

TÜRKİYE’DE NOMİNAL FAİZ ORANI VE ENFLASYON ARASINDAKİ İLİŞKİ: NARDL SINIR TESTİ YAKLAŞIMI¹

THE RELATIONSHIP BETWEEN NOMINAL INTEREST RATES AND INFLATION IN TURKEY: NARDL BOUNDS TESTING APPROACH

Eren SÜMER 

*Araştırma Makalesi / Geliş Tarihi: 28.11.2025
Kabul Tarihi: 23.01.2026*

Öz

Bu çalışmada, Türkiye’de nominal faiz oranı ve enflasyon arasındaki ilişki, 1989-2024 dönemi için analiz edilmektedir. Değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi NARDL Sınır Testi aracılığıyla tahmin edilmiş ve değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit edilmiştir. NARDL Sınır Testi sonuçları, bağımlı ve bağımsız değişken arasındaki asimetrik ilişkiyi ortaya koymaktadır. Bağımsız değişken enflasyondaki artış ve azalışlar, bağımlı değişken mevduat faiz oranını farklı katsayı büyüklükleriyle istatistiksel olarak anlamlı olarak etkilemektedir. NARDL Sınır Testi sonuçları göz önüne alındığında, enflasyon oranındaki yüzde 1 artış mevduat faiz oranını yüzde 0,48 oranında artırırken, enflasyon oranındaki yüzde 1 azalış mevduat faiz oranını yüzde 0,63 oranında azaltmaktadır. Enflasyondaki azalışların artışlara göre faiz oranına etkisi daha büyüktür. Bu sonuçlara göre Türkiye’de 1989-2024 döneminde kısmi Fisher etkisi geçerlidir.

Anahtar Kelimeler: NARDL, Eşbütünleşme Analizi, Fisher Hipotezi

JEL Sınıflaması: C12, C32, E31, E61, G10

Abstract

In this study, the relationship between nominal interest rates and inflation in Turkey has been analyzed for the period 1989-2024. The cointegration relationship between variables has been estimated using the NARDL Bounds Test, and a cointegration relationship between variables has been determined. The results of the NARDL Bounds Test demonstrate an asymmetric relationship between the dependent and independent variables. The increases and decreases in the inflation which is the independent variable affect statistically significant the deposit interest rate which is the dependent variable with different coefficient sizes. Considering the results of the NARDL Bounds Test, 1% increase in the inflation rate increases the deposit interest rate by 0.48%, while 1% decrease in the inflation rate decreases the deposit interest rate by 0.63%. The decreases in the inflation have a greater effect on the interest rates than the increases. According to these results, the partial Fisher effect is valid for the period 1989-2024 in Turkey.

Keywords: NARDL, Cointegration Analysis, Fisher Hypothesis

JEL Classification: C12, C32, E31, E61, G10

¹ **Bibliyografik Bilgi (APA):** FESA Dergisi, 2026; 11(1) , 22 - 36 / DOI: 10.29106/fesa.1832026

* Dr., Strateji ve Bütçe Uzmanı, TC Cumhurbaşkanlığı Strateji ve Bütçe Başkanlığı, eren.sumer@sbb.gov.tr, Ankara –Türkiye, ORCID: 0000-0002-1336-436X

1. Giriş

Irving Fisher (1930) tarafından geliştirilen Fisher hipotezi (Fisher etkisi), nominal faiz oranı ile beklenen enflasyon arasındaki ilişkiyi ortaya koymaktadır. Bu hipotezle, uzun dönemde para politikasının reel faiz oranı üzerine bir etkisinin bulunmadığı ve beklenen enflasyonda meydana gelecek herhangi bir değişimin nominal faiz oranı üzerine bire bir yansıtacağı belirtilmektedir (Güriş, 2016:95).

Fisher (1930) denklemi şu şekilde ifade edilmektedir (Nusair, 2008:275):

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

Denklemde (1) yer alan (i_t) nominal faiz oranını, (r_t) reel faiz oranını ve (π_t^e) beklenen enflasyonu göstermektedir.

Rasyonel beklentiler varsayımı altında bu denklem ekonometrik olarak şu şekilde yazılabilir:

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

Denklemde (2) yer alan β katsayısının 1'e eşit olması durumunda tam Fisher etkisi (full Fisher effect), β katsayısının 1'den küçük olması durumunda kısmi Fisher etkisi (partial Fisher effect) gözlenmektedir. Tam Fisher etkisi varsa nominal faiz oranı ve enflasyon arasında bire bir ilişki söz konusudur. Bu durumda reel faiz oranı sıfır ve uzun dönemde herhangi bir parasal şoka karşı etkisizdir (Dutt ve Ghosh, 2015:163). Bu durum reel faiz oranının bütün zaman boyunca sabit kalacağı anlamı taşımamakla birlikte, reel faiz oranında meydana gelebilecek bir değişim para politikasından değil, diğer reel ekonomik faktörlerdeki değişimden kaynaklanacaktır (Payne ve Ewing, 1997:683).

İktisat literatüründe Fisher hipotezinin test edilmesine sıklıkla başvurulmakta ve bu bağlamda bazı tartışma konuları oluşmaktadır. Enflasyonist beklentilerin direkt ölçülmesi söz konusu olmadığı için, beklentiler dolaylı metotlarla proksi (proxy) denilebilecek değişkenlerle ölçülmektedir. Fisher, enflasyonist beklentilerin proksi değişkeni olarak geçmiş enflasyon oranlarının dağıtılmış gecikmeli modelini kullanmıştır. Bu yaklaşımda, beklentilerin iktisadi aktörler tarafından "geriye yönelik" oluşturulduğu varsayılmaktadır. Adaptif beklentiler denilen bu yaklaşım iktisadi aktörlerin sistematik hata yapmalarına fırsat verdiği için eleştirilmiştir. Bu nedenle, Muth (1961) çalışmasında "ileriye yönelik" bir beklenti modeli olan rasyonel beklentiler hipotezini geliştirmiştir. Rasyonel beklentiler modeli çerçevesinde, iktisadi aktörler ekonomideki reel ve nominal değerler arasındaki ayrımı doğru değerlendirebilmektedir (Hacıoğlu ve Yerlikaya, 2014:110-111). Bu çalışmada ise, veri kısıtı nedeniyle beklentiye temsil eden proksi olarak gerçekleşmiş enflasyon (TÜFE) kullanılacaktır.

Fisher hipotezinin geçerliliği ekonomi politikasına doğrudan etkisi olabilecek bir ilişkiyi içerdiği için iktisatçılardan tarafından farklı ülkelere yönelik olarak sıklıkla incelenmektedir. Bu çalışmada ise, Fisher hipotezinin geçerliliği Türkiye için test edilecektir. Çalışmada 1989-2024 dönemi yıllık verileri ele alınacak ve nominal faiz oranı ile enflasyon arasındaki ilişki NARDL (Non-Linear Autoregressive Distributed Lag) Sınır Testi aracılığıyla tahmin edilecektir. Çalışma literatür taraması, veri seti, ekonometrik yöntem ve tahmin sonuçları ile sonuç bölümünden oluşmaktadır. Çalışmada kullanılan ekonometrik yöntem ve seçilen dönem itibarıyla çalışmanın literatüre katkı sunacağı düşünülmektedir. Ayrıca, çalışma bulgularının ekonomi politikası uygulayıcılarına politika tercihleri aşamasında fayda sağlayabileceği öngörülmektedir.

2. Literatür Taraması

Ulusal ve uluslararası literatüre baktığımızda, Fisher hipotezi (Fisher etkisi) bağlamında nominal faiz oranı ile enflasyon arasındaki ilişki çeşitli ekonometrik yöntemlerle ve farklı ülke örneklemeleri göz önüne alınarak tahmin edilmiştir. Bu çalışmalara ilişkin bilgiler şu şekildedir:

Mishkin (1991) çalışmasında faiz oranları ile enflasyon arasındaki ilişkiyi 1964:02-1986:12 dönemi için ABD'ye yönelik aylık veri seti kullanarak ve ekonometrik analizinde Engle-Granger (1987) Eşbütünleşme Testi uygulayarak tahmin etmiştir. Çalışma sonucunda kısa dönemde Fisher etkisi bulunamazken uzun dönemde Fisher hipotezinin geçerli olduğu bulgulanmıştır.

Wallace ve Warner (1993) çalışmasında hazine tahvili ve devlet tahvili faiz oranları ile enflasyon arasındaki ilişkiyi 1948:1-1990:4 dönemi için ABD'ye yönelik veri seti kullanarak ve ekonometrik analizinde Johansen Eşbütünleşme Testi uygulayarak tahmin etmiştir. Çalışma sonucunda kısa ve uzun dönemde Fisher etkisinin desteklendiği gözlenmiştir.

Mishkin ve Simon (1995) çalışmasında faiz oranları ile enflasyon arasındaki ilişkiyi 1962:3-1993:4 dönemi için Avustralya'ya yönelik veri seti kullanarak ve ekonometrik analizinde Monte Carlo Simulasyonu uygulayarak

tahmin etmiştir. Çalışma sonucunda, faiz oranı ve enflasyon arasında kısa dönemde bir ilişki bulunmadığı uzun dönemde ise bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Carnerio vd. (2002) çalışmasında nominal faiz oranları ve enflasyon arasındaki ilişkiyi 1980:1-1997:12 dönemi için Arjantin, Brezilya ve Meksika'ya yönelik veri seti kullanarak ve ekonometrik analizinde Johansen Eşbütünleşme Testi uygulayarak tahmin etmiştir. Çalışma sonucunda Fisher etkisi sadece Arjantin ve Brezilya için gözlenmiştir.

Şimşek ve Kadılar (2006) çalışmasında uzun dönemli faiz oranları ile enflasyon arasındaki ilişkiyi 1987:1-2004:4 dönemi için Türkiye'ye yönelik çeyreklik veri seti kullanarak ve ekonometrik analizinde ARDL Sınır Testi uygulayarak tahmin etmiştir. Çalışma sonucunda Fisher etkisini destekleyen bir sonuca ulaşılmıştır.

Fuei (2007) çalışmasında nominal faiz oranları ile beklenen enflasyon arasındaki ilişkiyi 1976-2006 dönemi için Singapur'a yönelik veri seti kullanarak ve ekonometrik analizinde Johansen Eşbütünleşme Testi uygulayarak tahmin etmiştir. Çalışma sonucunda nominal faiz oranları ile beklenen enflasyon arasında pozitif bir ilişki bulgulanmıştır.

Gül ve Açıkalın (2008) çalışmasında nominal faiz oranı (MB aylık Türk Lirası faiz oranı) ile enflasyon (TÜFE) arasındaki ilişkiyi 1990:1-2003:12 dönemi için Türkiye'ye yönelik aylık veri seti kullanarak ve ekonometrik analizinde Johansen Eşbütünleşme Testi uygulayarak tahmin etmiştir. Test sonucuna göre Türkiye'de güçlü bir Fisher etkisi ortaya konulmuştur.

Nusair (2008) çalışmasında Fisher hipotezinin geçerliliğini 1978:1-2005:1 dönemi için Endonezya, Kore Cumhuriyeti, Malezya, Filipinler, Singapur ve Tayland'a yönelik çeyreklik veri seti kullanarak ve ekonometrik analizinde Gregory ve Hansen (1996) Eşbütünleşme Testi uygulayarak tahmin etmiştir. Çalışma sonucunda Kore'ye yönelik tam Fisher etkisi, Malezya, Singapur ve Tayland'a yönelik kısmi Fisher etkisi tespit edilmiştir.

Yılcı (2009) çalışmasında nominal faiz oranı (mevduat faiz oranı) ile enflasyon oranı (TÜFE) arasında uzun dönemli ilişkiyi 1989:1-2008:1 dönemi için Türkiye'ye yönelik üçer aylık veri seti kullanarak ve ekonometrik analizinde Kapetanios vd. (2006) tarafından ortaya konulan Doğrusal Olmayan Eşbütünleşme Yöntemi (KSS Eşbütünleşme Testi) ve Engle-Granger (1987) Eşbütünleşme Testi uygulayarak tahmin etmiştir. Çalışma sonucunda nominal faiz oranı ile enflasyon arasında uzun dönemli bir ilişki tespit edilememiş ve Fisher hipotezinin Türkiye için belirtilen dönemde geçerli olmadığı bulgulanmıştır.

Atgür ve Altay (2015) çalışmasında nominal faiz oranı ve enflasyon arasındaki ilişkiyi 2004:1-2013:12 dönemi için Türkiye'ye yönelik aylık veri seti kullanarak ve ekonometrik analizinde Johansen, Lütkepohl-Saikkonen Eşbütünleşme Testleri ve Dinamik En Küçük Kareler (DOLS) Yöntemi uygulayarak tahmin etmiştir. Çalışma sonucunda enflasyon ile nominal faiz oranı arasında uzun dönemli bir ilişki bulunmuştur.

Güriş vd. (2016) çalışmasında nominal faiz oranları ile enflasyon arasındaki ilişkiyi 2003:1-2012:12 dönemi için Türkiye'ye yönelik aylık veri seti kullanarak ve ekonometrik analizinde ADL Eşik Eşbütünleşme Testi uygulayarak tahmin etmiştir. Çalışma sonucunda Fisher hipotezinin Türkiye için geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Ito (2016) çalışmasında uzun dönem nominal faiz oranları ile enflasyon arasındaki ilişkiyi 1993:1-2015:2 dönemi için İsveç'e yönelik veri seti kullanarak ve ekonometrik analizinde Engle-Granger (1987) Eşbütünleşme Testi uygulayarak tahmin etmiştir. Çalışma sonucunda 2, 3, 4, 5, 7 yıllık faiz oranları için Fisher hipotezi doğrulanırken, 10 yıllık faiz oranları için Fisher hipotezi doğrulanamamıştır.

Küçükaksoy ve Akalın (2017) çalışmasında Fisher hipotezinin geçerliliğini 1995:Ç1-2014:Ç4 dönemi için OECD ülkelerine yönelik çeyreklik veri kullanarak ve ekonometrik analizinde Durbin Hausman Eşbütünleşme Testi

uygulanarak tahmin etmiřtir. alıřma sonucunda Fisher hipotezinin geerli olmadıęı (5 lke), zayıf Fisher etkisinin (13 lke) ve tam Fisher etkisinin (1 lke) geerli olduęu OECD lkeleri tespit edilmiřtir.

Songur (2019) alıřmasında Fisher hipotezinin geerlilięini 2002:1-2018:1 dnemi iin Trkiye’ye ynelik veri seti kullanarak ve ekonometrik analizinde Fourier Shin Eřbtnleřme Testi uygulanarak tahmin etmiřtir. alıřma sonucunda Fisher hipotezini destekleyecek bir bulguya ulařılamamıřtır.

Gedik (2021) alıřmasında Fisher hipotezinin geerlilięini 2009:2-2021:7 dnemi iin Trkiye’ye ynelik aylık veri seti kullanarak ve ekonometrik analizinde Johansen Eřbtnleřme Testi uygulanarak tahmin etmiřtir. alıřma sonucunda uzun dnemde Fisher hipotezinin Trkiye iin geerli olduęu sonucuna ulařılmıřtır.

Zhong (2022) alıřmasında nominal faiz oranları ile enflasyon arasındaki iliřkiyi 1978-2020 dnemi iin in’e ynelik veri seti kullanarak ve ekonometrik analizinde En Kk Kareler (EKK) Yntemi ve ARDL Sınır Testi uygulanarak tahmin etmiřtir. alıřma sonucunda nominal faiz oranları ile enflasyon arasında uzun dnem iliřkisi bulunmamıřtır.

Gke ve Koru (2024) alıřmasında Fisher etkisini 2010:1-2024:2 dnemi iin Trkiye’ye ynelik aylık veri seti kullanarak ve ekonometrik analizinde Johansen Eřbtnleřme Testi uygulanarak tahmin etmiřtir. Analiz sonucunda Trkiye ekonomisinde kuvvetli Fisher etkisi bulunmamıřtır.

Literatrde yapılmıř alıřmalar gz nne alındıęında, 1989-2024 dnemi iin Trkiye rnekleminde NARDL Sınır Testi ile nominal faiz oranları ve enflasyon arasındaki asimetric iliřki incelenmemiřtir. Bu aıdan, alıřmanın literatre katkı saęlayacaęı dřnlmektedir. Yukarıda aıklamaları verilen literatre iliřkin zet Tablo 1’de yer almaktadır.

Tablo 1. Literatr Taraması

Yazar	Veri Seti	Yntem	Sonuç
Mishkin (1991)	1964:2- 1986:12 Dnemi ABD	Engle-Granger (1987) Eřbtnleřme Testi	Kısa dnemde Fisher etkisi bulunamazken uzun dnemde Fisher hipotezinin geerli olduęu bulunmuřtur.
Wallace ve Warner (1993)	1948:1-1990:4 Dnemi ABD	Johansen Eřbtnleřme Testi	Kısa ve uzun dnemde Fisher etkisinin desteklendięi gzlenmiřtir.
Mishkin ve Simon (1995)	1962:3-1993:4 Dnemi Avustralya	Monte Carlo Simulasyonu	Faiz oranı ve enflasyon arasında kısa dnemde bir iliřki bulunmadıęı uzun dnemde ise bir iliřki olduęu sonucuna ulařılmıřtır.
Carnerio vd. (2002)	1980:1-1997:12 Dnemi Arjantin, Brezilya ve Meksika	Johansen Eřbtnleřme Testi	alıřma sonucunda Fisher etkisi sadece Arjantin ve Brezilya iin gzlenmiřtir.
řimřek ve Kadılar (2006)	1987:1-2004:4 Dnemi Trkiye	ARDL Sınır Testi	Fisher etkisini destekleyen bir sonuca ulařılmıřtır.
Fuei (2007)	1976-2006 Dnemi Singapur	Johansen Eřbtnleřme Testi	Nominal faiz oranı ile enflasyon arasında pozitif bir iliřki vardır.
Gl ve Aıkahın (2008)	1990:1-2003:12 Dnemi Trkiye	Johansen Eřbtnleřme Testi	Trkiye’de gl bir Fisher etkisi vardır.
Nusair (2008)	1978:1-2005:1 Dnemi Endonezya, Kore Cumhuriyeti, Malezya, Filipinler, Singapur ve Tayland	Gregory and Hansen (1996) Eřbtnleřme Testi	Kore’ye ynelik tam Fisher etkisi, Malezya, Singapur ve Tayland’a ynelik kısmi Fisher etkisi tespit edilmiřtir.
Yılcancı (2009)	1989:1-2008:1 Dnemi Trkiye	KSS Eřbtnleřme Testi ve Engle-Granger Testi	Nominal faiz oranı ile enflasyon arasında uzun dnemli bir iliřki tespit

			edilememiř ve Fisher hipotezinin Trkiye iin belirtilen dnemde geerli olmadığı bulgulanmıřtır.
Atgr ve Altay (2015)	2004-2013 Dnemi Trkiye	Johansen, Ltkepohl-Saikkonen Eřbtnleřme Testleri ve Dinamik En Kk Kareler (DOLS) Yntemi	Enflasyon ve nominal faiz oranı arasında uzun dnemli bir iliřki vardır.
Griř vd. (2016)	2003:1-2012:12 Dnemi Trkiye	ADL Eřik Eřbtnleřme Testi	Fisher hipotezinin Trkiye iin geerli olduėu sonucuna ulařılmıřtır.
Ito (2016)	1993:1-2015:2 Dnemi İřve	Engle-Granger (1987) Eřbtnleřme Testi	alıřma sonucunda 2, 3, 4, 5, 7 yıllık faiz oranları iin Fisher hipotezi doėrulanırken, 10 yıllık faiz oranları iin Fisher hipotezi doėrulanamamıřtır.
Kkaksoy ve Akalın (2017)	1995:1-2014:4 Dnemi OECD lkeleri	Durbin Hausman Eřbtnleřme Testi	Fisher hipotezinin geerli olmadığı (5 lke), zayıf Fisher etkisinin (13 lke) ve tam Fisher etkisinin (1 lke) geerli olduėu OECD lkeleri vardır.
Songur (2019)	2002:1-2018:1 Dnemi Trkiye	Fourier Shin Eřbtnleřme Testi	Fisher hipotezini destekleyecek bir bulgu elde edilememiřtir.
Gedik (2021)	2009:2-2021:7 Dnemi Trkiye	Johansen Eřbtnleřme Testi	Uzun dnemde Fisher hipotezi Trkiye iin geerlidir.
Zhong (2022)	1978-2020 Dnemi in	En Kk Kareler (EKK) Yntemi ve ARDL Sınır Testi	Nominal faiz oranları ile enflasyon arasında uzun dnem iliřkisi bulgulanmıřtır.
Gke ve Kuru (2024)	2010:1-2024:2 Dnemi Trkiye	Johansen Eřbtnleřme Testi	Analiz sonucunda Trkiye ekonomisinde kuvvetli Fisher etkisi bulgulanmıřtır.

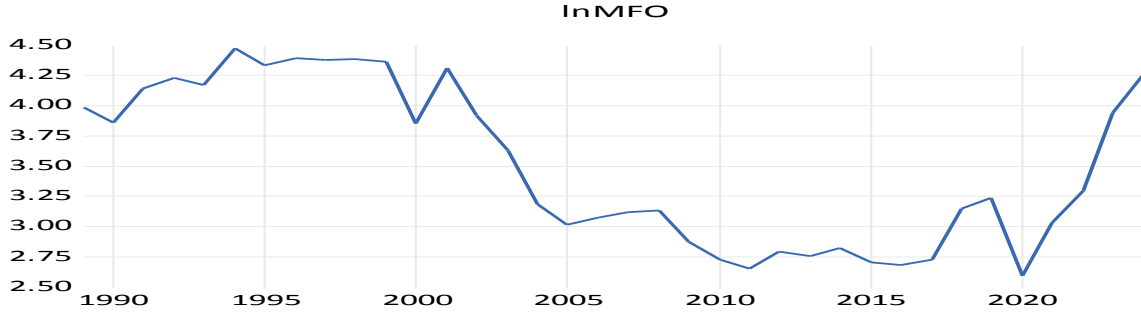
Kaynak: Yazar tarafından hazırlanmıřtır.

3. Veri Seti, Ekonometrik Yntem ve Tahmin Sonuları

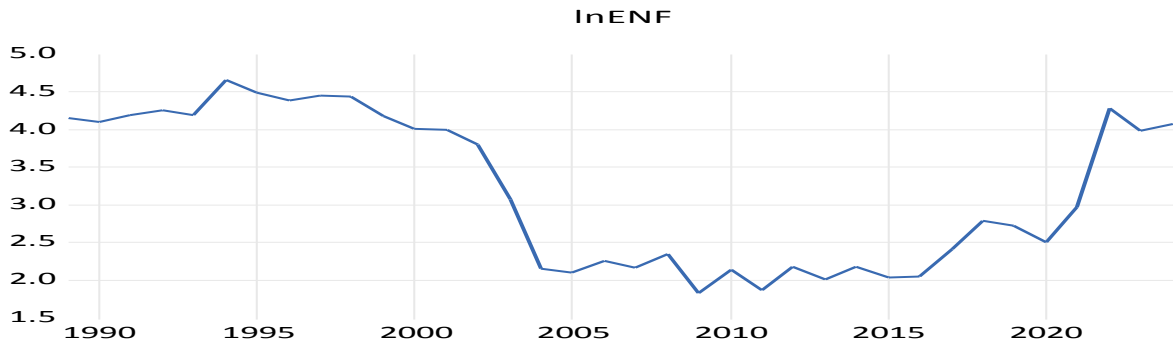
3.1. Model 1

Bu kısımda, Trkiye iin 1989-2024 dneminde nominal faiz oranı ve enflasyon arasındaki iliřki Yongcheol Shin, Byungchul Yu ve Matthew Greenwood-Nimmo (2014) tarafından geliřtirilen NARDL (Non-Linear Autoregressive Distributed Lag) Sınır Testi aracılıėıyla arařtırılmaktadır. Kurulacak modelle Trkiye’de Fisher hipotezinin geerliliėi test edilecektir.

Model 1’de yer alan baėımlı ve baėımsız deėiřkenlerin seiminde daha nce yapılmıř teorik ve ampirik bilimsel alıřmalar gz nne alınmıřtır. Bu baėlamda modelde, nominal faiz oranı iin mevduat faiz oranı deėiřkeni (% yıllık) ve enflasyon iinse veri kısıtı nedeniyle beklentiyi temsil eden proksi olarak gerekleřmiř enflasyon TFE (Tketiciler Fiyat Endeksi) deėiřkeni (% yıllık deėiřim) kullanılmaktadır. Deėiřkenlere iliřkin veriler Dnya Bankası veri tabanından elde edilmiřtir. Verilerin yıllık olarak ele alınması Dnya Bankası veri tabanındaki zaman serisi verilerinin yıllık olarak dzenlenmiř olmasındandır. Modelde her bir deėiřkenin doėal logaritması alınarak model sonuları yzde cinsinden analiz edilebilecektir. Grafik 1 ve 2’de deėiřkenlerin zaman iindeki deėiřimi gsterilmektedir.



Grafik 1. Türkiye’de Mevduat Faiz Oranı Değişimi (1989-2024 Dönemi)



Grafik 2. Türkiye’de TÜFE Değişimi (1989-2024 Dönemi)

Grafik 1 ve 2’ye baktığımızda değişkenlerin zaman içinde benzer bir seyir izlediği söylenebilir.

Değişkenler arasındaki ilişkinin ekonometrik olarak ortaya koyulabilmesi adına oluşturulan modelimiz şu şekildedir:

$$\ln MFO_{(t)} = \alpha_0 + \beta_1 \ln ENF_{(t)} + \varepsilon_t \quad (\text{Model 1})$$

Modelde yer alan mevduat faiz oranı (MFO) değişkeni bağımlı değişkenken, enflasyon (ENF) değişkeni bağımsız değişkendir. Model 1 aracılığıyla Türkiye’de Fisher hipotezinin geçerliliği test edilecektir. Modelde yer alan değişkenlerin durağan olup olmadıklarını belirlemek için izleyen bölümde birim kök testlerine yer verilecektir.

3.1.1. Birim Kök Testleri

Ekonometrik zaman serileri analizinde regresyon tahmin sonuçlarının tutarlığı açısından serilerin durağanlığının incelenmesi önem arz etmektedir (Göktaş, 2005:5). Zaman serilerinin durağan olmaması durumunda regresyon tahmin sonuçları yanıltıcı olabilmekte ve bağımsız değişkenin bağımlı değişkendeki değişimi açıklama gücünü gösteren R^2 değeri çok yüksek çıkabilmektedir. Ayrıca, t ve F testlerinin sonuçlarının güvenilir olması için varsayımlardan biri serilerin durağan olması olduğu için durağan olmayan serilerde t ve F testleri anlamlı çıksa bile güvenilir değildir (Gujarati, 2016:320).

Durağan olan zaman serilerinin ortalaması, varyansı ve kovaryansı zamansal açıdan sabittir (Göktaş, 2005:6). Serilerin durağanlığının test edilmesi amacıyla birim kök testleri yapılmaktadır. Zaman serilerinin durağan olmaması durumunda “d” kere farkının alınmasıyla seriler durağanlaşıyorsa seriler “d.mertebeden entegre (integrated) I(d)” olarak ifade edilmektedir (a.g.e. , 2005:14).

Serilerin durağanlığının test edilmesi amacıyla Dickey-Fuller tarafından geliştirilen birim kök testine ilişkin sabitsiz ve trendsiz regresyon denklemi aşağıdaki şekildedir (Sümer, 2022:144):

$$\Delta Y_{(t)} = \delta Y_{(t-1)} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{(t-i)} + \mu_{(t)}$$

$$i=0$$

Bu denklemle serinin birinci derece farkı alınmakta ve seride birim kökün varlığına ilişkin ařağıda yer alan hipotezler test edilmektedir:

$H_0 : \delta=0$ (Seride birim kök vardır.)

$H_1 : \delta<0$ (Seride birim kök yoktur.)

Regresyon tahmin sonuçlarına göre $\delta=0$ ise, seride dönemler arasındaki fark $\mu_{(t)}$ gibi rassal bir deęiřkene baęlı olacak ve H_0 hipotezi reddedilmeyecektir. Yani “Seride birim kök vardır.” hipotezi kabul edilecektir.

Bu çalışma kapsamında uygulanacak birim kök testleri, Dickey-Fuller (1981) tarafından geliştirilen Geniřletilmiş Dickey-Fuller (ADF) testi ile Philips-Perron (1988) tarafından geliştirilen Philips-Perron testi řeklindeydir. Tablo 2’de Geniřletilmiş Dickey-Fuller (ADF) testi ve Tablo 3’te Philips-Perron testi sonuçları yer almaktadır. ADF birim kök testinde uygun gecikme uzunluęu Schwarz bilgi kriterine göre seilmiřtir.

Tablo 2. Geniřletilmiş Dickey-Fuller (ADF) Birim Kök Testi İstatistięi Sonuçları (Model 1)

Deęiřkenler	Augmented Dickey-Fuller (ADF) Test İstatistięi				
	t-istatistik deęeri	Olasılık Deęeri (Probability Value*)	Birim Kök (Unit Root)	Test Seviyesi	Test Kritik Deęerleri (%5)
lnMFO	-1,076119	0,7142	Var	Düzeyde	-2,948404
D (lnMFO)	-5,443282	0,0001	Yok	1.Derece Fark	-2,951125
lnENF	-1,121586	0,6962	Var	Düzeyde	-2,948404
D (lnENF)	-5,127185	0,0002	Yok	1.Derece Fark	-2,951125
*MacKinnon (1996) kritik deęerlerine göre.					
**Tabloda %5 anlamlılık düzeyine göre bilgiler yer almaktadır.					

Tablo 2’ye göre baęımlı deęiřken (lnMFO) ve baęımsız deęiřken (lnENF) serileri düzeyde (I(0)) duraęan deęilken, 1.derece farklarının alınmasıyla (I(1)) seriler duraęan hale gelmekte ve seride birim kökün varlığını öne süren H_0 hipotezi reddedilmektedir. I(1)’de t-istatistik deęerleri MacKinnon (1996) test kritik deęerlerinden büyük olduęu için H_0 hipotezi reddedilmekte ve H_1 hipotezi kabul edilmektedir. Ayrıca, I(1)’de olasılık deęerlerinin (p-deęeri) 0,05 (%5)’ten küçük olması da analizi doęrulamaktadır.

Phillips-Perron birim kök test sonuçları ise řu řekildedir:

Tablo 3. Phillips-Perron Birim Kök Testi İstatistięi Sonuçları (Model 1)

Deęiřkenler	Phillips-Perron Test İstatistięi				
	t-istatistik deęeri	Olasılık Deęeri (Probability Value*)	Birim Kök (Unit Root)	Test Seviyesi	Test Kritik Deęerleri (%5)
lnMFO	-1,114847	0,6989	Var	Düzeyde	-2,948404
D (lnMFO)	-5,443282	0,0001	Yok	1.Derece Fark	-2,951125
lnENF	-1,185084	0,6698	Var	Düzeyde	-2,948404
D (lnENF)	-5,127311	0,0002	Yok	1.Derece Fark	-2,951125
*MacKinnon (1996) kritik deęerlerine göre.					
**Tabloda %5 anlamlılık düzeyine göre bilgiler yer almaktadır.					

Tablo 3'e göre bağımlı değişken (lnMFO) ve bağımsız değişken (lnENF) serileri düzeyde (I(0)) durağan değilken, 1.derece farklarının alınmasıyla (I(1)) seriler durağan hale gelmekte ve seride birim kökün varlığını öne süren H_0 hipotezi reddedilmektedir. I(1)'de t -istatistik değerleri MacKinnon (1996) test kritik değerlerinden büyük olduğu için H_0 hipotezi reddedilmekte ve H_1 hipotezi kabul edilmektedir. Ayrıca, I(1)'de olasılık değerlerinin (p-değeri) 0,05 (%5)'ten küçük olması da analizi doğrulamaktadır.

3.1.2. Eşbütünleşme (Cointegration) Analizi: NARDL Sınır Testi

Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen ARDL² (Autoregressive Distributed Lag) yöntemiyle değişkenler arasındaki doğrusal/simetrik ilişkiler tahmin edilebilirken, doğrusal olmayan/asimetrik ilişkiler tahmin edilemez. Değişkenler arasındaki doğrusal olmayan/asimetrik ilişkiler için Yongcheol Shin, Byungchul Yu ve Matthew Greenwood-Nimmo (2014) tarafından geliştirilen NARDL (Non-Linear Autoregressive Distributed Lag) yöntemi kullanılmaktadır. Bu yöntemde hangi bağımsız/açıklayıcı değişkenin bağımlı değişken üzerine asimetrik etkisi ortaya koyulacak ise bu değişken artış ve azalışları içerecek şekilde 2'ye ayrılarak modele dâhil edilir. Model 1'de lnENF değişkeni modele lnENF⁺ ve lnENF⁻ şeklinde ayrılarak dâhil edilir:

$$\ln ENF_t^+ = \sum_{i=1}^t \Delta \ln ENF_t^+ = \sum_{i=1}^t \max (\ln ENF_i, 0) \quad (1)$$

$$\ln ENF_t^- = \sum_{i=1}^t \Delta \ln ENF_t^- = \sum_{i=1}^t \min (\ln ENF_i, 0) \quad (2)$$

(1) nolu denklem artışları göstermekte ve değişkenlerin pozitif serisinden oluşmaktadır.

(2) nolu denklem azalışları göstermekte ve değişkenlerin negatif serisinden oluşmaktadır.

Uzun dönemde asimetrik ilişkinin tahmin edileceği NARDL modeli aşağıda yer almaktadır:

$$\Delta \ln MFO_{(t)} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} \Delta (\ln MFO)_{(t-i)} + \sum_{i=0}^n \beta_{2i}^+ \Delta (\ln ENF^+)_{(t-i)} + \sum_{i=0}^p \beta_{3i}^- \Delta (\ln ENF^-)_{(t-i)} + \lambda_1 (\ln MFO)_{(t-1)} + q^+ (\ln ENF^+)_{(t-1)} + q^- (\ln ENF^-)_{(t-1)} + \mu_t \quad (3)$$

Bu denklemle değişkenler arasında uzun dönemde bir ilişkinin varlığı test eden sıfır hipotezi şu şekildedir:

$H_0: \lambda_1 = q^+ = q^- = 0$ (Uzun dönemde değişkenler arasında ilişki yoktur.)

$H_1: \lambda_1 \neq q^+ \neq q^- \neq 0$ (Uzun dönemde değişkenler arasında ilişki vardır.)

Hesaplanan F istatistiği I(1) üst kritik değerinden büyükse H_0 hipotezi reddedilir ve uzun dönemde değişkenler arasında ilişkinin varlığını belirten H_1 hipotezi kabul edilir. Hesaplanan F istatistiği I(0) alt kritik değerinden küçükse H_0 hipotezi kabul edilir ve uzun dönemde değişkenler arasında ilişki bulunmamaktadır.

Modelde yer alan değişkenler arasındaki kısa dönem ilişkisi ise (4) nolu denklem “Error Correction Model (ECM) (Hata Düzeltme Modeli)” yardımıyla tahmin edilmektedir.

$$\Delta \ln MFO_{(t)} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \lambda_{1i} \Delta (\ln MFO)_{(t-i)} + \sum_{i=0}^n \lambda_{2i} \Delta (\ln ENF^+)_{(t-i)} + \sum_{i=0}^p \lambda_{3i} \Delta (\ln ENF^-)_{(t-i)}$$

² Model 1'e ilişkin ARDL Sınır Testi sonuçları EK1'de sunulmuştur.

$$\lambda_4 (ECM)_{t-1} + \mu_t \quad (4)$$

(4) nolu denklemde ECM’de yer alan katsayılar kısa döneme ilişkin katsayıları ifade etmektedir. (3) nolu uzun dönem ilişkisini gösteren modelden elde edilen ve hata teriminin bir dönem gecikmeli değerini gösteren $(ECM)_{t-1}$ kısa dönemde yaşanan şokların etkisiyle dengeden sapmaların uzun dönem dengesine uyarlanabilme hızını göstermektedir (Frimpong and Oteng-Abayie, 2006:10). λ_4 katsayısı uzun dönem değerlerine uyarlanabiliyorsa istatistiksel olarak anlamlı ve negatif işaretli olmalıdır. Katsayı değeri 0 ile -1 aralığındaysa monotonik uyarlama ve -1 ile -2 aralığındaysa dampening uyarlama söz konusudur (Narayan and Smyth, 2006:339).

Bu arada, NARDL Sınır Testi küçük örneklem grupları için avantajlı bir yaklaşım olsa da, hesaplanan kritik değerler için örneklem büyüklüğü asimptotik olarak 1000’dir. Bu kritik değerler çıkarımsal hatalara neden olabilmektedir. Bunun yanında, Narayan (2005), örneklem büyüklüğünün 30 ila 80 arasında olduğu örneklem için yeni kritik değerler hesaplamıştır (Arı, 2022:191).

(3) nolu NARDL modeli aracılığıyla enflasyonun mevduat faiz oranına olan asimetrik etkisi $\ln ENF_t^+$ ve $\ln ENF_t^-$ değişkenlerine ait katsayı değerlerine göre analiz edilecektir. Bu değişkenler tablolarda ve sonraki kısımlarda $\ln ENF_POS$ ve $\ln ENF_NEG$ şeklinde gösterilecektir.

Asimetrik ilişki 3 açıdan değerlendirilebilir. İlk olarak, artış ve azalışları ifade eden bağımsız/açıklayıcı değişkenlerin katsayıları farklı işaretliyseler ve istatistiksel olarak anlamlıysalar bağımlı değişken üzerindeki etkileri asimetrik olacaktır. Örneğin; $\ln ENF_POS$ mevduat faiz oranını artırırken $\ln ENF_NEG$ mevduat faiz oranını azaltıyorsa burada asimetrik etki söz konusu olmaktadır. İkinci olarak, artış ve azalışları ifade eden bağımsız/açıklayıcı değişkenlerin katsayıları aynı işaretliyseler, istatistiksel olarak anlamlıysalar ancak katsayısı büyüklükleri farklıysa burada da bağımsız değişken üzerindeki etkileri asimetrik olacaktır. Örneğin; regresyon modeli tahmini sonucunda $\ln ENF_POS$ ve $\ln ENF_NEG$ katsayıları pozitif ancak farklı büyüklükte ise mevduat faiz oranı üzerindeki etkileri asimetrik olmaktadır. Üçüncü olarak, artış ve azalışları ifade eden bağımsız/açıklayıcı değişkenlerden biri istatistiksel olarak anlamlı diğeri değilse bağımsız değişken üzerindeki etkileri asimetrik olacaktır. Örneğin; $\ln ENF_POS$ istatistiksel olarak anlamlı $\ln ENF_NEG$ istatistiksel olarak anlamlı değilse mevduat faiz oranı üzerine etkileri asimetrik olmaktadır.

3.1.2.1. NARDL Sınır Testi Sonuçları

(3) nolu NARDL modelde ilişkin sınır testi sonuçları Tablo 4’te yer almaktadır:

Tablo 4. NARDL Modelde Seriler Arasında Uzun Dönemde Eşbütünlüğün Varlığına İlişkin Anlamlılık Testi

F - istatistik değeri	Anlamlılık Düzeyi	I (0) (alt sınır)	I (1) (üst sınır)
11,89687	%5	4,183	5,333

Tablo 4’e göre F-istatistik değeri I(1) üst sınır kritik değerinden büyük olduğu için (3) nolu NARDL modelde uzun dönemde seriler arasında eşbütünlüşme ilişkisi bulunmaktadır.

Değişkenler arasındaki asimetrik ilişkinin varlığını gösteren Wald testi sonuçları Tablo 5’te yer almaktadır:

Tablo 5. Wald Test İstatistiği Sonuçları

	t istatistik		F istatistik		Ki-kare	
	Değer	Olasılık	Değer	Olasılık	Değer	Olasılık
W_{LR} (Uzun Dönem)	-2,206689	0,0371	4,869476	0,0371	4,869476	0,0273
W_{SR} (Kısa Dönem)	2,692253	0,0127	7,248224	0,0127	7,248224	0,0071

Tablo 5’te yer alan Wald test istatistik sonuçlarına göre uzun dönemli asimetrinin varlığını test eden olasılık değerleri %5 anlamlılık düzeyinde anlamlıdır ve sıfır hipotezi ($H_0: \theta^+ = \theta^-$) reddedilmektedir. Yani uzun

dönemde enflasyondaki artışlar ve azalışlar faiz oranını asimetrik olarak etkilemektedir. Yine Wald test istatistik sonuçlarına göre kısa dönemde asimetrinin varlığını test eden olasılık değeri %5 anlamlılık düzeyinde anlamlıdır ve sıfır hipotezi ($H_0: \sum \psi_i^+ = \sum \psi_i^-$) reddedilmektedir. Yani kısa dönemde enflasyondaki artışların faiz oranına etkisiyle enflasyondaki azalışların faiz oranına etkisi aynı değildir ve asimetriktir.

NARDL modele ilişkin kısa ve uzun dönem sonuçları ise Tablo 6’da yer almaktadır.

Tablo 6. NARDL (3,3,0) Modelinin Kısa ve Uzun Dönem Sonuçları (Model 1)

Kısa Dönem Sonuçları				
Değişken	Katsayı	Standart Hata	t-istatistiği	Olasılık
$\Delta \ln ENF_POS$	0,120014	0,121452	0,988159	0,3334
$\Delta \ln ENF_POS (-1)^*$	0,289415	0,121854	2,375105	0,0263
$\Delta \ln ENF_POS (-2)^*$	0,612775	0,139427	4,394960	0,0002
ECM (-1)*	-0,916842	0,147201	-6,228495	0,0000
Uzun Dönem Sonuçları				
$\ln ENF_POS^*$	0,483528	0,084074	5,751182	0,0000
$\ln ENF_NEG^*$	0,637409	0,039450	16,15732	0,0000
Tanısal Testler				
Jarque-Berra Normallik Testi ³		JB (1,85)	Olasılık (0,39)	
Breusch-Godfrey Otokorelasyon LM Testi ⁴		N*R-kare (1,77)	Olasılık (0,54)	
Breusch-Pagan-Godfrey Değişen Varyans ⁵ Testi		N*R-kare (9,73)	Olasılık (0,31)	
Model Kurma Hatası Testi ⁶		Ramsey Reset (1,10)	Olasılık (0,38)	
*Katsayı değerlerinin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir.				

Tablo 6’ya göre uzun dönemde $\ln ENF_POS$ ve $\ln ENF_NEG$ bağımsız değişkenlerine ilişkin katsayı değerleri gerek t-istatistiği gerekse de olasılık değeri göz önüne alındığında %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Katsayı değerlerinin istatistiksel olarak anlamlı olması dolayısıyla değişkenler arasında uzun dönemde asimetrik ilişki vardır. Kısa ve uzun dönem tahmin sonuçlarının elde edilmesinde kullanılan model için uygun gecikme uzunluğu Akaike Bilgi Kriterine (AIC) göre maximum 4 gecikme uzunluğu dikkate alınarak seçilmiştir. Tablo 6’da yer alan tanısal test sonuçlarına göre NARDL (3,3,0) modeline ilişkin hata terimleri normal dağılımlı ve sabit varyanslı olup, hata terimleri arasında otokorelasyon ve model kurma hatası bulunmamaktadır. Kısa dönem sonuçlarına göre, $\ln ENF_POS$ değişkenin katsayısı (0,120014) %5 anlamlılık düzeyinde pozitif işaretli olup istatistiksel olarak anlamlı değildir. Kısa dönemde, $\ln ENF_POS$ değişkenine ait birinci dereceden gecikme değerine ilişkin katsayı (0,289415) %5 anlamlılık düzeyinde pozitif işaretli olup istatistiksel olarak anlamlıdır. Kısa dönemde, $\ln ENF_POS$ değişkenine ait ikinci dereceden gecikme değerine ilişkin katsayı (0,612775) %5 anlamlılık düzeyinde pozitif işaretli olup istatistiksel olarak anlamlıdır. Hata Düzeltme Modeli (ECM (-1)) katsayısı (-0,916842) negatif işaretli olup istatistiksel olarak anlamlıdır. Hata Düzeltme Modeli sonucuna göre kısa dönemde yaşanacak şoklar nedeniyle meydana gelecek dengeden sapmalar uzun dönem dengesine 0,91 dönem sonra yakınsayacaktır. Başka bir deyişle, katsayı değerine göre dengeden sapmalar 1 dönem sonrasında %91,6842 oranında giderilmektedir.

³ H_0 = Veriler normal dağılımlıdır, H_1 = Veriler normal dağılımlı değildir.

⁴ H_0 = Hata terimlerinin gecikmeleri arasında korelasyon yoktur, H_1 = Hata terimlerinin gecikmeleri arasında korelasyon vardır.

⁵ H_0 = Hata terimleri eşit varyanslıdır, H_1 = Hata terimleri farklı varyanslıdır.

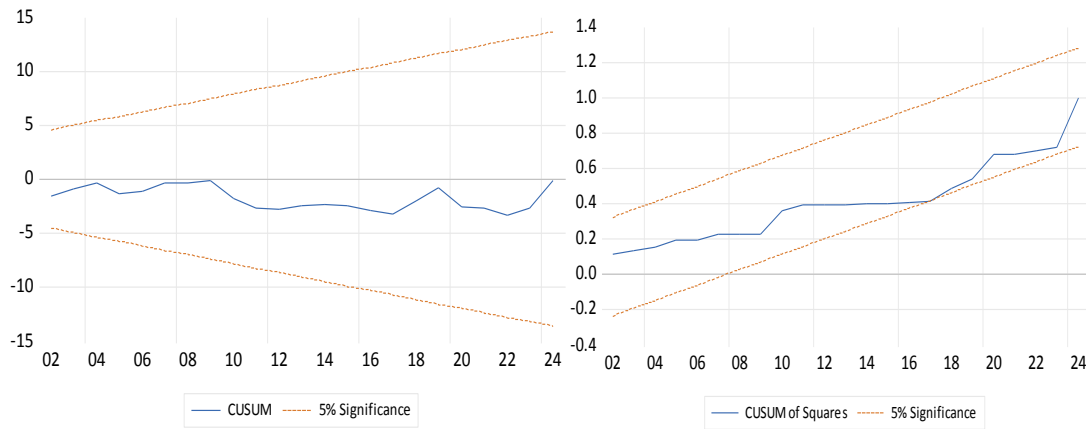
⁶ H_0 = Model spesifikasyonu doğrudur, H_1 = Model spesifikasyonu yanlıştır.

(3) nolu NARDL modele ilişkin bağımlı ve bağımsız değişkenler arasındaki uzun dönemde asimetrik ilişkiyi gösteren denklem şu şekildedir:

$$\ln MFO = 3,903384 + 0,483528 * \ln ENF_POS + 0,637409 * \ln ENF_NEG + \mu t$$

Model tahmin sonuçlarına göre Türkiye’de 1989-2024 dönemi yıllık verileri göz önüne alındığında enflasyon oranında gerçekleşen yüzde 1 artış mevduat faiz oranını yüzde 0,48 oranında artırırken, enflasyon oranında gerçekleşen yüzde 1 azalış mevduat faiz oranını yüzde 0,63 oranında azaltmaktadır. Enflasyon artış ve azalışların mevduat faiz oranına etkisi farklı düzeyde olduğu için enflasyon ve mevduat faiz oranı arasında asimetrik bir ilişki söz konusudur. Denklem katsayıları göz önüne alındığında Türkiye’de 1989-2024 dönemi için kısmi Fisher etkisi geçerlidir.

NARDL (3,3,0) modeline ilişkin CUSUM ve CUSUM of Squares yapısal kırılma test sonuçları Grafik 3’te yer almaktadır.



* %5 güven aralığı

Grafik 3. Yapısal Kırılma Testi Sonuçları (CUSUM ve CUSUM of Squares)

Grafik 3’e göre test sonuçları %5 anlamlılık düzeyinde güven aralığı içinde olduğu için NARDL (3,3,0) modelinde yapısal kırılma yoktur. Normalde, 1989-2024 dönemi Türkiye ekonomisi göz önüne alındığında yüksek enflasyon dönemleri, 1994 ve 2001 ekonomik krizleri, 2006 yılı enflasyon hedeflemesine geçiş, 2018 yılı sonrası kur şokları ve heterodoks ekonomi politikası anlayışı gibi çok sayıda ekonomik şok ve politika değişimi yaşanmıştır. Ancak, çalışmanın sınırlılığı nedeniyle, örneklem uzunluğu ve veri frekansı dikkate alınarak ek kırılma testleri kapsam dışı bırakılmıştır.

4. Sonuç ve Değerlendirme

Bu çalışmada, Türkiye’de nominal faiz oranı ve enflasyon arasındaki ilişki, 1989-2024 dönemi için analiz edilmiştir. Değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi NARDL Sınır Testi aracılığıyla tahmin edilmiş ve değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit edilmiştir. NARDL Sınır Testi sonuçları, bağımlı ve bağımsız değişkenler arasındaki asimetrik ilişkiyi ortaya koymaktadır. Bağımsız değişken enflasyondaki artış ve azalışlar bağımlı değişken mevduat faiz oranını farklı katsayı büyüklükleriyle istatistiksel olarak anlamlı olarak etkilemektedir.

NARDL Sınır Testi sonuçları göz önüne alındığında, enflasyon oranındaki yüzde 1 artış mevduat faiz oranını yüzde 0,48 oranında artırırken, enflasyon oranındaki yüzde 1 azalış mevduat faiz oranını yüzde 0,63 oranında azaltmaktadır. Enflasyondaki azalışların artışlara göre faiz oranına etkisi daha büyüktür. Bu sonuçlara göre Türkiye’de 1989-2024 döneminde kısmi Fisher etkisi geçerlidir. Yani bu sonuç, Türkiye’de söz konusu dönem için reel faiz oranlarının sıfır olmadığı ve parasal şoklardan etkilendiği anlamı taşımaktadır.

Bilindiği üzere, enflasyon beklentileri, ekonomik birimlerin (firma, tüketici/hanehalkı, piyasa katılımcıları) ekonomideki farklı kanallar üzerinden muhtemel fiyat artışlarına yönelik tahminlerini yansıtarak karar alma süreçlerini etkilemektedir. Enflasyon beklentileri, merkez bankalarının politika kararları ve parasal aktarım mekanizmasının etkinliği açısından da son derece önemlidir (TCMB, 2024:1). Çalışmada elde edilen enflasyon

oranındaki azalışların artışlara göre faiz oranına etkisinin daha büyük olması bulgusu, ekonomik birimlerin enflasyondaki düşüşte artışa göre beklentilerinin daha olumlu yönde olduğunu göstermektedir.

Çalışma bulguları çerçevesinde enflasyondaki düşüşlerin artışlara göre faiz oranına etkisinin daha büyük olduğu göz önüne alındığında, Türkiye’de yüksek faiz sorununu çözmek için yüksek enflasyon sorununu çözmek gerektiği sonucu çıkmaktadır. Bilindiği üzere, yüksek enflasyon ortamında tasarruf sahipleri ve yatırımcılar enflasyon riskinden korunmak amacıyla daha yüksek getiri talep etmektedir. Bu durum ise, faizlerin artmasına ve sonuçta yatırımların maliyetinin artmasına neden olmaktadır. Yüksek faizler ise yatırımları azaltır ve ekonomik kalkınmayı olumsuz etkiler. Fiyat istikrarının sağlandığı ülke ekonomilerinde ise faiz oranları daha düşüktür (TCMB, 2019:33).

Bu bağlamda, para politikası uygulayıcıları enflasyonla mücadele hususunda politika araçlarını kararlılıkla bağımsız bir şekilde uygulayabilmelidir. Ayrıca, enflasyonla mücadelede kalıcı sonuçların alınabilmesi için sadece para politikası araçları kullanmak yerine mutlaka maliye politikası araçlarıyla desteklenecek bir politika seti uygulanmalıdır. Türkiye’de enflasyon sorununun devam etmesinin nedenleri arasında para ve maliye politikasının birbirini destekleyici yapıda olmaması gösterilmektedir (Eğilmez, 2025:118). Örneğin; enflasyonla mücadele edilirken maliye politikasının da sıkı tutulması ve mümkün oldukça bütçe açığı verilmeyecek şekilde yürütülmesi gerekmektedir. Sıkı para politikası uygulanırken, gevşek maliye politikası uygulanırsa ekonomi politikasından istenilen sonuç elde edilemez (a.g.e., 2025:136).

Çalışmada elde edilen sonuç Mishkin (1991), Wallace ve Warner (1993), Mishkin ve Simon (1995), Şimşek ve Kadılar (2006), Fuei (2007), Gül ve Açıkalın (2008), Güriş vd. (2016), Gedik (2021), Zhong (2022), Gökçe ve Kuru (2024) çalışmalarıyla uyumludur.

Gökçe ve Kuru (2024) çalışmasında Türkiye’de kuvvetli Fisher etkisi bulgulanmış ve enflasyonla mücadele kapsamında kamu harcamalarında tasarruf, vergi düzenlemelerinin (istisna, muafiyet vb.) gözden geçirilmesi gibi maliye politikasını ilgilendiren hususlara dikkat çekmiştir. Bu durum yüksek enflasyon probleminin çözümü için para politikasının yanında maliye politikasının da etkin bir şekilde kullanılması gerektiği anlamı taşımaktadır. Ayrıca, Gökçe ve Kuru (2024) çalışmasında enflasyonla mücadele kapsamında politika yapıcıların üretim ve verimliliği önceleyen yapısal reformları göz önüne alması gerektiğini vurgulamıştır.

11.Kalkınma Planı hazırlıkları kapsamında 2018 yılında yayımlanan Enflasyonla Mücadele Özel İhtisas Raporu’nda ise koordineli bir politika bileşiminin önemi vurgulanmakta ve ücret yapışkanlıklarının giderildiği, kayıt dışı ekonomi ile mücadele edilen bir enflasyonla mücadele programının daha başarılı olacağı ifade edilmektedir.

Son olarak, bu çalışmada nominal faiz oranı ve enflasyon arasındaki ilişki Türkiye özelinde 1989-2024 dönemiyle sınırlandırılarak NARDL Sınır Testi yöntemiyle incelenmiştir. Söz konusu ilişkinin sonraki çalışmalarda, çeşitli ülkelere yönelik farklı dönem yıllık, çeyreklik ya da aylık veri seti kullanılarak ve değişik ekonometrik yöntemlerle, farklı birim kök ve yapısal kırılma testleri uygulayarak da analiz edilebileceği önerilebilir.

Kaynakça

- Arı, Y.(2022). *21. Yüzyılda İktisadi Anlamak: Güncel Ekonometrik Zaman Serileri Çalışmaları*. Ankara: Gazi Kitabevi.
- Atgür, M. ve Altay, N.O. (2015). Enflasyon ve Nominal Faiz Oranı İlişkisi: Türkiye Örneği (2004-2013). *Yönetim ve Ekonomi: Celal Bayar Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 22(2), 521-534.
- Carneiro, F.G., Divino, J. A. C. A. and Rocha, C. H. (2002). Revisiting the Fisher Hypothesis for the Cases of Argentina, Brazil and Mexico. *Applied Economics Letters*, 9(2), 95-98.
- Dickey, D. A. and Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.
- Dutt, S.B. and 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.
- Eğilmez, M. (2025). *Merkez Bankası*. 1.Basım, İstanbul: Remzi Kitabevi.
- Engle, R.F. and Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Fisher, I. (1930). *The Theory of Interest*. New York: Macmillan.
- Frimpong, J.M. and Oteng-Abayie, E. F. (2006). Aggregate Import Demand and Expenditure Components in Ghana: An Econometric Analysis. *Munich Personal RePEc Archive*, 2-19.

- Fuei, L.K. (2007). An Empirical Study of the Fisher Effect and the Dynamic Relation Between Nominal Interest Rate and Inflation in Singapore. *MPRA Paper 12383*, University Library of Munich, Germany.
- Gedik, A. (2021). Enflasyon ve Faiz Oranı İliřkisi: Fisher Hipotezinin Türkiye İin Geerlilięi. *Avrupa Bilim ve Teknoloji Dergisi*, 27, 615-624.
- Göke ve Koru (2024). Para Politikası Strateji Deęiřimlerinde Enflasyon Faiz İliřkisinin Ampirik Analizi: Türkiye Ekonomisinde Fisher Etkisi (2010-2024). *Uluslararası Akademik Birikim Dergisi*, 7(4), 573-583.
- Göktaş, Ö. (2005). *Teorik ve Uygulamalı Zaman Serileri Analizi*. İstanbul: Beřir Kitabevi.
- Gregory, A. W. and Bruce, E. H. (1996). Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts. *Journal of Econometrics*, 70, 99–126.
- Gujarati, D. (2016). *Örneklerle Ekonometri*. Ankara: BB101 Yayınları.
- Gül, E. ve Aıkalm, S. (2008). An Examination of the Fisher Hypothesis: the Case of Turkey. *Applied Economics*, 40(24), 3227-3231.
- Guriř, S. , Guriř, B. ve Ün, T. (2016). Interest Rates, Fisher Effect and Economic Development in Turkey, 1989-2011. *Revista Galega de Economia*, 25 (2), 95-100.
- Hacıoęlu, V. ve Yerlikaya, Ö. (2014). Fisher Hipotezi ve Beklentilerin Rolü. *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Mecmuası*, 64(2), 109-130.
- Ito, T. (2016). Does the Fisher Hypothesis Hold in Sweden? An Analysis of Long-Term Interest Rates Under the Regime of Inflation Targeting. *Review of Integrative Business & Economics Research*, 5(3), 283-295.
- Kalkınma Bakanlığı (2018). Enflasyonla Mücadele Özel İhtisas Komisyonu Raporu. *Kalkınma Bakanlığı Yayınları*, 3017, Ankara: Kalkınma Bakanlığı.
- Kapetanios, G., Shin, Y. and Snell, A. (2006). Testing for Cointegration in Nonlinear Smooth Transition Error Correction Models. *Econometric Theory*, 22(2), 279-303.
- Küükaksoy, İ. ve Akalm, G. (2017). Fisher Hipotezinin Panel Veri Analizi ile Test Edilmesi: OECD Ülkeleri Uygulaması. *Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 35(1), 19 - 40.
- MacKinnon, J.G. (1996) Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests. *Journal of Applied Econometrics*, 11, 601-618.
- Mishkin, F.S. (1991). Is Fisher Effect for Real: A Re-Examination of The Relationship Between Inflation and Interest Rates. *NBER Working Paper Series*, 3632.
- Mishkin, F. ve Simon, J. (1995). An Empirical Examination of the Fisher Effect in Australia. *NBER Working Paper Series*, 5080.
- Muth, J. F. (1961). Rational Expectations and the Theory of Price Movements. *Econometrica*, 29 (3), 315-335.
- Narayan, P. K. (2005). The Saving and Investment Nexus For China: Evidence From Cointegration Tests. *Applied Economics*, 37(17), 1979–1990.
- Narayan, P.K. and Smyth, R. (2006). What Determines Migration Flows From Low-Income To High-Income Countries? An Empirical Investigation of Fiji-U.S. Migration 1972-2001. *Contemporary Economic Policy*, 24 (2), 332-342.
- Nusair, S. A. (2008). Testing for the Fisher Hypothesis Under Regime Shifts: An Application to Asian Countries. *International Economic Journal*, 22(2), 273-284.
- Payne, J. E. ve Ewing, B. T. (1997). Evidence From Lesser Developed Countries on the Fisher Hypothesis: A Cointegration Analysis. *Applied Economics Letters*, 4 (11), 683- 687.
- Pesaran, H. M., Shin, Y. ve Smith, R.J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Long Run Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.
- Philips, P.C.B. ve Perron, P. (1988). Testing For a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Shin, Y. , Yu, B. and Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework. In: Sickles, R. and Horrace, W. , Eds., *Festschrift in Honor of Peter Schmidt*, Springer, 281-314.
- Songur, M. (2019). Fourier Yaklaşımı ile Fisher Hipotezini Yeniden Gözden Geçirmek: Türkiye Örneęi, *S.C.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 20 (2).

- Sümer, E. (2022). *Hazine Finansmanında Faizli Borçlanma Sorunu ve Çözüm Önerileri*. İstanbul: TKBB Yayınları.
- Şimşek, M. ve Kadılar, C. (2006). Fisher Etkisinin Türkiye Verileri ile Testi. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 7(1), 99-111.
- TCMB (2019). *100 Soruda Merkez Bankacılığı*. Ankara: TCMB Yayınları.
- TCMB (2024). Sektörel Enflasyon Beklentilerinin Belirleyicileri. *Enflasyon Raporu 2024-III*, 1-4.
- 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.
- Yılcı, V. (2009). Fisher Hipotezinin Türkiye İçin Sınanması: Doğrusal Olmayan Eşbütünleşme Analizi. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 23(4), 205-213.
- Zhong, Y. (2022). Analysis of Fisher Effects Between Nominal Interest and Inflation. *Advances in Economics, Business and Management Research*, 337-341.

EK1

Tablo 7. ARDL (1,1) Modelinin Kısa ve Uzun Dönem Sonuçları (Model 1)

Kısa Dönem Sonuçları				
Değişken	Katsayı	Standart Hata	t-istatistiği	Olasılık
$\Delta \ln ENF^*$	0,285630	0,082226	3,473702	0,0015
ECM (-1)*	-0,706575	0,127454	-5,543747	0,0000
Uzun Dönem Sonuçları				
$\ln ENF^*$	0,666342	0,045656	14,59481	0,0000
Tanısal Testler				
Jarque-Berra Normallik Testi		JB (11,39)	Olasılık (0,003)	
Breusch-Godfrey Otokorelasyon LM Testi		N*R-kare (1,50)	Olasılık (0,47)	
Breusch-Pagan-Godfrey Değişen Varyans Testi		N*R-kare (0,69)	Olasılık (0,87)	
Model Kurma Hatası Testi		Ramsey Reset (0,85)	Olasılık (0,39)	
*Katsayı değerlerinin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir.				