



*Araştırma Makalesi / Research Article*

## TÜRKİYE İÇİN FISHER ETKİSİNİN ANALİZİ: DOĞRUSAL OLMAYAN ARDL MODELİ YAKLAŞIMI

Cevat BİLGİN<sup>1</sup>

### Öz

Fisher hipotezi nominal faiz oranı ile enflasyon oranı arasındaki ilişkinin varlığını tanımlamaktadır. Nominal faiz oranı enflasyondaki değişimlere önemli ölçüde tepki vermektedir. Türkiye’de 1981-2020 dönemi için Fisher ilişkisinin geçerliliği doğrusal olmayan otoregressif gecikmesi dağıtılmış (NARDL) modelinin tahmin edilmesi ile araştırılmaktadır. Bu model, değişkenler arasındaki asimetrik etkileri de dikkate alan doğrusal olmayan ilişkiyi araştırmayı hedeflemektedir. Tahmin edilen modelden elde verdiği sonuçlar nominal faiz ile enflasyon arasında uzun dönemli ilişkinin varlığını onaylamaktadır. Elde edilen uzun dönemli esneklik katsayıları enflasyondaki değişimin faiz üzerinde güçlü bir etkisi olduğunu göstermektedir. Enflasyondaki artışın etkisini gösteren katsayı enflasyondaki düşüşün etkisini gösteren katsayıya göre bir miktar daha yüksektir. Ancak, her ikisi de oldukça güçlü bir etkiyi işaret etmektedir.

**Anahtar Kelimeler:** Fisher Etkisi, NARDL, Enflasyon, Faiz Oranı

**JEL Kodları:**E31, E43, E52

## ANALYSIS OF FISHER EFFECT FOR TURKEY: THE APPROACH OF NONLINEAR ARDL MODEL

### Abstract

The Fisher hypothesis outlines the existence of the relation between nominal interest rate and inflation rate. Nominal interest rate responds substantially to changes in inflation. The validity of the Fisher effect for the 1981-2020 period in Turkey is investigated by estimating the non-linear ARDL model. The model aims to investigate the nonlinear relationship which takes into account the asymmetric effects between the variables. Findings from the estimated model confirm the existence of a long-run relation between nominal interest rate and inflation rate. The derived long-term elasticity coefficients show that the change in inflation has a strong effect on interest rates. The coefficient defining the effect of the increase in inflation is higher than the coefficient indicating the effect of the decrease in inflation. Yet, both indicate a fairly strong influence, that is there is nearly a full Fisher effect.

**Keywords:** Fisher Effect, Nonlinear ARDL, Inflation, Interest Rate

**JEL Codes:** E31, E43, E52

<sup>1</sup> Dr. Öğretim Üyesi, Bursa Teknik Üniversitesi, [cevat.bilgin@btu.edu.tr](mailto:cevat.bilgin@btu.edu.tr), ORCID: 0000-0002-5687-0932.

**Başvuru Tarihi** (Received): 27.02.2022 **Kabul Tarihi** (Accepted): 20.07.2022

## Giriş

Nominal faiz oranı ile enflasyon oranı arasındaki ilişkilerin incelenmesi Fisher hipotezi çerçevesinde 1930 yılında ele alınmıştır. Hipoteze göre belirsizlik altında dengede, nominal faiz oranı reel faiz oranı ile beklenen enflasyon oranı tarafından belirlenmektedir. Fisher hipotezi nominal faiz oranındaki değişimlerin anlaşılmasında önemli bir role sahiptir. Fisher hipotezi nominal faiz oranı ile beklenen enflasyon arasında uzun dönemde tanımlanan bir ilişkiyi işaret etmektedir. Fisher (1930) nominal faiz oranını reel faiz oranı ile beklenen enflasyon oranının toplamı olarak ortaya koymaktadır. Buna genel anlamda Fisher etkisi adı verilmektedir. Nominal faiz oranı ile beklenen enflasyon oranı arasında mükemmel öngörü koşulları altında birebir bir ilişki tanımlanmaktadır. Bu durumda reel faiz oranı beklenen enflasyonla ilgili olamayıp, daha çok ekonomideki reel değerler tarafından belirlenmektedir. Reel faiz oranı para politikası uygulamaları karşısında istikrarlı olacaktır. Bir nevi parasal aldanmanın olmadığı bir parasal yansızlık durumu söz konusu olmaktadır. Ancak, eğer reel faiz oranı ile beklenen enflasyon oranı arasında bir ilişki var ise, reel faiz oranındaki değişimler nominal faizlerin beklenen enflasyona tam uyarlama yapmasına neden olmayacaktır.

Fisher (1930) paranın satın alma gücündeki değişimin faiz oranı üzerindeki etkisinin bu değişimin öngörülebilirliği ile ilişkilendirmektedir. Bu yönde açık ve net bir öngörü yoksa satın alma gücündeki değişim ilk başta parasal (nominal) faiz oranını çok etkilemez. Ancak, eğer değişim paranın değerlendirilmesi yönünde ise, borçlu bundan olumsuz etkilenecektir. Eğer tam öngörü varsa borçlunun artan yükü parasal faiz oranındaki düşüşle telafi edilmektedir. Dolayısıyla, paranın öngörülmesi değer kazanması parasal faiz oranındaki düşüşle, öngörülebilir değer düşüşü de parasal faiz oranının artışıyla telafi edilir.

Faiz oranı ile enflasyon belirsizliği arasındaki ilişkinin nasıl tanımlandığı konusunda belirleyici iki farklı yaklaşımdan bahsedilebilir. Ödünç verilebilir fonlar teorisinin taraftarları nominal gelirdeki değişkenlik enflasyondaki değişkenlik ile ilişkisiz ise, enflasyon değişkenliği reel gelirdeki değişkenliği etkileyebilmektedir. Enflasyondaki oynaklığın reel gelir üzerindeki bu doğrudan etkisi tüketici güveni üzerinde olumsuz bir etki yaratır. Tüketiciler tasarruflarının getirisini arttırarak enflasyona karşı kendilerini korumak isterler. Portföy teorisi taraftarları ise risk-karşıtı yatırımcıların beklenmeyen enflasyondan kaynaklanan hazine tahvili getirisindeki azalmayı telafi edecek yüksek getiri oranlarını hedefler. (Berument, Ceylan ve Olgun, 2007) Bir başka ifadeyle nominal faiz oranı, borç verenlerin enflasyonla ilişkili beklenen satın alma gücü kaybını telafi edecek yeterlilikte bir enflasyon primi içermelidir.

Fisher (1930) teorisinin pratikteki eksiklikleri açısından sonuç olarak parasal faiz oranındaki kısmi uyarlamayı işaret eder. Eğer yaşam maliyeti istikrarlı değilse, parasal faiz oranı paranın değer kazanması ve değer kaybetmesine tam tepki vermez; fiyatlar artarken parasal faiz oranı fiyat artışından doğan paranın satın alma gücündeki düşüşü tam telafi edemeyecek miktarda artarken, fiyatlar düştüğünde parasal faiz oranı düşüşten kaynaklı değer artışını tam telafi edemeyecek derecede azalır.

Aslında Fisher parasal faiz oranının enflasyona tam uyarlanmasını değil kısmi uyarlanmayı destekleyen bulgular elde etmiştir. Fisher bunu öngörü yetersizliğiyle açıklar. Fisher'e göre insanlar parasal faiz oranını fiyattaki değişimlere tam olarak ve hızla uyarlayamamaktadırlar. Dolayısıyla ortaya çıkan reel faiz oranındaki değişkenlik sözleşmelerin istikrarsız koşullarda yapıldığı zaman para piyasasında ortaya çıkan parasal aldanma ile ilgilidir. Bu nedenle Fisher'e göre teorik tam uyarlama ile pratikteki kısmi uyarlama arasındaki fark tamamen öngörü yetersizliğinden kaynaklanmaktadır. (Mundell, 1963)

Burada ortaya çıkan farklılıklar, Fisher etkisinin araştırılması süreçlerinde gerekli olan enflasyon beklentisinin ölçülmesinde kullanılan yaklaşık değişkenlerin belirlenmesinde de farklılıklar yaratmıştır. Beklenen enflasyonun gerçekleşen enflasyona göre gecikmeli olarak ortaya çıktığı

varsayımı bağlamında ilk çalışmalarda enflasyon beklentileri için geçmiş enflasyon oranlarının gecikmesi dağıtılmış bir formu kullanılmıştır. Diğer çalışmalar ise rasyonel beklentiler kuramı çerçevesinde rasyonel aktörlerin fiyat beklentileri için mevcut tüm bilgiyi kullanabileceklerini esas almıştır. Burada da rasyonel beklentiler kuramının ekonomik aktörlerin tam bilgiyi kullandıkları ve hatalarını düzelttikleri varsayımı altında sistematik hata yapmayacakları, öngörü yetersizliğinin de bu nedenle minimize edileceği bilgisi önemli rol oynamaktadır.

Fisher hipotezi ekonominin reel değişkenlerinin belirlenmesinde paranın yansızlığını açıklayan teorilerin temelini oluşturmaktadır. Ayrıca, hipotez nominal faiz oranlarındaki dalgalanmanın anlaşılmasında oldukça önemlidir. Faiz oranı enflasyonun kontrolü için kamu otoritesi tarafından kullanılmaktadır. Enflasyonist koşullarda reel balanslar talebi düşer, fiyat mekanizmasının etkinliği azalır. Bu koşullarda faiz oranının enflasyona karşı koruma ve öngörü etkinliği zayıflamaktadır. Beklenen enflasyona ilişkin belirsizlik, yatırım ve tüketimi de etkilediğinden, genel ekonomik performans bu durumdan olumsuz yönde etkilenmektedir. Nominal faiz oranı bu noktada dinamik bir role sahiptir ve aynı zamanda nominal faiz oranları enflasyon beklentilerinden etkilenmektedir.

İktisat politikası çerçevesinde ele alındığında, faiz oranı para politikasının bir aracı olarak kamu yönetimleri tarafından enflasyonun kontrol altına alınmasında bir araç olarak da kullanılmaktadır. Enflasyonun satın alma gücünü düşürmesi, fiyat mekanizmasının etkinliğinin bozulması gibi çokça maliyetleri vardır. Enflasyon beklentilerindeki değişimler nominal faiz oranlarını da etkilemektedir. Fiyat istikrarının sağlanmasında merkez bankaları tarafından nominal faiz oranları araç olarak kullanılabilir.

Bu çerçevede değerlendirildiğinde, enflasyon ile faiz oranı arasındaki ilişkinin nasıl olduğu enflasyon hedeflemesi yapan ve faiz oranlarını ara hedefler olarak kullanan merkez bankaları açısından oldukça önemlidir. Ancak, bu ilişkinin niteliği ekonominin bütünü içerisinde ele alındığında merkez bankalarının dışında borç alanlar, borç verenler, şirketler, finansal ve finansal olmayan kurumlar gibi çok geniş çerçevedeki ekonomik aktörleri de ilgilendirmektedir. Bu nedenle, faiz oranı ile enflasyon oranı arasındaki ilişkilerin analiz edilmesi oldukça önemli olmuştur. Bu ilişki Irving Fisher tarafından uygulamalı olarak analiz edildiğinde, Britanya Krallığı ve Amerika Birleşik Devletleri için faiz oranları ile enflasyon oranları arasında uzun dönemde oldukça yüksek korelasyon katsayıları elde edilmiştir. Fisher (1930) uzun dönemde reel faiz oranı değişmeksizin, nominal faiz oranı ile enflasyon oranı arasında birebir bir ilişki bulgusuna ulaşmıştır. Enflasyon oranındaki değişimin nominal faiz oranı üzerinde Fisher Etkisi olarak adlandırılan bir etkisi vardır. Enflasyon ve faiz arasındaki bu ilişki şu şekilde ifade edilebilir;

$$NF = RF + \pi^e \quad (1)$$

Burada  $NF$  nominal faiz oranını,  $RF$  reel faiz oranını ve  $\pi^e$  ise beklenen enflasyon oranını göstermektedir. Rasyonel beklentiler varsayımı altında bu denklem ekonometrik olarak şu şekilde yazılabilir;

$$NF_t = \alpha + \beta\pi_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

burada  $\beta$  katsayısının 1'e eşit olması tam Fisher etkisi, 1'den küçük ya da büyük olması ise kısmi Fisher etkisi anlamına gelir. Tam Fisher etkisi nominal faiz ile enflasyon arasında birebir bir ilişki olduğu anlamına gelmektedir. Tam Fisher etkisi reel faiz oranlarının istikrarlı olduğunu işaret eder. Bu durumda beklenen enflasyon ile reel faiz oranı ilişkisizdir; parasal şokların uzun dönemde reel faizler üzerinde bir etkisi olmamaktadır (Dutt ve Ghosh, 2015).

Nominal faiz oranının enflasyona tepkisi Mundell (1963) ve Tobin (1965) ortaya koyduğu şekliyle enflasyondaki artışın reel balansları azaltması sebebiyle birimden küçük olabilir. Refah düzeyindeki azalma reel tasarruf talebini arttırırken yatırım talebini de azaltır, bu durum beklenen enflasyonun reel faiz oranı üzerinde negatif etkisine yol açar. Fried ve Howitt (1983) ise enflasyonun paranın reel getirisinin azalmasına dikkate çeker. Bu şekilde ele alındığında finansal varlıklar paranın yakın

ikamesi oldukları için, enflasyon finansal varlıkların reel getirisini de azaltır. Peng (1995) ise bir yandan faiz ve yatırım üzerine konan vergi sebebiyle nominal faizin beklenen enflasyondan daha fazla artması gerektiğini öne süren Darby-Tanzi hipotezini öne sürerken, diğer yandan uygulamada bu sonuçlara ulaşamamasının sebepleri olarak mali aldanma, vergiden kaçınmanın etkileri, vergiden muaf borç alan ve borç verenler, yüksek faizlerin eşlik ettiği sermaye girişlerinden bahsetmektedir.

Çalışmanın ilk bölümünde Fisher etkisi ile ilgili yapılmış çalışmaların gözden geçirildiği literatür taraması kısmı bulunmaktadır. İkinci bölümde veri seti ve analizde kullanılan yöntemlerle ilgili detaylı bilgiler verilmektedir. Üçüncü bölüm birim kök test bulguları ve tahmin edilen modelden elde edilen sonuçları içermektedir. Dördüncü ve son bölüm ise elde edilen bulguların değerlendirildiği sonuç bölümüdür.

## 1. Literatür Taraması

Fisher hipotezinin geçerliliğine yönelik olarak yapılan uygulamalı çalışmalar oldukça farklı ve tartışmalı sonuçlar vermiştir. Mishkin ve Simon (1995) Avustralya için yaptıkları analizde enflasyon ve faiz oranında birim kök ile standart olmayan hata süreçleri tespit etmiştir. Buna yönelik olarak Monte Carlo simülasyonları da kullanarak yaptıkları test sonuçlarında kısa dönemde olmasa da uzun dönemde Fisher etkisini bulmuşlardır. Wallace ve Warner (1993) faiz oranı olarak üç aylık hazine tahvili ve on yıllık devlet tahvili getirilerini ve çeyrek yıllık enflasyon oranını alarak farklı dönemler için yaptıkları çalışmada Johansen eşbütünleşme testini uygulamışlar ve tüm dönemlerde değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki bulgusuna ulaşmışlardır. Ayrıca, Malliaropulos (2000) ABD için trenden arındırılmış değişkenler kullanarak VAR gösterimi ile tanımlanan eşbütünleşme yöntemi sonucunda Fisher etkisine dair hem orta vadede am de uzun vadede güçlü bir veri elde etmiştir. Million (2003) ABD kısa dönem reel faizlerindeki yapısal değişimi deterministik kısımda içererek bunu birim kök testleri ile birleştirerek yaptığı uygulamada, 1951-2000 döneminde faiz oranında rassal trendin olmadığı bulgusuna ulaşmıştır; Fisher etkisi bulunmaktadır. Aktham ve Haitham (2006) gelişmekte olan ülkelerde değişkenlerin birim köklerini ve değişkenler arasındaki doğrusal olmayan ortak trendli ilişkiyi araştırmışlar ve tam Fisher etkisi tespit etmişlerdir. Kasman, Kasman ve Turgutlu (2006) otuz üç gelişmiş ve gelişmekte olan ülke verilerini kullanarak hem geleneksel eşbütünleşme testlerini hem de fraksiyonel eşbütünleşme testlerini yapmışlardır. Geleneksel testler ülkelerin çoğu için Fisher etkisini bulmazken, fraksiyonel eşbütünleşme testi ülkelerin büyük çoğunluğunda Fisher etkisi sonucunu vermiştir. Argyro (2010) OECD üyesi ülkeler için yaptığı Gregory-Hansen eşbütünleşme testi ise Kanada, Kore ve Belçika için Fisher etkisi olduğu sonucuna ulaşmıştır. Toyoshima ve Hamori (2011) ile Badillo, Reverte ve Rubio (2011) panel eşbütünleşme testi yöntemini kullanarak ABD, BK, Japonya için tam ve 15 AB üyesi ülke için de kısmi Fisher etkilerinin varlığını tespit etmişlerdir. Ayrıca, Jareno ve Tolentino (2012) Avrupa ülkeleri için yaptıkları analizde iki alt dönem almışlardır; 1997-2007 ve 2008-2012. OLS tahmini ile elde ettikleri bulgularda özellikle kriz döneminde (2008-2012) başta İspanya olmak üzere birçok ülkede Fisher etkisini gözlemlemişlerdir. Özcan ve Arı (2016) G7 ülkeleri için panel eşbütünleşme testi yapmışlar ve nominal faizin enflasyona uyarlamasının birden çok küçük olduğunu, kısmi Fisher etkisinin varlığını elde etmişlerdir. Sağlam (2018) ise 11 Asya ülkesi için kırılmalı panel birim kök testi uygulayarak Endonezya ve Filipinler haricindeki diğer tüm ülkelerde Fisher hipotezinin geçerliliğini destekleyen bulgular elde etmişlerdir. Öte yandan, Andrade ve Clare (1994) Birleşik Krallık verisi için Kalman filtreleme ve Johansen eşbütünleşme testleri uygulayarak ne kısa ne de uzun dönemde Fisher etkisi bulgusuna ulaşamamışlardır. Hamori (1997) Japonya için genelleştirilmiş momentler yöntemi ile yapılan çalışmada Fisher etkisini elde etmemiştir. Rose (1988) da nominal ve reel faiz oranları ile enflasyon oranının zaman serisi özelliklerine ve özellikle durağanlıklarına yönelik yapmış olduğu testlerle Fisher etkisini destekleyen sonuçlara ulaşmamıştır. Koustas and Serletis (1999) Fransa, Almanya, Japonya, Hollanda, ABD ve İngiltere, Belçika, Kanada, Danimarka verileri üzerinden King-Watson metodolojisi ve eşbütünleşme testleri ile Fisher

etkisi bulamamıştır. Koustas ve Lamarche (2010) G7 ülkeleri için yaptıkları çalışmada birim kök hipotezini doğrusal olmayan alternatiflerinin varlığında red etmişler ve Kanada, Fransa, İtalya ve Japonya için ortalamaya dönüşlü doğrusal olmayan reel faiz oranı bulgusu elde etmişlerdir; yalnızca bu ülkeler için Fisher etkisi vardır. Ghazali ve Ramlee (2003) ARFIMA modeli uyguladıkları çalışmada G7 ülkeleri için Fisher etkisi bulamamışlardır. Buna ek olarak Chen (2015)'in Çin için Granger nedensellik testleri, Clemente, Gadia ve Montañés (2017) G7 ülkeleri için uyguladığı Bai-Perron yöntemi Fisher etkisi olmadığını göstermiştir. Türkiye ekonomisi için, Şimşek ve Kadılar (2006) ARDL sınır testi yaklaşımını ve Toda-Yamamoto nedensellik testlerini 2003:1-2017:1 döneminde kullanarak, Akıncı ve Yılmaz (2016) ise 1980-2012 dönemi için dinamik en küçük kareler yöntemini, Johansen-Juselius eşbütünleşme testlerini ve Granger nedensellik testlerini kullanarak Fisher etkisini elde etmişlerdir. Ayrıca, İncekara, Demez ve Ustaoglu (2012) 1989:Q1-2011:Q4 dönemi için çeyrek yıllık veriler üzerinden Johansen eşbütünleşme analizi ve VAR yöntemiyle uzun dönemde Türkiye'de Fisher etkisinin olduğu bulgusunu elde etmişlerdir. Turgutlu (2004) Engle-Granger eşbütünleşme testi, parçalı durağanlık ve parçalı eşbütünleşme testlerini uygulamıştır; Engle-Granger testi Fisher hipotezini red eden sonuçlar verirken, parçalı eşbütünleşme testi Fisher hipotezini destekleyen sonuçlar vermiştir. Atgür ve Altay (2015) Türkiye'de 2004-2013 dönemi için Johansen, Lütkepohl-Saikkonen Eşbütünleşme testleri ve Dinamik En Küçük Kareler (DOLS) yöntemini kullanarak enflasyon ve faiz oranı arasında uzun dönemli ilişkinin varlığını onaylayan sonuçlara ulaşmışlardır. Lebe ve Özalp (2016), enflasyon oranı ile reeskont faiz oranı, mevduat faiz oranı ve para politikası faiz oranı değişkenleri için ARDL sınır testi yaklaşımı ile yaptıkları analizde Türkiye için güçlü bir Fisher etkisinin olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Başar ve Karakuş (2017) D-8 ülkeleri çerçevesinde 2003Q1-2019Q4 döneminde çeyrek yıllık tüketici fiyat endeksi ve mevduat faiz oranları verileri kullanılarak Fisher etkisi araştırılmıştır. Bu amaçla Westerlund-Edgerton LM Bootstrap eşbütünleşme testi ve katsayıların tahmini için de CCE testi uygulanmıştır. Sonuçlar Nijerya ve Malezya'da Fisher etkisi olmadığı; İran'da zayıf Fisher etkisi, Endonezya, Mısır, Bangladeş, Pakistan ve Türkiye'de ise tam Fisher etkisinin geçerli olduğunu göstermiştir. Gül ve Açıkalın (2008), 1990-2003 dönemi için aylık faiz ve enflasyon verilerini kullanmış, Johansen eşbütünleşme testini uygulamış ve tam olmasa da kısmi Fisher etkisi olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Yılcıncı (2009), 1989:01-2008:01 dönemi çeyrek yıllık verileri kullanarak doğrusal olmayan eşbütünleşme analizi ile Engle-Granger testini kullanmıştır. Test sonuçları Fisher hipotezinin geçerli olmadığını ortaya koymuştur. Çakmak, Aksu ve Başar (2002) 1989:01-2001 :07 döneminde aylık verilerle yaptıkları eşbütünleşme test sonuçlarına göre bu dönemde Türkiye için Fisher hipotezinin geçerli olmadığı sonucunu elde etmişlerdir. Bayat (2011) Türkiye için 2002M1-2011M5 dönemi aylık nominal vadeli mevduat faiz oranları ile tüketici fiyat endeksi arasındaki ilişkiyi Seo doğrusal olmayan eşbütünleşme testi uygulayarak analiz etmiştir. Analiz sonucu Türkiye'de söz konusu dönem için Fisher etkisinin olmadığını ortaya koymuştur. Tunalı ve Erönel (2016) 2003:01-2014:02 dönemi için ait bir yıl vadeli nominal mevduat faiz oranları ile tüketici fiyat endeksi aylık değerlerini kullanarak, önce birim kök testlerini sonra da yapısal kırılmalı Gregory-Hansen eşbütünleşme testini uygulamıştır. Test sonuçları Türkiye için kısa dönemde Fisher Etkisinin geçerli olmadığı sonucuna ulaşmıştır. Pınar ve Erdal (2018) alternatif faiz oranları ve enflasyon verisi için Johansen eşbütünleşme testi, hata düzeltme modeli ve Granger nedensellik testlerini uygulayarak Türkiye'de Fisher etkisinin enflasyon hedeflemesi rejimi altında geçerliliğini test etmiş ve uzun dönemde Fisher etkisinin bütün faiz oranları için geçerli olduğunu bulmuştur. Demirgil ve Türkay (2018) 2003:01-2017:01 dönemi için, Uslu (2020) 2012:01-2019:01 dönemi için aylık verilerle, Ulusoy, Yılmaz ve Ünal 1978-2019 dönemi için yıllık verilerle ARDL Sınır Testini kullanarak, enflasyon ile faiz arasında eşbütünleşme ilişkisi elde etmişlerdir. Akcan (2019) Mortgage krizi öncesi ve sonrası ADF birim kök, Johansen eşbütünleşme ve Granger nedensellik testlerini kullanarak Fisher etkisinin geçerli olduğu bulgusuna ulaşmıştır. Özer (2019) Fisher hipotezinin geçerliliğini Fourier yaklaşımı eşbütünleşme testi uygulamış ve enflasyondan faize doğru tek yönlü uzun dönemli ilişki bulurken, aynı yöntemi

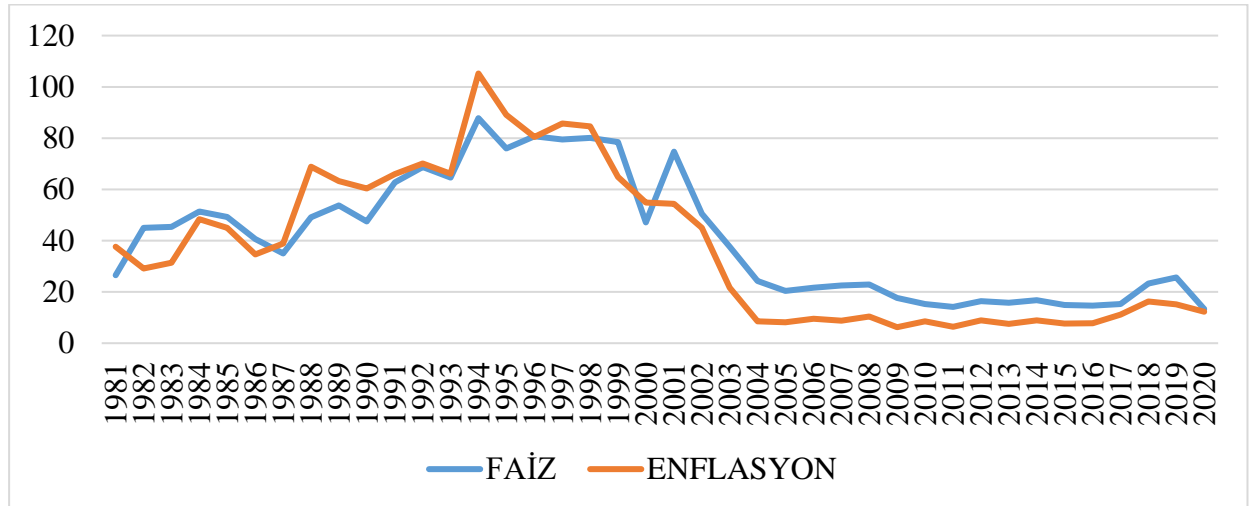
kullanan Songur (2019) Fisher hipotezini destekleyecek hiçbir bulgu elde etmemiştir. Baylan ve Pazarıcı (2020) 2005:01-2018:03 dönemi için, Gedik (2021) 2009:02-2021:07 dönemi için Johansen eşbütünleşme yöntemi kullanarak enflasyon ile faiz arasında uzun dönemli ilişki bulgusuna ulaşmıştır.

Bu çalışmalarda kullanılan yöntemlerde nominal faiz oranı ile enflasyon oranı arasındaki ilişkilerin doğrusal ve simetrik olduğu varsayımı bulunmaktadır. Buna göre, enflasyon oranındaki artış ve düşüşlerin faiz oranı üzerindeki etkisi aynı yönde ve aynı miktarda olmaktadır. Asimetrik ve doğrusal olmayan ilişkiler dikkate alındığında ise, enflasyondaki artış ve azalmaların faiz oranı üzerinde birbirinden farklı etkileri olabilir. Belirsizlik ve asimetrik bilgi koşulları altında, bu tip bir asimetrik yapı ortaya çıkabilir. Örneğin enflasyondaki artış faiz oranını artırırken, enflasyondaki düşüş faizi azaltmayabilir. Bu çalışmanın daha önce yapılan çalışmalardan farklılığı, analiz için kullanılan yöntemle ilgilidir; burada hem değişkenler arasındaki doğrusal olmayan ilişki dikkate alınmış, hem de asimetrik etkiler içerilmiş olmaktadır.

## 2. Yöntem ve Veri

Bu çalışmada Türkiye için nominal faiz oranı ile enflasyon oranı arasındaki Fisher ilişkisini araştırmak ve böylelikle Fisher hipotezinin Türkiye için geçerli olup olmadığını tespit etmek için kullanılan değişkenler faiz oranı (FO) ve enflasyon oranı (ENF) değişkenleridir. İlgili değişkenlere ilişkin veriler Dünya Bankası veri tabanından (World Development Indicators) alınmıştır. Veri seti yıllık olup 1981-2020 dönemini kapsamaktadır. Faiz oranı vadeli mevduat faiz oranı, enflasyon ise TÜFE'den elde edilen enflasyon oranıdır. Bu değişkenlerin zaman patikasını gösterir Grafik 1'de gösterilmektedir; faiz oranı ile enflasyon oranı uzun dönemde birlikte hareket eder görünmektedir. Her ne kadar kısa dönemde değişkenler arasındaki uzun dönem dengesinden sapmalar var gibi görünse de, uzun dönemde ikisi arasında kalıcı bir denge mevcut gibidir. Grafikte görünen bu duruma ilişkin somut kanıtları elde etmek için ve bu ilişkiyi doğrulayabilmek için ekonometrik testler ve tahminlere başvurulması gerekmektedir.

**Grafik 1:** Nominal Faiz Oranı ve Enflasyon Oranı (1981-2020)



**Kaynak:** Dünya Bankası, World Development Indicators

Öncelikle, bu değişkenlerin durağan olup olmadıklarının tespitine yönelik olarak, Genelleştirilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testi (ADF) ve Phillips-Perron (PP) Birim Kök Testi uygulanmıştır. Bu testlere ek olarak yapısal kırılmanın dikkate alındığını birim kök testleri de yapılmıştır. Bu amaçla, Lee ve Strazicich tek kırılmalı ve iki kırılmalı birim kök testleri uygulanmıştır. Bu testler, yardımıyla değişkenlerin birim kök içerip içermedikleri ve entegre dereceleri de belirlenmiş olmaktadır.

## 2.1.ADF ve PP Birim Kök Testleri

ADF ve PP birim kök testleri değişkenlerin durağanlığını test ederken hipotez kurgusu aşağıdaki gibidir;

H0: Seri durağan değildir. (Birim kök içerir.)

H1: Seri durağandır. (Birim kök içermez.)

Genişletilmiş Dickey-Fuller testi Dickey-Fuller (1981) tarafından geliştirilmiştir. Aşağıdaki iki denklem testin yapılması için tahmin edilir;

$$\Delta X_t = \beta_1 X_{t-1} + \sum_1^k \lambda_i \Delta X_{t-i} + u_t \quad (3)$$

$$\Delta X_t = \beta_0 + \beta_1 X_{t-1} + \sum_1^k \lambda_i \Delta X_{t-i} + u_t \quad (4)$$

$$\Delta X_t = \beta_0 + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 trend + \sum_1^k \lambda_i \Delta X_{t-i} + u_t \quad (5)$$

Burada denklem (3) kesmesiz ve trendsiz denklemi, denklem (4) kesmeli ve trendsiz denklemi, denklem (5) ise kesmeli ve trendli denklemi göstermektedir. Bu denklem tahminlerinde  $u_t$  hata terimindeki otokorelasyon sorunundan kurtulmak için serinin gecikmeli değerleri modele eklenmiştir.

ADF birim kök testine ek olarak Phillips ve Perron birim kök testi de uygulanmıştır. PP testinin hipotez kurgusu ADF testininki ile aynıdır. PP testi için tanımlanan denklemler ise aşağıda şekilde tanımlanmaktadır (Phillips ve Perron, 1988).

$$Y_t = \hat{\mu} + \hat{\alpha} Y_{t-1} + \hat{u}_t \quad (6)$$

$$Y_t = \tilde{\mu} + \tilde{\beta} \left( t - \frac{1}{2} \lambda \right) + \tilde{\alpha} Y_{t-1} + \tilde{u}_t \quad (7)$$

Hem ADF hem de PP birim kök testlerinin uygulanmasında elde edilen test istatistikleri kritik değerlerle karşılaştırılır, ya da test istatistiklerinin p-değerleri incelenir. Bu p-değerleri farklı anlamlılık düzeylerinden küçükse, o anlamlılık düzeylerinde boş hipotez red edilir ve birim kökün olmadığı, serinin durağan olduğu son ucuna ulaşılır.

## 2.2.Lee ve Strazicich birim kök testi

Lee ve Strazicich (2013) tarafından öne sürülen yapısal kırılmalı birim kök analizi için tek kırılmalı model aşağıdaki gibidir;

$$y_t = \delta Z_t + X_t, X_t = \beta X_{t-1} + \epsilon_t \quad (8)$$

Burada  $Z_t$  ile dışsal değişkenleri göstermektedir. Boş hipotez bu koşullarda  $\beta=1$  şeklinde tanımlanmaktadır. Sabitte kırılmaya yönelik Model A  $Z_t = [1, t, Dt]'$  şeklindedir.  $t \geq T_B + 1$  ve sıfır olan diğer durumlarda ise  $D_t = 1$  değerini alır.  $T_B$  ile yapısal kırılmanın zaman periyodudur ve  $\delta = (\delta_1, \delta_2, \delta_3)$ . Sabit ve trend için kırılma testinde ise Model C ele alınmaktadır. Model C  $Z_t = [1, t, Dt, DT_t]'$  şeklindedir.  $t \geq T_B + 1$  ve sıfır olması durumunda  $D_t = t - T_B$  olmaktadır.

Lee-Strazicich (2003) tarafından tanımlanan iki kırılmalı birim kök testi Lagrange çarpanı (LM) birim kök testini ifade eder. Bu yöntemdeki veri yaratma süreci aşağıdaki gibi gösterilmektedir;

$$Y_t = \delta Z_t + e_t, \quad e_t = \beta e_{t-1} + \epsilon_t \quad (9)$$

Burada  $Z_t$  yine dışsal değişkenler vektörünü  $\epsilon_t$  ise iid(0,  $\sigma^2$ ) özelliğine sahip kalıntıları göstermektedir. LM birim kök test istatistiği modeli ise şu şekildedir;

$$Y_t = \delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + u_t \quad (10)$$

Burada  $\tilde{S}_t = Y_t - \tilde{\Psi}_x - Z_t \tilde{\delta}$  ve  $t=2, \dots, T$  şeklindedir.  $\tilde{\Psi}_x$  terimi  $Y_1 - Z_1 \tilde{\delta}$  ile bulunur.  $\tilde{\delta}$  simgesi  $\Delta Y_t$ 'nin  $\Delta Z_t$ 'ye göre regresyonundan elde edilen katsayıları verir. Sabitte iki kırılmalı birim kök testi

için Model AA kullanılır. Burada  $t \geq T_{Bj}+1$  iken  $j=1,2$  için  $D_{jt}=1$  diğer durumlarda 0 değerli gölge değişkeni gösterir ve  $Z_t$  yerine  $[1,t,D_{1t},DT_{1t}]'$  yazılır. Sabitte ve trendde iki kırılmalı Model CC'de  $DT_{jt}$  kukla değişkeni  $t \geq T_{Bj}+1$  olduğunda  $t-T_{Bj}$  değerini, diğer durumda 0 değerini almaktadır.  $Z_t$  yerine  $[1,t,D_{1t},D_{2t},DT_{1t},DT_{2t}]'$  yazılır. Burada  $T_B$  yine kırılma zamanıdır. Model A sabitte tek kırılmayı, Model AA ise sabitte iki kırılmayı içeren modelleri göstermektedir. Model C sabitte ve trendde tek kırılmayı betimlerken, Model CC sabitte ve trendde iki kırılmayı tanımlamaktadır. LM test istatistiği ise  $\tilde{\tau}: \emptyset = 0$  sıfır hipotezini test eden t istatistiğidir. LM testinde sıfır hipotezinin reddi birim kökün olmadığını ifade etmektedir.

### 2.3.Doğrusal Olmayan ARDL Modeli

Enflasyonun faiz üzerindeki etkilerini analiz ederken, bu değişkenler arasındaki ilişkilerin doğrusal olmaması, enflasyondaki artış ve azalmanın faiz oranı üzerinde farklı etkiler yaratma potansiyeli dikkate alınmalıdır. Bu nedenle kısa ve uzun dönemli asimetrisi içeren ve Shin, Yu ve Greenwood-Nimmo (2014) tarafından düzenlenen doğrusal olmayan eşbütünleşme modeli kullanılmaktadır; bu doğrusal olmayan otoregresif gecikmesi dağıtılmış (NARDL) model olarak tanımlanan dinamik hata düzeltme modeli formatında bir modeldir. Bu şekliyle model bağımsız değişkenlere ait şoklara bağımlı değişkenin nasıl tepkiler verdiğini de göstermektedir. Burada aşağıdaki hesaplama yolu ile  $ENF_t$  serisi  $ENF_t^+$  ve  $ENF_t^-$  şeklinde ikiye ayrıştırılmaktadır.

$$ENF_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta ENF_t^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta ENF_{t,0}) \quad (11)$$

$$ENF_t^- = \sum_{j=1}^t \Delta ENF_t^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta ENF_{t,0}) \quad (12)$$

Burada  $ENF_t^+$  ve  $ENF_t^-$  enflasyondaki artış ve azalışların kısmi toplamalarını vermektedir. Shin ve diğerleri (2014)'ni takip ederek ilgili NARDL modeli aşağıdaki gibi tanımlanabilir:

$$\Delta FO_t = \omega_0 + \omega_1 FO_{t-1} + \omega_2^+ ENF_{t-1}^+ + \omega_2^- ENF_{t-1}^- + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta FO_{t-i} + \sum_{i=0}^q \rho_i^+ \Delta ENF_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^q \varepsilon_i^- \Delta ENF_{t-i}^- + u_t \quad (13)$$

Bu modelde kısa ve uzun dönemdeki asimetrisi içermektedir. Enflasyon oranına ait uzun dönemli katsayılar  $L_{ENF}^+ = -\frac{\omega_2^+}{\omega_1}$  ve  $L_{ENF}^- = -\frac{\omega_2^-}{\omega_1}$  formülleri yardımıyla elde edilmektedir. Bu katsayılar faiz oranının enflasyon oranındaki farklı yönlerdeki değişimlere verdiği tepkileri göstermektedir. Buna ek olarak, enflasyonun birinci farklarının gecikmelerine ait katsayılar da kısa dönemli asimetrisi işaret etmektedir. Model tahmini doğrusal olmayan uzun dönemli asimetrik ilişkinin varlığını tespit edebilmeyi mümkün kılmaktadır. Düzey bazındaki değişkenlerin katsayılarının bileşik bir şekilde sıfıra eşit olduğu hipotezi  $H_0: \omega_1 = \omega_2^+ = \omega_2^- = 0$  şeklindedir. Bu hipotez doğrusal olmayan asimetrik uzun dönemli ilişkinin var olmadığını işaret eder.  $F_{PPS}$  testi olarak bilinen bu test uygulanırken Pesaran, Shin ve Smith (2001)'den elde kritik değerler kullanılır; sıfır hipotezinin reddi değişkenler arasında asimetrik doğrusal olmayan eşbütünleşmenin varlığını göstermektedir. Diğer bir test ise  $\omega_1 = 0$  hipotezinin test edilmesini içeren t-testidir. Eğer bu hipotez red edilmezse, değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkiden bahsedilemez. Wald testleri yoluyla uzun dönem ve kısa dönem simetrisinin değerlendirilir. Asimetrik uzun dönem katsayılarının birbirine eşit olduğu sıfır hipotezi  $H_0: L_{ENF}^+ = L_{ENF}^-$  aslında uzun dönemli bir asimetrik etkinin olmadığını işaret etmektedir. Eğer hipotez red edilirse uzun dönemli asimetrisinin varlığından bahsedilebilir.  $H_0 = \sum_{i=1}^{q-1} \rho_i^+ = \sum_{i=1}^{q-1} \varepsilon_i^-$  sıfır hipotezi modeldeki kısa dönem asimetrik katsayıların birbirine eşit olduğunu ifade eder. Bu hipotezin reddi ile modelde kısa dönem asimetrisinin var olduğu sonucuna ulaşırız.

### 3. Uygulama Bulguları

Bu çalışmadaki uygulamaya yönelik sonuçlar, değişkenlerin durağan olup olmadıklarını tespit etmek için kullanılan birim kök testlerini (ADF, PP ve Lee- Strazicich) ile Fisher etkisinin tespit



edilmesine yönelik doğrusal olmayan ARDL modelinin tahmin sonuçlarını içeren bulguları içerek şekilde iki başlık altında verilmektedir.

### 3.1. Birim Kök Testlerinin Sonuçları

Öncelikle, modelde kullanılan değişkenlerin durağan olup olmadıklarına bakılmaktadır. Bu noktada genelleştirilmiş Dickey-Fuller (ADF) testi ve Philips-Perron (PP) testi kullanılacaktır. Tablo 1 analizde kullanılan değişkenlerin birim kök testlerinin sonuçlarını vermektedir. Değişkenlerin düzeyde her iki testte de test istatistikleri birim kökün olduğunu işaret eden sıfır hipotezini red etmediğinden değişkenler düzeyde durağan değildir. Ancak, değişkenlerin birinci farkları alındıktan sonra ise birim kök sıfır hipotezleri reddedilmektedir. Böylece, değişkenlerin birinci fark durağan oldukları söylenebilir.

**Tablo 1:** ADF ve PP Birim Kök Test Sonuçları

	Düzye <sup>a</sup>	Birinci Fark <sup>b</sup>
<b>ADF Testi</b>		
FO	-1.74 (1)	-4.59 (1)**
ENF	-2.05 (1)	-4.97 (1)**
<b>PP Testi</b>		
FO	-2.46 (3)	-8.32 (3)**
ENF	-1.57 (2)	-6.19 (2)**

*Not: Parantez içindeki rakamlar ADF için Schwarz bilgi kriterine göre uygu gecikme sayılarını, PP için ise uygun bant aralıklarını göstermektedir, a testler sabit ve trend içerir, b testler sabit içerir trend içermez, \*yüzde 5 anlamlılık düzeyinde test istatistiği anlamlıdır, \*\*yüzde 1 anlamlılık düzeyinde test istatistiği anlamlıdır.*

Değişkenlerin farkları üzerinden yapılan birim kök testleri, sabit ve trend içeren denklemlerde de sıfır hipotezini red eden test istatistiklerini vermiştir. Ancak test analizlerinde tahmin edilen test denklemlerinde sabit ve trend terimlerinin tahmin katsayıları istatistiksel olarak anlamsız bulunduğundan, Tablo 1’de birinci fark testlerinde sabit ve trend içermeyen test denklemlerinden elde edilen birim kök test istatistik değerleri verilmiştir.

Buradaki ADF ve PP birim kök testlerine ek olarak Tablo 2’de Lee-Strazicich tek kırılmalı ve iki kırılmalı birim kök test sonuçları verilmektedir.

Her bir değişken için öncelikle tek kırılmalı Model A ve Model C test değerleri verilmiştir. Bu sonuçlara göre değişkenler düzeyde durağan değilken, birinci farkları alındığında durağan hale gelmişlerdir. Birinci fark test istatistikleri %1 anlamlılık düzeyinde anlamlıdır; ; birim kök olduğunu ifade eden sıfır hipotezi red edilmiştir. İki kırılmalı test için ise Model AA ve Model CC ile ilgili test istatistik değerleri gösterilmektedir. İki kırılmalı test sonuçları ENF değişkenin düzeyde birim kök içerdiğini, birinci farkı alındığında bu birim kökün ortadan kalkıp, değişkenin durağanlaştığını göstermektedir. FO değişkeni için yapılan testlerde ise tek kırılmalı yöntemde Model C’de, iki kırılmalı yöntemde Model CC’de değişkenin birinci farkında sıfır hipotezi red edilmektedir, değişken durağanlaşmaktadır.

**Tablo 2:** *Lee-Strazicich Birim Kök Test Sonuçları*

Değişken	Model	Düzyey İstatistiği	Test	Birinci Fark Test İstatistiği	Düzyey Noktası	Kırılma Birinci Kırılma Noktası	Fark
FO	Model A	-3.152		-2.833	2001	2001	
	Model C	-3.487		-8.981**	2008	1998	
ENF	Model A	-3.375		-5.597**	1995	1991	
	Model C	-3.094		-8.411**	2001	1993	
FO	Model AA	-2.101		-3.084	2006;2009	1993;1999	
	Model CC	-5.208		-8.074**	1994;2004	1991;1998	
INF	Model AA	-2.863		-6.775**	1989;1993	1997;2002	
	Model CC	-6.270*		-8.324**	1995;2003	1992;1997	

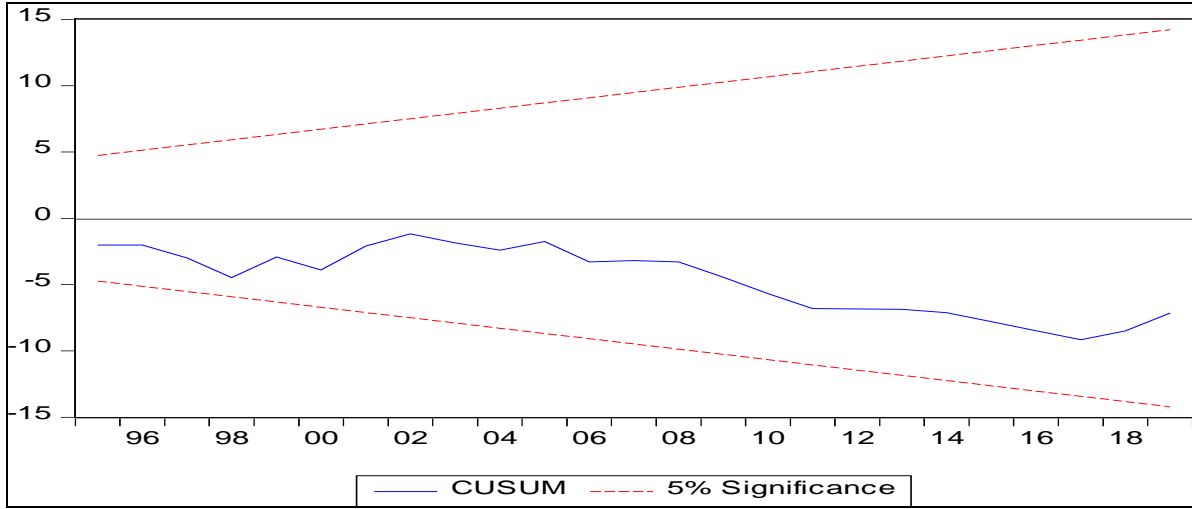
*Not: \* yüzde 5 \*\* yüzde 1 anlamlılık düzeyinde test istatistikleri anlamlıdır*

### 3.2. Doğrusal Olmayan ARDL Modeli Tahmin Sonuçları

Birinci fark durağan olan bu değişkenler için gerçekleştirilmiş *NARDL* model tahmini Tablo 3’de gösterilmektedir. Buradaki tahmin edilen model faiz ile enflasyon arasındaki doğrusal olmayan ilişkiyi ve kısa-uzun dönem asimetrisini içermektedir.

Öncelikle, tanı testlerine bakıldığında tahmin edilen modelin istatistiksel olarak anlamlı bir model olduğu görülmektedir. Hesaplanmış *LM* ve *HET* test istatistiklerinin altındaki parantez değerleri olasılık değerleridir (p-değerleri). Bu olasılık değerlerinin 0.10, 0.05 ve 0.01 değerlerinden düşük olması durumunda, her bir anlamlılık düzeyinde test istatistiklerinin istatistiksel olarak anlamlı olduklarını, bir başka ifadeyle sıfır hipotezlerinin red edildiklerini ifade eder. *LM* otokorelasyon testinde, sıfır hipotez otokorelasyonun olmadığını gösterir. Model için hesaplanan test istatistiğine ait p-değerleri 0.01, 0.05 ve 0.10’den büyük olduğundan, sıfır hipotezi 1%, 5% ve 10% anlamlılık düzeylerinde ret edilmemektedir. Bir başka ifadeyle, tahmin edilen modelde otokorelasyon sorunu yoktur. Çünkü hesaplanan değer 0.10 anlamlılık değerinden büyük çıkmıştır. *HET* test istatistiği ise değişen varyans sorunu olup olmadığını test eder ve sıfır hipotezine göre değişen varyans sorununun yoktur. Tahmin edilen modele ait test istatistiğinin p-değeri tüm anlamlılık düzeylerinde sıfır hipotezinin red edilmediğini göstermektedir; kalıntılarda değişen varyans sorunu yoktur. Çünkü hesaplanan değer 0.10 anlamlılık değerinden büyük çıkmıştır. Gerçekleştirilen *CUSUM* testi ise tahminin istikrarlı olduğunu göstermektedir. Ayrıca aşağıdaki grafikte görüldüğü üzere *CUSUM* izleği %5 kritik sınırların arasında kaldığı için denkleminde parametre istikrarlılığı bulunmaktadır.

Tahmin ettiğimiz bu modelde asimetrik doğrusal olmayan eşbütünleşmenin tespiti amacıyla kullanılan *FPPS* testi için Pesaran ve diğerleri (2001)’nin verdiği kritik değerler yüzde 5 ve yüzde 1 anlamlılık düzeyleri için 5.73 ve 7.84 şeklindedir. Modelde hesaplanan *FPPS* test istatistiği 16.146 olarak bulunmuştur; bu değer her iki kritik değerden de büyük olduğundan her iki anlamlılık düzeylerinde sıfır hipotezi red edilmektedir; dolayısıyla faiz oranı ve enflasyon oranı arasında doğrusal olmayan asimetrik eşbütünleşme ilişkisi vardır. Ayrıca, *tBDM* test istatistiği -4.911 olarak bulunmuştur. Pesaran ve diğerleri (2001)’nin verdiği yüzde 5 ve 1 düzeyindeki kritik değerler ise -3.22 ve -3.82 şeklindedir; test istatistiği her iki anlamlılık düzeyinde de anlamlıdır. Bu nedenle hem *FPPS* hem de *tBDM* test değerleri değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığını tasdik eden bulgular sağlamışlardır.

**Grafik 2:** Tahmin edilen *NARDL* modelinin *CUSUM* grafiği

Wald test istatistikleri  $W_{LR}$  ve  $W_{SR}$  tahmin edilen modellerde faiz ile enflasyon arasında uzun dönem ve kısa dönem simetrisinin olup olmadığını tespit etmektedirler. Tabloda hesaplanmış değerlerin altındaki parantez içindeki rakamlar p-değerleridir. Uzun dönemli simetri testinde sıfır hipotezi  $H_0: L_{ENF}^+ = L_{ENF}^-$  buna alternatif olan hipotez ise  $H_1: L_{ENF}^+ \neq L_{ENF}^-$  şeklindedir. Sıfır hipotezi red edilmesi uzun dönemli asimetrisinin varlığını ifade eder. Hesaplanmış test istatistiği 4.911 olarak bulunmuştur. Bu değere ilişkin p-değeri yüzde 5 anlamlılık düzeyinde boş hipotezin red edildiğini gösterir; modelde eşbütünlük ve asimetrisinin olduğu görülmektedir diyebiliriz. Kısa dönemli simetri testi  $H_0 = \sum_{i=1}^{q-1} \rho_i^+ = \sum_{i=1}^{q-1} \varepsilon_i^-$  hipotezi karşısında  $H_1 = \sum_{i=1}^{q-1} \rho_i^+ \neq \sum_{i=1}^{q-1} \varepsilon_i^-$  hipotezini sınar. Bu teste ilişkin elde edilen hesaplanan değer 2.203'dür; p-değeri ise kısa dönem simetri sıfır hipotezinin red edilmediğini ortaya koymaktadır.

Uzun dönemli esneklik katsayıları olan  $L_{ENF}^+$  ve  $L_{ENF}^-$  değerleri,  $L_{ENF}^+ = -\frac{\omega_2^+}{\omega_1}$  ve  $L_{ENF}^- = -\frac{\omega_2^-}{\omega_1}$  formülasyonları ile hesaplanmaktadır. Enflasyon artış yönlü uzun dönem esneklik katsayısı olan  $L_{ENF}^+$  değeri 0.985 olarak bulunmuştur. Buna göre, enflasyondaki yüzde 1 puanlık bir artış, faiz oranında yüzde 0.99 puanlık bir artışa neden olmaktadır.

Ayrıca, tahmin edilen modelde  $ENF_{t-1}^+$  değişkenine ait katsayı yüzde bir anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Öte yandan, enflasyon oranında azalış yönlü esneklik katsayısı  $L_{ENF}^-$  değeri 0.903 olarak bulunmuştur; enflasyondaki yüzde 1 puanlık azalma, faiz oranında yüzde 0.90 puanlık bir azalmaya neden olmaktadır. Faiz oranı enflasyondaki artışa enflasyondaki azalmaya göre biraz daha fazla tepki vermektedir. Ancak, bu fark çok yüksek bir fark olarak görünmemektedir. Elde edilen bulgulara göre, enflasyon oranındaki hem artış hem de azalış yönündeki değişimler faiz oranını önemli oranda etkilemektedir; tam Fisher etkisine yakın sonuçlara ulaşılmıştır.

**Tablo 3:** NARDL Model Tahmin Sonuçları

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t-istatistiği	P-Değeri
C	25.5194**	5.4995	4.6402	0.0001
$FO_{t-1}$	-0.7209**	0.1466	-4.9117	0.0000
$ENF_{t-1}^+$	0.7107**	0.1149	6.1822	0.0000
$ENF_{t-1}^-$	0.6515**	0.1059	6.1477	0.0000
$\Delta FO_{t-1}$	-0.5685**	0.1008	-5.6365	0.0000
$\Delta FO_{t-3}$	0.2539**	0.0834	3.0435	0.0054
$\Delta ENF_t^+$	0.3893**	0.1051	3.7059	0.0010
$\Delta ENF_t^-$	0.6208**	0.1535	4.0434	0.0004
$\Delta ENF_{t-1}^-$	0.6368**	0.1953	3.2603	0.0032
$\Delta ENF_{t-3}^-$	-0.3258*	0.1549	-2.1038	0.0456
$R^2$	0.892	$F_{PPS}$	16.146	
Uyarlanmış $R^2$	0.853	$L^+$	0.985	
LM	0.305 (0.739)	$L^-$	0.903	
HET	1.804 (0.117)	$W_{SR}$	2.203 (0.137)	
CUSUM	İstikrarlı	$W_{LR}$	4.911 (0.0360)	
<b>Uzun Dönem Esneklik Katsayıları</b>				
$L_{ENF}^+$	0.985			
$L_{ENF}^-$	0.903			

**Not:** Parantez içindeki rakamlar p-değerleridir, \*yüzde 5 ve \*\*yüzde 1 anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

Ayrıca, ek olarak Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testi yöntemi uygulanmıştır. Test ilişkin sonuçları Tablo 4’de verilmektedir. Tabloda  $FAİZ^+$  ve  $FAİZ^-$  faiz oranındaki pozitif ve negatif şokları,  $ENF^+$  ve  $ENF^-$  ise enflasyon oranındaki pozitif ve negatif şokları göstermektedir. Tablo  $FAİZ$  ve  $ENF$  değişkenlerine ait pozitif ve negatif şokları arasında nedensellik ilişkilerine yönelik bulgular vermektedir.

Tablonun birinci ve üçüncü sütunları ilgili değişkenler arasında nedenselliğin olmadığını ifade eden temel hipotezleri vermektedir. İkinci ve dördüncü sütunlar hesaplanan test istatistiklerini göstermektedir. Faizdeki pozitif şoklardan enflasyona yönelik nedensellik ilişkileri bulunmamıştır. Öte yandan faizdeki negatif şoklardan enflasyona yönelik nedensellik ilişkileri bulunmuştur. Faizdeki negatif şoklardan enflasyondaki pozitif şoklara yönelik test istatistiği yüzde 5’de anlamlıyken, faizdeki negatif şoklardan enflasyondaki negatif şoklara ilişkin test istatistiği yüzde 1’de anlamlı olmaktadır. Faizdeki düşüşlerin etkisi daha baskın bir şekilde enflasyondaki azalma ile ilişkilendirilebilir. Fisher etkisi ile ilgili kısımda ise, enflasyondaki pozitif şoklardan faizdeki pozitif

şoklara ilişkin bir nedensellik tespit edilmiştir. Bu da, nominal faizlerin enflasyondaki artış karşısında artarak uyarlandığını işaret etmektedir

**Tablo 4:** Hatemi-J Asimetrik Nedensellik Testi

Temel Hipotez	Test İstatistiği	Temel Hipotez	Test İstatistiği
$FAİZ^+ \nrightarrow ENF^+$	3.615	$ENF^+ \nrightarrow FAİZ^+$	8.250*
$FAİZ^- \nrightarrow ENF^-$	16.218***	$ENF^- \nrightarrow FAİZ^-$	4.570
$FAİZ^+ \nrightarrow ENF^-$	1.617	$ENF^+ \nrightarrow FAİZ^-$	2.065
$FAİZ^- \nrightarrow ENF^+$	13.334**	$ENF^- \nrightarrow FAİZ^+$	5.621

Not:  $\nrightarrow$  simgesi nedenselliğin olmadığı temel hipotezini ifade etmektedir. \*, \*\*, \*\*\* işaretleri sırasıyla yüzde 10, yüzde 5 ve yüzde 1 anlamlılık düzeylerindeki Bootstrap kritik değerlerinden daha büyük test istatistiklerini göstermektedir; bu durum temel hipotezin ret edildiğini ifade eder.

#### 4. Sonuç

Faiz oranı ile enflasyon arasındaki güçlü ilişkiyi tanımlayan Fisher hipotezi ile ilgili olarak bir çok uygulamalı çalışmada destekleyici bulgulara ulaşılmıştır. Bu çalışmada, hipotezin geçerliliği Türkiye’de 1980’li yıllardan sonraki dönem için, doğrusal olmayan eşbütünleşme model (NARDL) tahmini yolu ile analiz edilmektedir. Bu modelin kullanılması sayesinde enflasyon oranındaki değişimler iki parçalı bir şekilde ayrıştırılabilmektedir; enflasyon oranındaki artışlar ve düşüşler. Böylelikle, enflasyon oranındaki artışlar ve düşüşlerin nominal faiz oranı üzerindeki etkilerini ayrı ayrı tespit etmek ve bu bağlamda Fisher etkisini gözlemlemek mümkün olmaktadır. Bir başka ifade ile bu ayrıştırılmış etkiler sayesinde kısmi Fisher etkisini de tespit etmek mümkün olmaktadır. Ayrıca, bu model yoluyla enflasyondaki değişimin faiz üzerindeki etkisinin simetrik olup olmadığını da takip etmek mümkündür. Bir başka ifade ile, enflasyondaki artışlar ve düşüşlerin faiz oranı üzerinde farklı etkilerinin olup olmadığını tespit edilmesi imkan dahilinde olmaktadır.

Bu çalışmada tahmin edilen modelden elde edilen bulgulara göre, faiz oranı ve enflasyon arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı hem t-testi hem de F-testlerine ilişkin sonuçlar yolu ile onaylanmıştır. Bu da bize göstermektedir ki, diğer çalışmalardan farklı olarak burada tanımlanan asimetrik doğrusal olmayan model tahminimiz Fisher hipotezinin varlığına dair güçlü bulgular sağlamaktadır. Kısa ve uzun dönem simetri testleri sonuçlarına göre, kısa dönemde asimetri varlığı bulunmamış, uzun dönemde asimetrik bir ilişki olduğuna dair bulgu ise elde edilmiştir. Tahmin edilen modelde, enflasyon oranındaki artışların kısmi toplamlarını ifade eden değişkenin ( $ENF_{t-1}^+$ ) katsayısı ile enflasyon oranındaki azalışların kısmi toplamlarını ifade eden değişkenin ( $ENF_{t-1}^-$ ) katsayısı istatistiksel olarak anlamlı bulunmuşlardır. Hem enflasyondaki artışların hem de düşüşlerin nominal faiz oranı üzerinde anlamlı etkileri bulunmaktadır. İki taraflı Fisher etkilerinin anlamlı olduklarından bahsedilebilir. Tahmin edilen modelin katsayıları kullanılarak elde edilen uzun dönemli katsayılar ise ( $L^+_{ENF} = 0.985$  ve  $L^-_{ENF} = 0.903$ ) enflasyondaki değişimler ile faiz oranındaki değişimlerin neredeyse birebir bir ilişkide olduğunu göstermektedir. Ancak, özellikle enflasyon oranındaki artışların düşüşlere göre faiz oranı üzerinde birebire çok daha yakın bir ilişki bulunmaktadır. Elde edilen bulgular, belirlenen örneklem döneminde Türkiye’de nominal faiz oranı ve enflasyon oranı arasında uzun dönemde anlamlı bir ilişki olduğu ve enflasyondan faiz oranına yönelik anlamlı ve güçlü bir etkinin olduğunu göstermiştir. Uzun dönemde enflasyon ile faiz oranı arasında tam Fisher etkisine yakın bulguların elde edilmesi, beklenildiği üzere bu iki değişken arasında yakın bir ilişkinin olduğunu göstermektedir. Türkiye’de uzun dönemli bir süreçte enflasyonun varlığı ve kalıcılığı bu ilişkinin güçlü olmasını sağlamış görünmektedir. Para politikası

uygulamaları çerçevesinde enflasyonu düşürmeye yönelik politikaların nominal faiz oranının da düşmesini sağlayacağı görülmektedir. Ayrıca, bu bulgular iktisadi birimlerin enflasyon öngörüsüne daha çok odaklandıklarını ve enflasyon beklentilerini finansal getirilerinde tamamen hesaba kattıklarını göstermektedir.

### Kaynakça

- Akcan, A. T. (2019). Mortgage krizi öncesi ve sonrasında enflasyon - faiz etkileşimi: Türkiye örneği, *Anemon Muş Alparslan Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 7(4) 239-244
- Akıncı, M. ve Yılmaz, Ö. (2016). Enflasyon-faiz oranı takası: Fisher hipotezi bağlamında Türkiye Ekonomisi için dinamik en küçük kareler yöntemi. *Sosyoekonomi*, 24(27), 33-55.
- Aktham, M. ve Haitham, A. (2006). Does Fisher effect apply in developing countries: evidence from a nonlinear cointegration test applied to Argentina, Brazil, Malaysia, Mexico, South Korea and Turkey. *Applied Econometrics and International Development*, 6(2), 31-46.
- Andrade, I. ve Clare, A. (1994). Is the U.K. treasury bill rate a good Proxy for expected inflation in the United Kingdom?. *Economic Letters*, 45(3), 335-341.
- Argyro, K. (2010). *Testing the Fisher effect in OECD countries: An empirical investigation*. [Yüksek Lisans Tezi, University of Macedonia] <https://dspace.lib.uom.gr/bitstream/2159/14054/1/Thesis.pdf>
- Atgür, A. ve Altay, N. O. (2015). Enflasyon ve nominal faiz oranı ilişkisi. *Yönetim ve Ekonomi*, 22(2), 521-533.
- Badillo, R., Reverte C. ve Rubio, E. (2011). The Fisher effect in the EU revisited: new evidence using panel cointegration estimation with global stochastic trends. *Applied Economics Letters*, 18(13), 1247-1251.
- Bayat, T. (2011). Türkiye’de Fisher etkisinin geçerliliği: Doğrusal olmayan eşbütünleşme yaklaşımı. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 0(38), 47-60.
- Baylan, M ve Pazarcı, P. (2020). Türkiye’de Enflasyon Faiz İlişkisi: Nedensellik Analizi, *İtobiad*, 9(1), 193-216
- Chen, C.F. (2015). “Fisher effect” theory and “Fisher paradox” in China’s economy. *Open Journal of Social Sciences*, 3(10), 80-85
- Clemente J., Gadea, MD, Montañés A. ve Reyes, M. (2017). Structural breaks, inflation and interest rates: evidence from the G7 countries. *Econometrics*, 5(1), 1-17.
- Başar, S. ve Karakuş, K. (2017). Fisher hipotezi: Türkiye için tahmini. *Uluslararası Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 10(54), 794-803.
- Çakmak, E., Aksu, H. ve Başar, S. (2002). Fisher Hipotezi’nin Türkiye açısından değerlendirilmesi: 1989-2001. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 16(3-4), 31-40.
- Demirgil, B. Ve Türkay, H. (2018). Enflasyon-faiz ilişkisi: Ardl/Sınır testi uygulaması, *Hitit Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 11(1), 515-528
- Dickey, D. ve Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.
- Dutt, S.B. ve Ghosh, D. (2015). An empirical re-examination of the Fisher hypothesis: panel cointegration tests. *Journal of the Southwestern Society of Economists*, 42(2), 161-173.
- Fama, E. F. (1975). Short-term interest rates as predictors of inflation. *The American Economic Review*, 65(3), 269-282.

- Fisher, I. (1930). *The theory of interest, as determined by impatience to spend income and opportunity to invest it*. Erişim adresi: <https://fraser.stlouisfed.org/title/theory-interest-6255>
- Fried, J., ve Howitt, P. (1983). The effects of inflation on real interest rates. *The American Economic Review*, 73(5), 968–980.
- Gedik, A. (2021). Enflasyon ve faiz oranı ilişkisi: Fisher hipotezinin Türkiye için geçerliliği. *Avrupa Bilim ve Teknoloji Dergisi*, 27, 615-624
- Ghazali, N.A., ve Ramlee, S. (2003). A long memory test of the long-run Fisher effect in the G7 countries. *Applied Financial Economics*, 13(10), 763-769.
- Gül, E. ve Açıkalin, S. (2008). An examination of the fisher hypothesis: the case of Turkey. *Applied Economics*, 40(24), 3227-3231.
- Hamori, S. (1997). A simple method to test the Fisher effect. *Applied Economics Letters*, 4(8),477-479.
- İncekara, A., Demez, S. ve Ustaoglu, M. (2012). Türk Ekonomisi için Fisher etkisinin geçerliliği: Eşbütünleşme analizi. *Procedia-Social and Behavioral Science*, 58(2012), 396-405.
- Jareno, F. ve Tolentino, M. (2013). The Fisher effect: A comparative analysis in Europe. *Jökull Journal*, 63(12), 201-212.
- Lebe, F. ve Arda Özalp, L. F. (2016). Fisher hipotezinin alternatif faiz oranları ile Türkiye ekonomisi açısından analizi. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 31 (1) , 95-122.
- Lee, J. ve Strazicich, M. C. (2003). Minimum LM unit root test with two structural breaks. *Review of Economics and Statistics*,85(4), 1082-1089.
- Lee J. ve Strazicich, M. C. (2013). Minimum LM unit root test with one structural break. *Economic Bulletin*, 33(4), 2483-2492.
- Kasman, S., Kasman, A. ve Turgutlu, E. (2006). Fisher hypothesis revisited: A fractional cointegration analysis. *Emerging Markets Finance and Trade*, 42(6), 59-76.
- Koustaş, Z., ve Lamarche, J-F. (2010). Evidence of non-linear mean reversion in the real interest rate. *Applied Economics*, 42(2), 237-248.
- Koustaş, Z. ve Serletis, A. (1999). On the Fisher effect. *Journal of Monetary Economics*, 44, (1), 105-130.
- Malliaropulos, D. (2000). A note on nonstationarity, structural breaks, and the Fisher effect. *Journal of Banking & Finance*, 24, (5), 695-707.
- Million, N. (2003). The Fisher Effect revisited through an efficient non linear unit root testing procedure. *Applied Economics Letters*, 10(15), 951-954.
- Mishkin, F. ve Simon, J. (1995). *An empirical examination of the Fisher effect in Australia*. (NBER Working Paper No:5080). Erişim adresi: [https://www.nber.org/system/files/working\\_papers/w5080/w5080.pdf](https://www.nber.org/system/files/working_papers/w5080/w5080.pdf)
- Mundell, R. (1963). Inflation and real interest. *Journal of Political Economy*, 71(1), 280-83.
- Özcan, B. ve Arı, A. (2016). Does the Fisher hypothesis hold for the G7? Evidence from the panel cointegration test. *Economic Research*, 28(1), 271-283.
- Özer, M. O. (2019). Türkiye’de Fisher hipotezinin fourier yaklaşımı ile incelenmesi, Ankara *Hacı Bayram Veli Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 21(3), 856-878.

- Pesaran, M., Shin, Y. ve Smith, R. (2001). Bound testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(1), 289–326.
- Peng, W. ve Roncesvalles, O. (1995). The Fisher hypothesis and inflation persistence. *IMF Working Papers*, 1995(118), 1-21
- Pınar, A. ve Erdal, B. (2018). Enflasyon hedeflemesi rejiminde fisher etkisinin geçerliliği; Türkiye’den ampirik sonuçlar. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 13(3), 1-12
- Polat, M. A. (2020). Fisher etkisinin Türkiye örnekleminde değerlendirilmesi. *Anemon Muş Alparslan Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 8(5) 1551-1561
- Rose, A. K. (1988). Is the real interest rate stable?..*Journal of Finance* 43(5), 1095-1112
- Sağlam, Y. (2018). Fisher hipotezi’nin Fourier yaklaşımı ile testi: Gelecek-11 ülke grubu Örneği. *Yaşar Üniversitesi E-Dergisi*, 13 (52) , 316-321.
- Shin, Y., Yu, B. ve Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. R.C. Sickles ve W.C. Horraine. (Ed.), *Festschrift in Honor of Peter Schmidt* içinde (ss.281-314).New York: Springer.
- Songur, M. (2019). Fourier yaklaşımı ilee fisher hipotezini yeniden gözden geçirmek: Türkiye örneği, *S.C.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 20(2), 1-15
- Surayya, S. (2018). *Alternative specifications of Fisher hypothesis: An empirical investigation*.(MPRA Paper No. 90320). Erişim adresi: <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/90320/>
- Şimşek, M. ve Kadılar, C. (2006). Fisher etkisinin Türkiye verileri ile testi. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 7(1), 99-111.
- Toyoshima, Y. ve Hamori, S. (2011). Panel cointegration analysis of the Fisher effect: Evidence from the US, the UK, and Japan. *Economics Bulletin*, 31(3), 2674-2682.
- Tunalı, H. ve Erönel, Y.Y. (2016). Enflasyon ve faiz oranı ilişkisi, Türkiye’de fisher etkisinin geçerliliği. *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 21(4), 1415-1431.
- Turgutlu, E. (2004). Fisher hipotezinin tutarlılığının testi: parçalı durağanlık ve parçalı koentegrasyon analizi. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 19(2), 55-75.
- Ulusoy, A., Yılmaz, H. ve Ünal, H. (2021). Türkiye’de Gibson paradoksunun Fisher etkisi bağlamında ele alınması (1978-2019 Dönemi). *Maliye Dergisi*, Temmuz-Aralık 2021, 181, 1-18
- Uslu, H. (2020). Enflasyon ile mevduat ve kredi faizleri arasındaki ilişki: Türkiye için Fisher eşitliği çerçevesinde ekonometrik bir analiz, *Troyacademy*, 5(1), 201-229
- Wallace, M. ve Warner, J. (1993). The Fisher effect and the term structure of interest rates: tests of cointegration. *Review of Economics and Statistics*, 75(2), 320–324.
- Yıllancı, V. (2009). Fisher hipotezinin Türkiye için sınanması: doğrusal olmayan eşbütünleşme analizi. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 23(4), 205-213.