz sonucundaiki testte olasılık değeri de %5 anlamlılık düzeyinden küçük olduğu için H_0 hipotezi reddedilmektedir. Analiz sonuçlarına göre faizle enflasyon oranı arasında çift-yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmaktadır.

3.3 Etki-Tepki ve Varyans Ayrıştırması Analizleri

Enflasyon oranı ile faiz arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunduğundan sonra değişkenlerin karşılıklı etkileşimlerinin araştırılmasına ihtiyaç duyulmuştur. Bu amaçla etki-tepki analizi ve varyans ayrıştırma analizleri kullanılmıştır. Etki-tepki analizinde içsel değişkenlerin birinde ortaya çıkan bir birimlik şokun diğer değişken üzerinde ne tür bir etki yarattığı incelenmektedir.

Aşağıda yer alan grafiklerde dikey eksenlerde ilgili değişkene verilen bir standart sapmalı artış şokuna değişkenin kendisinin ve diğer değişkenin verdiği tepkiye ilişkin bilgiler, yatay ekseninde ise şokun ortaya çıkmasının izleyen 10 çeyrek dönem bilgisi yer almaktadır. Şekildeki kesikli çizgiler bir standart sapmalı güven aralığını, düz çizgiler nokta tahmini işaret etmektedir.

Tablo 7: Etki –Tepki Analiz



Tablo 7 'de görüldüğü üzere faiz oranının kendi şokuna tepkisi başlangıç döneminden itibaren artmakta ve sonraki dönemlerde devam etmektedir. Yine enflasyon oranında meydana gelen bir standart sapmalık şoka faiz oranı ilk dönemden itibaren artan yönde tepki vermektedir. 2'inci dönemden itibaren bu tepki giderek azalmaktadır. Faizde meydana gelen şoka ise enflasyon oranı ilk dönemde ani tepki vermekte daha sonraki dönemlerde bu tepki biraz azalmakla birlikte devam etmektedir.

Tablo 8 VAR Modeli Varyans Ayrıştırması Sonuçları

Faiz İçin Varyans Ayrıştırması

Dönem	S.E	FAİZ	TUFE
1	0.578710	1.000.000	0.000000
2	1.125.751	9.849.636	1.503.643
3	1.705.959	9.587.216	4.127.839
4	2.319.745	9.284.623	7.153.768
5	2.970.150	8.975.782	1.024.218
6	3.660.098	8.677.964	1.322.036
7	4.391.729	8.399.525	1.600.475
8	5.166.431	8.143.768	1.856.232
9	5.985.041	7.911.171	2.088.829
10	6.848.033	7.700.732	2.299.268

TÜFE İçin Varyans Ayrıştırması

Dönem	S.E	FAİZ	TUFE
1	1.020.36 9	2.391.83 5	7.608.16 5
2	1.716.60 5	3.473.86 0	6.526.14 0
3	2.340.03 2	4.178.19 0	5.821.81 0
4	2.918.18 6	4.625.84 1	5.374.15 9
5	3.466.09 7	4.913.61 7	5.086.38 3
6	3.994.00 2	5.102.45 3	4.897.54 7
7	4.509.33 2	5.228.82 1	4.771.17 9
8	5.017.58 8	5.314.65 2	4.685.34 8
9	5.522.89 3	5.373.42 3	4.626.57 7
10	6.028.37 8	5.413.64 8	4.586.35 2

Tablo 8 'de sunulan varyans ayrıştırması analizi sonuçlarına göre faizin gelecek dönemler için tahmin hata varyansı içinde büyüme hızının payı 2. dönemde %1,5 iken bu pay 3. dönemde %4,1 'ye yükselmiştir. Daha sonraki dönemlerde azalışa geçmiştir. TÜFE oranının tahmin hata varyansı içinde faizn payı ise 1. Dönemde %76 iken 10. dönemde da yaklaşık olarak %45,8 düzeyindedir.

Tablo 8'de yer alan varyans ayrıştırması analizine göre TÜFE(enflasyon) verisinin birinci dönemde %76,1'sı kendisinden oluşmakta, %23,9'u faizdeki değişimlerden kaynaklanmaktadır.

Bu çerçevede Türkiye'de enflasyon oranı ile faiz oranı arasında karşılıklı bir ilişki bulunmaktadır.

SONUÇ:

Çalışmada, Türkiye'de mevduat faiz oranları enflasyon arasındaki ilişki 2006.4-2018.8 dönemi için aylık veriler kullanarak VAR modeli, Johansen Eşbütünleşme testi ve Granger nedensellik testi aracılığıyla analiz edilmiştir. Nominal faiz oranlarına karşılık oniki aya kadar vadeli, Bankalarca TL Üzerinden Açılan Mevduatlara Uygulanan Ağırlıklı Ortalama Faiz Oranları, enflasyon oranlarına karşılık ise 2003 yılı bazlı (2003=100) Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE) kullanılmıştır.

Değişkenlerin seviyelerine uygulanan ADF test sonuçları, değişkenlerin düzey değerlerinin durağan olmadığını ancak 1. derecede durağanlık şartı sağlandığını göstermektedir.

Bu çalışmada Fisher Etkisinin 2006-2018 döneminde Türkiye ekonomisi açısından geçerli olup olmadığı test edilmiştir. Bu amaçla Türkiye ekonomisine ait yıllık verilerle nominal faiz oranları ile enflasyon (bir yıllık tasarruf mevduatı faiz oranı ve TÜFE 12 aylık ortalama yüzde değişime) arasındaki ilişkiyi tespit edebilmek için Johansen kointegrasyon testi yapılmış ve uzun dönemde Türkiye ekonomisi için Fisher Etkisinin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Diğer bir söyleyişle Türkiye örneğinde belirlenen dönemde nominal faiz oranları ile enflasyonun birlikte hareket ettiğini kanıtlayan bulgulara ulaşılmıştır. Yapılan nedensellik analizinde ise faizle enflasyon oranı arasında çift-yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmaktadır. Dolayısıyla karşılıklı bir etkileşim bulunmaktadır.

Döviz kuru oynaklığının 2018 yılında yüksek seyretmesi enflasyon görünümü üzerindeki riskleri arttırmaktadır. Ağustos ayında döviz kurlarında gözlenen sert değer kaybı, uzun vadeli enflasyon beklentileri ile enflasyon belirsizliğinin artmasına

neden olmuştur. Eylül ayında güçlü bir parasal sıkılaştırma yaparak politika faiz oranını 625 baz puan artırılmış bu artışın etkisiyle enflasyon telafileri azalış eğilimine girmiştir.

Ancak enflasyon belirsizliği ve ülke coğrafyasında yaşanmakta olan dış riskler nedeniyle ortaya çıkan ülke riskinin enflasyonla mücadelede ortaya konulacak politikaların etkinliği ve hızını etkileyebilecektir. Yine döviz kurundaki artışa paralel hızda olan yukarı yönlü enflasyon artış hızı ile döviz kurundaki azalış nedeniyle yaşanacak enflasyon düşüş ayarlamalarının aynı hızda olmayacağı görülmektedir. Üreticilerin enflasyon döneminde yaptıkları zamları geri alma isteksizliklerinin de enflasyonun düşüş trendini etkileyen ana unsur olarak ortaya çıkacaktır.

KAYNAKÇA

AKINCI, Merter ve YILMAZ, Ömer (2016). " Enflasyon-Faiz Oranı Takası: Fisher Hipotezi Bağlamında Türkiye Ekonomisi İçin Dinamik En Küçük Kareler Yöntemi", Sosyoekonomi Dergisi, 24(27), ss. 33-55.

ALPER , F. ÖZLEM(2017) Türkiye'deki Enflasyon ve Nominal Faiz Oranı İlişkisinin Analizi: Bayer-Hanck Eşbütünleşme Testi, Center for Political, Economic and Social Research (PESA) 3rd International Congress on Political, Economic and Social Studies (ICPESS) 09-11 November, 2017, Ankara/TURKEY, ICPESS 2017, PROCEEDINGS ,Volume 2: Economic Studies

ARISOY, İbrahim (2013). "Testing for the Fisher Hypothesis under Regime Shifts in Turkey: New Evidence from Time-Varying Parameters", International Journal of Economics and Financial Issues, 3(2), ss. 496-502.

ATGÜR, Musa, ve N. Oğuzhan ALTAY, (2015) "Enflasyon ve Nominal Faiz Oranı İlişkisi:Türkiye Örneği (2004-2013)", Journal of Management & Economics, 22

BAŞAR, Selim, KARAKUŞ, Kübra(2017) Fisher Hipotezi :Türkiye İçin Tahmin *Uluslararası Sosyal Araştırmalar Dergisi / The Journal of International Social Research*Cilt: 10 Sayı: 54 Yıl: 2017 Volume: 10 Issue: 54 Year: 2017

BAYAT, Tayfur (2011). "Türkiye'de Fisher Etkisinin Geçerliliği: Doğrusal Olmayan Eşbütünleşme Yaklaşımı", Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 38, ss. 47-60.

BAYAT, Tayfur, KAYHAN, Selim, DOĞAN, Çetin (2014). "An Empirical Investigation of Fisherian Link in BRIC-T Countries", İktisat, İşletme ve Finans Dergisi, 29(339), ss. 95-120.

BOLATOĞLU, Nasip(2006) Türkiye’de Enflasyon Ve Nominal Faiz Oranları Arasındaki Uzun Dönemli İlişki: Fisher Etkisi H.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, Cilt 24, Sayı 2, 2006, s. 1-15

ÇAKMAK, Erol, AKSU, Hayati ve BAŞAR, Selim (2002). “Fisher Hipotezinin Türkiye Açısından Değerlendirilmesi: 1989-2001”, Atatürk Üniversitesi İİBF Dergisi, 16(3-4), ss. 31-40.

DEMİRAG, İstemi ve GODDARD, Scott (1995). Financial Management for International Business, USA: McGraw-Hill Co.

DEMİRGİL, Bünyamin TÜRKAY, Hakan(2018) Enflasyon-Faiz İlişkisi: Bir Ardl/Sınır Testi Uygulaması Hitit Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, Sayı 1: 11/2018

EĞİLMEZ, Mahfi(2012) Kendime Yazılar (Çevrimiçi) Enflasyon <http://www.mahfiegilmez.com/2012/09/enflasyon.html>

ENDERS, W. (1995), Applied Econometric Time Series, John Wiley&Sons, Inc., New York

FAMA, E., (1975), “Short Term Interest Rates as Predictors of Inflation”, American Economic Review, 65 (3), 269–282

FISHER, Irving (1930). The Theory of Interest: As Determined By Impatience to Spend Income and Opportunity to Invest It, USA: Kelley Publishing.

GACENER, Atış, A., KAYA A.A. (2014). Cari Açığın Sürdürülebilirliğinde Para Politikasının Etkisi: Türkiye Uygulaması. *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*. 51.588.

GRANVILLE, B. and MALLICK, S., (2004), “Fisher Hypothesis: UK Evidence over a Century”, Applied Economics Letters, 11 (2), 87-90.

GRANGER, C.W.J.; (1969), Investigating Causal Relations By Econometric Models and CrossSpectral Methods, *Econometrica*,

GÜRİŞ, Selahattin, GÜRİŞ, Burak, ÜN, Turgut (2016). "Interest Rates, Fisher Effect and Economic Development in Turkey", *Revista Galega de Economía*, 25, ss. 95-100.

HACIOĞLU, Veli. ve YERLİKAYA, Önder (2014). "Fisher Hipotezi ve Beklentilerin Rolü", *İktisat Fakültesi Mecmuası*, 64(2), ss. 109-130.

İNCEKARA, Ahmet, DEMEZ, Selim, USTAOĞLU, Murat (2012). "Validity of Fisher effect for Turkish economy: Cointegration analysis", *Procedia- Social and Behavioral Sciences*, 8th International Strategic Management Conference, İstanbul Üniversitesi, 396-405.

JOHANSEN, Soren: "Statistical Analysis Of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 (2-3), 1988, pp. 231-254.

JOHANSEN, Soren, JUSELIUS, Katarina: "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52 (2) May, pp.169-210

KANCA, O.Cenk, ÜZÜMCÜ, Adem, DENİZ, Ahmet (2015). "Fisher Etkisi Türkiye Ekonomisi İçin Geçerli Mi? Bir Zaman Serisi Analizi:1980-2013", *Verimlilik Dergisi*, 3, ss. 1-18.

KARA A. H. (2012). *Küresel Kriz Sonrası Para Politikası*. Ankara: TCMB Çalışma Tebliği.

KASMAN, S., KASMAN, A. ve TURGUTLU, E., (2006), "Fisher Hypothesis Revisited: A Fractional Cointegration Analysis", *Emerging Markets Finance and Trade*, 42 (6), 59-76.

KÖKSEL, Bilge ve DESTEK, M. Ali (2015). "Türkiye Ekonomisinde Fisher Hipotezinin Test Edilmesi: 2001-2014 Dönemi Üzerine Bir Ampirik Analiz", *Uluslararası Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 8 (41), ss. 1247-1253.

KUTAN, Ali M., AKSOY, Tansu (2003). "Public Information Arrival and the Fisher Effect in Emerging Markets: Evidence from Stock and Bond Markets in Turkey", *Journal of Financial Services Research*, 23(3), ss. 225-239.

LEBE, Fuat, ÖZALP, Leyla Firuze A. (2016). "Fisher Hipotezinin Alternatif Faiz Oranları İle Türkiye Ekonomisi Açısından Analizi", Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 31(1), ss. 95-122.

MANKİW, N.Gregory; (2006), "*The Macroeconomist as Scientist and Engineer*", NBER Working Paper No. 12349 Issued in July 2006

MERCAN, Mehmet (2013). "Enflasyon ve Nominal Faiz Oranları Arasındaki Uzun Dönem İlişkinin Fisher Hipotezi Çerçevesinde Test Edilmesi: Türkiye Örneği", Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, 27(4), ss. 368-384.

ÖZATAY, Fatih. 2009. "Türkiye'de 2000- 2008 Döneminde Para Politikası", İktisat ve İşletme ve Finans Dergisi, Cilt 24, Sayı 275, (Şubat), S. 37- 65

PINAR, Abuzer, ERDAL Bahar. "Enflasyon Hedeflemesi Rejiminde Fisher Etkisinin Geçerliliği: Türkiye'den Ampirik Sonuçlar" Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi Aralık 2018, C. 13, S. 3, 1 – 12

ŞAHBAZ, Ahmet (2009). Gelişmekte Olan Ülkelerde Kur Değişimlerinin Toplam Çıktı Üzerine Etkileri: Türkiye Üzerine Bir Uygulama. Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Yayınlanmamış Doktora Tezi. Adana.

TCMB (2018). TCMB Ekim 2018 Enflasyon Raporu, http://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/1e306323-d6fc-47e6-aaa5-8359b5446470/enf_ekim2018_tammetin.pdf?MOD=AJPERES&CACHEID=ROOTWORKSPACE-1e306323-d6fc-47e6-aaa5-8359b5446470-mr9kcMx

TURGUTLU Evrim (2004) Fisher Hipotezinin Tutarlılığının Testi: Parçalı Durağanlık, Parçalı Koentegrasyon Testi , *D.E.Ü.İ.İ.B.F.Dergisi Cilt:19 Sayı:2, Yıl:2004, ss:55-74*

YILANCI, Veli. (2009). "Fisher Hipotezinin Türkiye İçin Sınanması: Doğrusal Olmayan Eşbutunleşme Analizi" , *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, S. 23(4)*