

GELENEKSEL OLMAYAN PARA POLİTİKASI KAPSAMINDA NEO-FİŞHER ETKİSİ: 2008 SONRASI TÜRKİYE DENEYİMİ

NEO-FISHER EFFECT UNDER UNCONVENTIONAL MONETARY POLICY: TURKEY EXPERIENCE AFTER 2008

Ayşegül Ladin SÜMER¹

Öz

Fisher paradoksu olarak bilinen, Neo-Fisher etkisinde, durgunlukla mücadelede faiz oranlarının düşürülmesi ön koşul değildir. Aksine, ekonomiyi canlandırmak için faiz oranlarının yükseltilmesi gerekir. Bu çalışma, Türkiye'de 2008 küresel krizi sonrasında uygulanan geleneksel olmayan para politikasının Neo-Fisher etkisini incelemektedir. Bu amaçla, teorik çerçevesi Yeni Keynesyen modele dayanan Neo-Fisher etkisi, 2010:M5-2019:M12 döneminde EG, FMOLS, CCR ve DOLS eşbütünleşme yöntemleriyle Türkiye için analiz edilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre, geleneksel olmayan para politikası ve enflasyon arasında uzun dönemde pozitif yönlü ilişki tespit edilmiştir. Söz konusu durum, Türkiye 'de Neo-Fisher etkisinin varlığına işaret etmektedir.

Anahtar Kelimeler: Geleneksel olmayan para politikası, Neo-Fisher etkisi, Yeni Keynesyen Model, eşbütünleşme.

JEL Sınıflandırması: B22, C22, E52

Abstract

Under the Neo-Fisher effect, known as the Fisher paradox, lowering interest rates is not a precondition for fighting stagnation. On the contrary, interest rates need to be raised to stimulate the economy. This study of the unconventional monetary policy implemented in 2008 after the global crisis in Turkey to examine the impact of neo-Fisher. For this purpose, the Neo-Fisher effect, whose theoretical framework is based on the New Keynesian model, 2010:M5-2019:M12 during were analyzed by EG, FMOLS, CCR and DOLS cointegration methods for Turkey. According to the results obtained, long-term positive relationship has been determined between the unconvetional monetary policy and inflation. This situation, Turkey which indicates the presence of Neo-Fisher effect.

Keywords: Unconventional monetary policy, Neo-Fisher effect, New Keynesian model, cointegration.

JEL Codes: B22, C22, E52

¹ Bağımsız Arařtırmacı Dr. Ayşegül Ladin SÜMER, ladins_83@hotmail.com; <https://orcid.org/0000-0001-6507-3954>.

1. Giriş

Para politikası teorileri ve merkez bankası bağımsızlığı ilkesi, enflasyonun kontrol edilmesinde merkez bankalarının tek otorite olduğunu vurgulamaktadır. 2008 küresel krizi sırasında finansal piyasalardaki kırılganlık, yüksek işsizlik oranı, düşük veya negatif ekonomik büyüme, merkez bankalarının üzerindeki yükü artırmış, yeni analitik yaklaşımlar sunan geleneksel olmayan para politikasını gerekli kılmıştır (Spahn, 2018: 1). Bu amaçla, merkez bankaları öncelikli olarak Fisher etkisi² çerçevesinde düşük faiz politikasını uygulamıştır. Fisher'e (1930: 27) göre, faiz oranlarındaki değişim, enflasyona yönelik beklentilerle doğrudan ilişkilidir. Enflasyonist beklentiler artmasına karşın, nominal faiz oranı yükseltilmezse reel faiz oranı düşmektedir. Bu durum, hem enflasyonist baskıların oluşmasına, hem de reel faiz oranı bir satın alma gücü ölçüsü olarak değerlendirildiğinde düşük faiz oranında tasarrufların azalmasına yol açmaktadır. Ayrıca, uzun dönemde enflasyon, nominal faiz oranıyla birlikte hareket etmektedir. Dolayısıyla, enflasyon dinamikleri, zamanla değişen nominal faiz oranlarına bağlıdır. Nominal faiz oranlarında, kısa dönemli bir azalış karşısında enflasyonun yükselmesi beklenmektedir.

Ancak, 2008 küresel krizi izleyen süreçte böyle bir ilişki görülmemiştir. Bu kapsamda, sıfır ya da negatif faiz oranı gibi geleneksel olmayan para politikası uygulamalarının dikkate değer örnekleri olan Amerika, Euro bölgesi ve Japonya'da çok düşük enflasyonla karşılaşmıştır. Çünkü bu ülkelerde düşük politika faizinin etkisiyle piyasada likidite bolluğu görülmesine karşın ekonomik birimler harcama yapmaktan kaçınmış ve Keynes'in (1936) belirttiği likidite tuzağı³ yaşanmıştır. Bullard (2010), Williamson (2016) ve Cochrane (2017) da Amerika ve Japonya gibi gelişmiş ülkelerde enflasyonun düşük olmasının temel nedenini düşük nominal faiz oranlarına bağlamaktadır. Garin vd. (2018) ve Uribe (2018), merkez bankalarının enflasyonu yükseltmek için uyguladıkları parasal sıkılaştırmanın verimsiz olduğunu, buna karşılık kısa vadeli faiz oranlarının artırılması gerektiğini savunmaktadır. Schmidt ve Uribe (2014) ise, merkez bankalarının faiz oranındaki artış kadar, enflasyonun yükseleceği görüşündedir. Nitekim faiz oranıyla enflasyon arasındaki pozitif ilişkinin Fisher etkisinden kaynaklandığı iddia edilmektedir. Çünkü Fisher etkisinde reel faiz oranı, enflasyon beklentilerini etkisiz hale getiren nominal faiz oranlarındaki değişime tepkisizdir.

Diğer taraftan, Gerke ve Hauzenberger (2017), özellikle Euro bölgesinde negatif faiz oranına karşın enflasyonun düşük seyretmesini, geçici ve düşük doğal faiz oranıyla açıklamaktadır. Doğal faiz oranı, küresel kriz öncesi seviyeye kıyasla düşük bir orandır. Buna göre, küresel kriz döneminde keskin bir düşüşle oluşan doğal faiz oranı, mevcut reel faiz oranlarının daraltıcı bir etki göstereceği algısı yaratmaktadır. Bu nedenle Fisher

² $r = i - \pi^e$ r ; reel faiz oranını, i ; nominal faiz oranını ve π^e ; beklenen enflasyon oranıdır.

³ Likidite tuzağında, faiz düşebileceği en alt seviyeye düşmesine ve parasal genişlemenin olmasına rağmen halk faiz oranının tekrar yükseleceği, tahvil fiyatlarının ise düşeceği beklentisiyle parayı elinde tutar. Likidite tuzağının tarihteki ilk büyük tanığı Japonya olmuştur. Japon Merkez Bankası (BoJ)1990'lı yıllarda yaşanan durgunlukla mücadele etmek için sıfır politika faizi ve parasal genişleme yöntemlerini uygulamış, fakat halk tasarruf yapmaya devam etmiştir.

etkisinde, pozitif bir faiz oranı boşluğu⁴ görülmektedir. Faiz oranındaki bir düşüşün ardından, enflasyonun aynı yönde tepki vermesiyle sonuçlanan bu durum Neo-Fisher etkisidir. Diğer bir deyişle, Fisher paradoksu olarak ifade edilen Neo-Fisher etkisinde, düşük nominal faiz oranlarının uzun dönemde uygulanması enflasyon beklentilerini düşüşe doğru yönlendirirken, mevcut enflasyonun da düşmesine yol açmaktadır. Bunun aksine, nominal faiz oranlarının uzun dönemde yükseltilmesi, enflasyonu yükseltecektir. Sonuç olarak, Neo-Fisher etkisi geleneksel faiz teorisi kanalı⁵ işleyişini tersine çevirmektedir.

Özetle, 2008 küresel krizinin ardından, başta Amerika, Euro bölgesi ve Japonya merkez bankalarının, enflasyonun istenen seviyeye yükseltilmesine ilişkin uyguladığı geleneksel olmayan para politikası temel parasal doktrinlerin tartışılmasına ivme kazandırmıştır. Ancak, söz konusu tartışmalar genellikle teorik açıdan değerlendirilirken, ampirik tartışmalar sınırlı kalmıştır.

Bu çalışmanın amacı da, geleneksel olmayan para politikası kapsamında Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB)'nin aldığı faiz kararlarının Neo-Fisher etkisi gösterip göstermediğini araştırmaktır. Buna göre, ekonomideki eşanlı genel dengeyi yansıtmaması nedeniyle Yeni Keynesyen model etrafında, TCMB bankalararası gecelik borç verme faiz oranı ve 1 hafta vadeli repo ihale faiz oranındaki değişimlerin enflasyon üzerindeki etkisi analiz edilecektir.

Çalışmanın giriş bölümünden sonra altı bölümden oluşmaktadır. İkinci bölümde, Neo-Fisher etkisinin teorik çerçevesi, üçüncü bölümde konuya ilişkin ampirik literatür ele alınmıştır. Dördüncü bölümde, ampirik yöntem, veri seti ve modele yer verilirken, beşinci bölümde uygulamaya geçilmiştir. Altıncı bölümde bulgular yorumlanmış ve çalışma sonuç bölümüyle sonlandırılmıştır.

2. Teorik Çerçeve

Neo-Fisher etkisinin temel argümanını incelemek için, öncelikle modern makro ekonomik teorisinin dinamik yapısını temsilen Yeni Keynesyen modeli değerlendirmek yararlı olacaktır.

Yeni Keynesyen model, doğrusallaştırılmış biçimde, E_t 'nin beklenti operatörü olduğu, IS denklemi, Phillips eğrisi ve Taylor kuralını kapsayacak şekilde şöyle tanımlanır (Garin, vd., 2016: 3-4; Cochrane, 2017: 10; Spahn, 2018: 1-9):

$$\pi_t = \alpha y_t + \beta E_t \pi_t + \varepsilon_t^s \quad (1)$$

Denklem (1), Yeni Keynesyen Phillips eğrisidir. Mevcut enflasyonun (π_t), mevcut çıktı açığı (y_t) ve gelecekte beklenen enflasyonun ($E_t \pi_{t+1}$) bir fonksiyonu olduğunu belirtir.

$$y_t = E_t y_{t+1} + \sigma (i_t - E_t \pi_{t+1}) \quad (2)$$

⁴ $i - \pi^e - r > 0$.

⁵ Geleneksel faiz kanalında, Taylor (1993) kuralından yola çıkılarak para politikası ve reel sektör arasındaki ilişki kısa vadeli nominal faiz oranlarıyla kurulur.

Denklem (2)⁶ ise, hane halklarının IS denklemdir. Buna göre, mevcut harcamaların ya da çıktı açığının, gelecekte beklenen harcamalara ($E_t y_{t+1}$) ve reel faiz oranına ($r_t = i_t - E_t \pi_{t+1}$) bağlı olduğunu ifade eder.

Diğer taraftan, para politikasının tanımladığı eksojen enflasyon hedefi (π_t^*) şöyledir:

$$\pi_t = \pi_t^* \quad (3)$$

$$\pi_t^* = \rho_\pi \pi_{t-1}^* + \varepsilon_t \quad (4)^7$$

Merkez bankasının, nominal faiz oranını enflasyon hedefine eşit olacak biçimde ayarladığı düşünüldüğünde, makro ekonomik denge açısından Denklem (1), (2) ve (4)'ten yararlanarak Taylor kuralı şöyle yazılır:

$$i_t = \left[\frac{(1 - \rho_\pi^\beta)}{\sigma \alpha} (\rho_{\pi-1}) + \rho_\pi \right] \pi_t^* \quad (5)$$

Denklem (5)'te, π_t^* için katsayı işareti belirsizdir. Ancak şu varsayımlar ele alındığında; İlk terim $\frac{(1 - \rho_\pi^\beta)}{\sigma \alpha} (\rho_{\pi-1})$ negatif, ikinci terim ρ_π pozitifse, ρ_π arttıkça yani enflasyon hedefindeki değişim ne kadar kalıcı olursa, σ ve α arttıkça yani fiyatlara duyarlılık ne kadar esnekse, π_t^* 'nin pozitif olması muhtemeldir.

Yeni Keynesyen model açısından Taylor kuralı, nominal faiz oranı ve enflasyon arasındaki Fisher etkisine işaret etmektedir. Nominal faiz oranındaki geçici bir artış, reel faiz oranında da geçici bir artışa yol açarken, toplam talebi ve mevcut enflasyonu baskılamaktadır. Buna karşın, nominal faiz oranındaki artışın kalıcı olacağı yönündeki beklenti, reel faiz oranının da artmasına, dolayısıyla beklenen enflasyonun baskılanmasına neden olmaktadır.

Yalnız, 2008 küresel krizi sonrasında, merkez bankaları bankacılık sistemlerini dengelemek ve ekonomik durgunluktan kurtulmak için genişletici para politikasını benimsemiştir. Bu amaçla uygulanan düşük faiz oranları reel ekonomide beklenen etkiyi göstermemiştir. Düşük faiz oranlarının düşük enflasyonla varlık göstermesi, küresel kriz kapsamında faizden enflasyona doğru Neo-Fisher etkisi olarak gündeme gelmiştir (Iona, 2017: 578-579).

⁶ σ , hane halklarının optimizasyonuna ilişkin, tüketimin zamanlararası esnekliğidir ve $\sigma \geq 0$ 'dır.

⁷ $0 < \rho_\pi < 1$ ve $\varepsilon_t \sim N(0, S^2)$.

3. Literatür Özeti

Neo-Fisher etkisi, kısa dönemde enflasyon artışına yol açan, kalıcı olması beklenen parasal sıkılaştırma olarak tanımlanmaktadır. 2008 küresel krizi sonrasında yaşanan durgunluğa yönelik uygulanan, düşük faiz politikası Neo-Fisher etkisini ön plana çıkarmıştır. Buna göre, farklı gelişmişlik düzeyindeki ülkeler için yapılan ve sonuçları değerlendirilen literatüre Tablo 1’de yer verilmiştir. İlgili literatür incelendiğinde, güncel bir tartışma konusu olmasına karşın, doğrudan Neo-Fisher etkisini ele alan çalışmaların çok sınırlı olması ve Türkiye için tek bir çalışmanın bulunması nedeniyle bu çalışmanın literatüre katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

Tablo 1: Literatür Özeti

Çalışma	Ülke ve Dönem	Yöntem ve Veri Seti	Sonuçlar
Feve vd. (2010)	Amerika (1970:Q1-2004:Q4)	Bayesian, kişi başına GSYH, nominal ücret büyüme oranı, tüketici fiyat endeksi büyüme oranı, kısa dönemli nominal faiz oranı ve enflasyon arasındaki fark	Bir enflasyon hedefi şokunun ardından reel faiz oranının keskin ve kalıcı bir şekilde artmasının ekonomik aktivitede dolayısıyla enflasyonda uzun dönemli bir düşüşe neden olduğu tespit edilmiştir.
Michelis ve Iacoviello (2016)	Japonya (1974:Q1-2015:Q2)	VAR, çekirdek enflasyon, banka borç verme faiz oranı, reel döviz kuru, gayri safi yurtiçi hasıla, reel petrol fiyatları	Japonya’da deflasyonun önlenmesine yönelik uygulanan para politikasının etkili olduğu görülmüştür. Ancak, enflasyonun istikrarlı bir şekilde %2’ye çıkarmak için farklı para politikası uygulamalarının da gerekli olduğu belirtilmiştir.
Iona (2017)	Arnavutluk, Çek Cumhuriyeti, Macaristan, Polonya, Romanya, Sırbistan (2005-2015)	VAR Analizi, merkez bankası faiz oranı, gayri safi yurtiçi hasıla, tüketici fiyat endeksi	Ekonomi literatürünün öngördüğü gibi, politika faiz oranıyla ekonomik büyüme arasında negatif yönlü bir ilişkiye işaret etmiştir. Politika faiz oranıyla enflasyon arasında ise istatistiksel bakımdan anlamlı ve pozitif yönlü bir ilişki belirlenmiştir.
Uribe (2017)	Amerika ve Japonya (1955-2016)	SVAR Analizi, kişi başına çıktı, Federal fon oranı, tüketici fiyat endeksi	Geçici olması beklenen nominal faiz oranındaki artışın, daraltıcı ve deflasyonist olduğu görülmüştür.
Crowder (2018)	Amerika (1951:M1-2015:M12)	VAR Analizi, Federal fon oranı, 3 aylık hazine bonusu faiz oranı, 1 yıllık hazine bonusu faiz oranı, 5 yıllık hazine bonusu faiz oranı, tüketici fiyat endeksi	Neo-Fisher hipotezinin aksine, enflasyon eğiliminin nominal faiz oranlarını etkilediği sonucuna ulaşılmıştır.
Lukmanova ve Rabitsch	Amerika (1947:Q2-2019:Q1)	VAR Analizi, gayri safi yurtiçi hasıla, 3 aylık	Nominal faiz oranının, enflasyon ve üretimle ilgili pozitif yönlü bir

(2018)		hazine bonusu faiz oranı, tüketici fiyat endeksi	şekilde hareket ettiği
Mumtaz ve Theodoridis (2018)	Amerika (1968:Q1-2016:Q3)	SVAR, hedeflenen enflasyon, tüketici fiyat endeksi, büyüme oranı, 10 yıllık hazine bonusu getirisi, 3 aylık hazine bonusu getirisi, reel faiz oranı	Enflasyon hedeflemesine ilişkin politikaların, 1980 öncesi dönemde enflasyondaki artışın önemli bir nedeni olduğu, son 20 yılda uzun vadeli faiz oranlarındaki gerilemenin bir itici gücü olduğu tespit edilmiştir.

Tablo 1: Literatür Özeti (Devamı)

Çalışma	Ülke ve Dönem	Yöntem ve Veri Seti	Sonuçlar
Uribe (2018)	Amerika (1954:Q4-2018:Q2)	SVAR Analizi, kişi başına çıktı, federal fon oranı, tüketici fiyat endeksi	Nominal faiz oranındaki kalıcı artışların enflasyon ve üretimde ani artışlara yol açtığı belirlenmiştir. Kalıcı parasal şokların, enflasyondaki değişimlerin %40'dan fazlasını açıkladığı tespit edilmiştir.
Tayyar (2019)	Türkiye (2002:M1-2014:M5)	Toda-Yamamoto Nedensellik Analizi, bankalararası gecelik faiz oranı, 1, 3, 6 ay ve 1 yıl vadeli ağırlıklandırılmış mevduat faiz oranı, tüketici fiyat endeksi	İlgili dönemde değişkenlerin nedensellik ilişkilerinin Neo-Fisher etkisi varlığı gösterdiği belirlenmiştir.

Son olarak, 2008 sonrasında Türkiye için Neo-Fisher etkisi, Engle-Granger (EG) Eş Bütünleşme (Cointegration), Tam Düzeltilmiş En Küçük Kareler (Fully Modified Least Squares: FMOLS), Kanonik Koentegrasyon Regresyonu (Canonical Cointegrating Regression: CCR) ve Dinamik En Küçük Kareler (Dynamic Least Squares: DOLS) yöntemleriyle araştırılmıştır. Böylece, nominal faiz oranı ve enflasyon arasındaki ilişkinin, faiz oranındaki geçici ve kalıcı değişimlerden hangisine bağlı olduğu belirlenmiştir.

4. Yöntem

EG yöntemiyle, iki değişken arasında uzun dönemli bir ilişki tanımlanırken, açıklayıcı değişken ve hata terimi arasında da ilişki ortaya çıkmakta ve içsellik problemiyle karşılaşmaktadır. Hem bu problemleri önlemeye yönelik hem de değişkenler arasındaki uzun dönemli eşbütünleşme katsayılarını test etmek için FMOLS, CCR ve DOLS yöntemleri kullanılmaktadır.

4.1. EG (1987) Eşbütünleşme Yöntemi

Engle-Granger (1987), düzey değerinde durağan olmayan zaman serilerinin doğrusal bir kombinasyonunun olabileceğini ileri sürmüştür. Bu durumda, aynı dereceden entegre olan, örneğin; X_t ve Y_t serilerinin ayrı ayrı I(1) olması gibi, bu seriler arasında uzun dönemli bir denge ilişkisi mevcuttur. Ayrıca, söz konusu serilerin düzey değerinin yapılan tahminden hata terimi (u_t) serisi durağan olduğunda, uzun dönemli denge ilişkisi sahte regresyon problemiyle karşılaşmayacaktır. Buna göre, EG analizi iki aşamada gerçekleşir. İlk aşama statik OLS regresyonudur ve şöyle tanımlanır (Engle ve Granger, 1987: 266):

$$y_t = \alpha + \beta X_t + u_t \quad (6)$$

Denklem (6)'da, α ve β ; eşbütünleşme parametreleri, u_t ; varsayılan uzun dönemli denge ilişkisinden değişkenler arasındaki sapmaları belirleyen OLS kalıntısıdır.

İkinci aşamada, u_t 'nin durağanlığını test etmek için kullanılan Dickey-Fuller (DF) ve Augmented Dickey-Fuller regresyonları şöyledir (Engle ve Granger, 1987: 267-268):

$$\Delta u_t = -\theta u_{t-1} + \omega_t \quad (7)$$

$$\Delta u_t = -\theta u_{t-1} + b_t \Delta u_{t-1} + \dots + b_t \Delta u_{t-p} + z_t \quad (8)$$

Denklem (7) ve (8) sırasıyla, DF ve ADF testleri yardımcı bir regresyon uygulayarak u_t 'yi eşbütünleşme regresyonuyla sınarken, ADF regresyonu, DF regresyonundan daha fazla dinamik sürece izin verir.

4.2. FMOLS Yöntemi

FMOLS yöntemi, tek bir eşbütünleşik vektörün varlığına bağlı olarak uzun dönem parametrelerini tahmin eder (Phillips ve Hansen, 1990: 120). FMOLS tahmincisi, eşbütünleşme ilişkisinden kaynaklanan, otokorelasyon ve içsellik problemlerinden kaçınmak için yarı parametrik bir yaklaşımı benimser. Dolayısıyla, FMOLS tahmincisi, tarafsız ve asimtotik χ^2 dağılımı kullanarak standart Wald testlerine izin verir (Phillips ve Hansen, 1990: 120). Böylece serilerin ve parametrelerin dönüştürülmesine odaklanır (Park, 1992). Buna göre, I(1) düzeyindeki serilerin doğrusal kombinasyonuna sahip tek bir eşbütünleşme ilişkisinin analiz süreci şöyledir (Phillips ve Hansen, 1990: 114-120):

$$y_t = X_t' \beta + D_{1t}' \gamma_1 + u_{1t} \quad (9)$$

Denklem (9)'da, $D_t = (D_{1t}', D_{2t}')'$; deterministik trend regresörleri, γ_n^e ; stokastik regresörlerdir ve X_t sistem denklemi tarafından yönetilir.

$$X_t = \Gamma'_{21}D_{1t} + \Gamma'_{22}D_{2t} + e_{2t} \quad (10)$$

$$\Delta \varepsilon_{2t} = u_{2t} \quad (11)$$

Denklem (10)'da, D_{1t} ; regresörleri eşbütünleşik ve regresör denklemi, D_{2t} ; regresörleri sadece regresör denklemidir.

Durağan ve sıfır ortalamalı hata terimi $u_t = (u'_{1t}, u'_{2t})'$ ile uyumlu, eş zamanlı kovaryans matrisi (Σ), tek taraflı uzun dönem matrisi (Λ) ve kovaryans matris (Ω) şu şekilde tanımlanır:

$$\Sigma = E(u_t u'_t) = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} \end{bmatrix} \quad (12)$$

$$\Lambda = \sum_{j=0}^{\infty} E(u_t u'_{t-j}) = \begin{bmatrix} \lambda_{11} & \lambda_{12} \\ \lambda_{21} & \lambda_{22} \end{bmatrix} \quad (13)$$

$$\Omega = \sum_{j=-\infty}^{\infty} E(u_t u'_{t-j}) = \begin{bmatrix} \omega_{11} & \omega_{12} \\ \omega_{21} & \omega_{22} \end{bmatrix} = \Lambda + \Lambda' - \Sigma \quad (14)$$

(12), (13) ve (14) numaralı denklemler birlikte ele alındığında, varsayımlar y_t ve X_t 'nin I(1) ve eşbütünleşik olduğunu ima eder. FMOLS tahmincisi, simetrik ve tek taraflı uzun dönem kovaryans matrisinin ön tahminlerini kullanır. Denklem (1) tahmin edildikten sonra hata terimi \hat{u}_{1t} elde edilir. $\hat{u}_{2t} = \Delta \hat{\varepsilon}_{2t}$ ise düzey regresyonlarından dolayı olarak elde edilir. Böylece X_t şöyle yazılacaktır:

$$X_t = \hat{\Gamma}'_{21}D_{1t} + \hat{\Gamma}'_{22}D_{2t} + \hat{e}_{2t} \quad (15)$$

$\hat{\Lambda}$ ve $\hat{\Omega}$ uzun dönem kovaryans matrisleri ile $\hat{u}_t = (\hat{u}_{1t}, \hat{u}_{2t})'$ kullanılarak hesaplanan y_t^* ve tahmini yanlışma düzeltme terimi ($\hat{\lambda}_{12}^*$) şöyledir:

$$y_t^* = y_t - \hat{\omega}_{12} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \hat{u}_{2t} \quad (16)$$

$$\hat{\lambda}_{12}^* = \hat{\lambda}_{12} - \hat{\omega}_{12} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \hat{\Lambda}_{22} \quad (17)$$

Denklem (16) ve (17)'den yararlanılarak FMOLS tahmincisi ($\hat{\theta}$) şu şekilde ifade edilir:

$$\hat{\theta} = \begin{bmatrix} \beta \\ \hat{\gamma}_1 \end{bmatrix} = \left(\sum_{t=2}^T Z_t Z'_t \right)^{-1} \sum_{t=2}^T Z_t y_t^* - T \begin{bmatrix} \hat{\lambda}_{12}^* \\ 0 \end{bmatrix} \quad (18)$$

Denklem (18)'de, $Z_t = (X'_t, D'_t)'$.

Son olarak, Hansen (1992) tarafından Wald istatistiği (W) için boş hipotezi ($R\theta = r$) şöyle belirtilir:

$$W = (R\theta - r)' (RV(\hat{\theta})R')^{-1} R\theta - r \quad (19)$$

$$V(\theta) = \hat{\omega}_{12} \left(\sum_{t=2}^T Z_t Z'_t \right)^{-1} \quad (20)$$

Denklem (19), asimtotik χ^2_g dağılımına sahiptir. Burada g ; R tarafından uygulanan kısıtlama sayısını temsil eder.

4.3. CCR Yöntemi

CCR yöntemi, eşbütünleşme denklemi ve stokastik şok arasındaki uzun dönem korelasyonu ortadan kaldırmak için sadece serinin dönüştürülmesine odaklanır (Park, 1992: 119). Bu yönüyle de FMOLS yönteminden ayrılır. CCR yönteminde, ilk olarak $\hat{\Lambda}$ ve $\hat{\Omega}$ uzun dönem kovaryans matrisleri ile $\hat{u}_t = (\hat{u}_{1t}, \hat{u}_{2t})'$ tutarlı tahminleri elde edilir. Buna göre, \hat{u}_t ve \hat{u}_{2t} tek taraflı uzun dönem kovaryans matrisine karşılık gelen $\hat{\Lambda}'$ 'nin çıkarılır (Park, 1992: 121-130).

$$\hat{\Lambda}_2 = \begin{bmatrix} \hat{\lambda}_{12} \\ \hat{\Lambda}_{22} \end{bmatrix} \quad (21)$$

Buradan, (y_{1t}, X_t') kullanımına şöyle dönüştürülür:

$$X_t^* = X_t - (\hat{\Sigma}^{-1} \hat{\Lambda}_2)' \hat{u}_t \quad (22)$$

$$y_t^* = y_t - (\hat{\Sigma}^{-1} \hat{\Lambda}_2 \hat{\beta} + \begin{bmatrix} 0 \\ \hat{\Omega}_{22}^{-1} \hat{\omega}_{21} \end{bmatrix})' u_t \quad (23)$$

Denklem (23)'te, bağımsız değişkene ait fark serilerinin mevcut değeri ve gecikme değerine yer verilerek hata terimleri arasındaki korelasyon yok edilmiştir.

CCR tahmincisi ($\hat{\sigma}$) şu şekilde ifade edilir:

$$\hat{\sigma} = \begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\gamma}_1 \end{bmatrix} = \left(\sum_{t=1}^T Z_t^* Z_t^{*'} \right)^{-1} \sum_{t=1}^T Z_t^* y_t^* \quad (24)$$

Denklem (24)'de, $Z_t^* = (Z_t^{*'}, D_t^1)'$.

Wald testi, Denklem (20)'de olduğu gibi, Z_t yerine Z_t^* kullanılarak elde edilir.

4.4. DOLS Yöntemi

DOLS yöntemi, serilerin farklı düzeyde entegre olduğu uzun dönem eşbütünleşme ilişkisinin tahmin edilmesinde parametrik bir yaklaşım benimser ve içsellik problemlerinden kaynaklanan sorunları giderir (Stock ve Watson, 1993: 783). DOLS tahmincisinin, bağımsız değişkene ait gecikmelere yer verdiği ve uzun dönem dinamik süreci izlediği regresyon şöyle tanımlanır (Stock ve Watson, 1993: 785-791):

$$y_t = X_t' \beta + D_{1t}' \gamma_1 + \sum_{j=-q}^r \Delta X_t' + j\delta + u_{1t} \quad (25)$$

Denklem (25) değerlendirildiğinde, farklı regresörlere, q ; gecikmelere ve r ; derivasyonlara yer verilmesi, u_{1t} ve u_{2t} arasındaki uzun dönem korelasyonun yok edileceği anlamına gelir. Sonuç olarak, DOLS tahmincisi, FMOLS ve CCR tahmin edicileriyle aynı asimtotik dağılıma sahiptir.

5. Veri Seti ve Model

Bu çalışmada Neo-Fisher etkisi, politika faiz oranı ve enflasyon arasındaki uzun dönemli ilişki analiz edilmiştir. Bu kapsamda, 2010:M5-2019:M12 dönemine ait veri setine ilişkin ayrıntılı bilgi Tablo 2’de yer almaktadır. Mayıs 2010’nun başlangıç dönemi olarak belirlenmesinin nedeni ise, TCMB’nin 2008 küresel krizine yönelik olarak Nisan 2010’da kamuoyuna duyurduğu “Çıkış Stratejisi” içeriğinde, politika faiz oranı olarak benimsenen 1 hafta vadeli repo ihale faiz oranının Mayıs 2010’dan itibaren uygulanmasıdır.

Tablo 2: Veri Seti

Değişkenler	Kısaltması	Açıklaması	Birimi	Kaynağı
Tüketici Fiyat Endeksi	<i>ENF</i>	TÜFE’nin 12 aylık değişimiyle hesaplanan yılsonu enflasyon oranı	Oran	TCMB-EVDS
Politika Faizi	<i>PF</i>	1 Hafta vadeli repo ihale faiz oranı	Oran	TCMB-EVDS
Gecelik Borç Verme Faizi	<i>BVF</i>	TCMB gecelik borç verme faiz oranı	Oran	TCMB-EVDS

Aylık serilerin mevsimsel etkiler içermesi nedeniyle değişkenler Census X-12 yöntemiyle mevsimsellikten arındırılmıştır.

Crowder (2018) çalışması baz alınarak oluşturulan modeller şöyledir:

Model 1:

$$ENF_t = \alpha + \beta PF_t + \varepsilon_t \quad (26)$$

Model 2:

$$ENF_t = \gamma + \vartheta BVF_t + \omega_t \quad (27)$$

6. Bulgular

Jarque-Bera (JB) test istatistiği, serilerin hata terimlerinin normal dağılıma sahip olup olmadığının belirlenmesinde yaygın olarak kullanılan bir yöntemdir. Normal bir dağılım için çarpıklık değeri 0, basıklık değerinin de 3 olması beklenir.

Tablo 3'te, JB test istatistiği sonuçları sunulmuştur. Basıklık istatistiği 3'ü geçtiği için, dağılımın normal dağılıma göre tepesinin sivri olduğu ve bu nedenle dağılımın aşırı değerler içerebileceği anlamına gelir. Serilerin çarpıklık değerlerinin pozitif olması serilerin sağa çarpık olduğunu göstermektedir. JB değerleri %5 anlamlılık düzeyinden büyük⁸, JB olasılık değerleri ise, %5 anlamlılık düzeyinden küçük olduğu, *ENF*, *BVF* ve *PF* serileri normal dağılıma sahip değildir.

Tablo 3: Değişkenlere Ait Tanımlayıcı Test İstatistikleri

	<i>ENF</i>	<i>BVF</i>	<i>PF</i>
Ortalama	9.8638	11.781	9.2219
Ortanca	8.6431	10.000	7.5000
En Yüksek	24.919	25.500	24.000
En Düşük	4.0945	6.5000	4.5000
Std. Sapma	4.0829	5.0112	5.4153
Çarpıklık	1.7745	1.8822	1.9193
Basıklık	5.8992	5.4007	5.4010
Jarque-Bera (Olasılık)	101.51 (0.000)	104.53 (0.000)	110.17 (0.000)
Gözlem (n)	116	116	116

Not: *PF*; politika faizi, *BVF*; gecelik borç verme faizi, *ENF*; enflasyondur.

ENF, *BVF* ve *PF* serileri arasındaki korelasyon katsayıları Tablo 4'te sunulmuştur. Korelasyon katsayıları tablosu incelendiğinde genel olarak seriler arasında pozitif, anlamlı ve çok güçlü bir korelasyon ilişkisi olduğu görülmektedir. Buna göre en düşük korelasyon katsayısı 0.8754 ile *ENF* ve *BVF* serileri arasında iken en yüksek korelasyon katsayısı 0.9648 ile Brezilya *PF* ve *BVF* arasındadır.

Tablo 4: Değişkenler Arasındaki Korelasyon Katsayıları

	<i>ENF</i>	<i>BVF</i>	<i>PF</i>
<i>ENF</i>	1.0000		
<i>BVF</i>	0.8754	1.0000	
<i>PF</i>	0.8840	0.9648	1.0000

Not: *PF*; politika faizi, *BVF*; gecelik borç verme faizi, *ENF*; enflasyondur.

Tablo 5'te, Genişletilmiş Dickey Fuller (Augmented Dickey Fuller: ADF) birim kök testi sonuçları sunulmuştur. *BVF* serisi sabitte, *PF* serisi ise sabit ve trendde %10 anlamlılık düzeyinde, ayrıca ΔPF serisi sabitte %5 anlamlılık düzeyinde durağandır. Ancak, *ENF*, *BVF* ve *PF* serilerinin birinci farkında durağan olduğu görülmüştür.

⁸ 100'den büyük serbestlik derecesi (sd) için $\sqrt{2\chi^2} - \sqrt{(2sd - 1)} = Z$ ifadesi standart normal dağılıma uyar (Gujarati, 199: 816). Buna göre, JB değerlerinin yorumlanmasında $\chi^2_{113,0.05} = 0.7697$ kullanılmıştır.

Tablo 5: ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	ADF Test İstatistiği	Kritik Değerler			
		%1	%5	%10	
<i>ENF</i>	Sabit	-2.291 (1) [0.176]	-3.489	-2.887	-2.580
	Sabit ve Trend	-3.104 (3) [0.110]	-4.042	-3.450	-3.150
ΔENF	Sabit	-8.131 (1) [0.000]	-3.489	-2.887	-2.580
	Sabit ve Trend	-8.094 (1) [0.000]	-4.042	-3.450	-3.150
<i>BVF</i>	Sabit	-2.805 (3) ^{***} [0.061]	-3.489	-2.887	-2.580
	Sabit ve Trend	-3.172 (0) ^{***} [0.095]	-4.042	-3.450	-3.150
ΔBVF	Sabit	-3.403 (2) ^{**} [0.012]	-3.489	-2.887	-2.580
	Sabit ve Trend	-3.375 (2) [0.059]	-4.042	-3.450	-3.150
<i>PF</i>	Sabit	-2.492 (3) [0.119]	-3.489	-2.887	-2.580
	Sabit ve Trend	-3.258 (3) ^{***} [0.078]	-4.042	-3.450	-3.150
ΔPF	Sabit	-3.350(2) ^{**} [0.015]	-3.489	-2.887	-2.580
	Sabit ve Trend	-3.315 (2) ^{***} [0.069]	-4.042	-3.450	-3.150

Not: ENF; enflasyon, BVF; gecelik borç verme faizi, PF; politika faizidir. Köşeli parantez içindeki değerler, değişkenlerin p-olasılık değerlerini, parantez içindeki değerler Schwarz bilgi kriteri (SC) göre belirlenmiş optimum gecikme uzunluğunu, ^{***},^{**} sırasıyla, %10 ve %5 anlamlılık düzeyinde serilerin durağanlıklarını ifade etmektedir. Veri setinin aylık olması nedeniyle maksimum gecikme uzunluğu 12 olarak belirlenmiştir. Δ serinin birinci farkının alındığını belirtmektedir.

Özellikle trend içeren serilerin durağanlık analizinde ADF'ye kıyasla güçlü birim kök testi olduğu varsayılan Phillip-Perron (PP) testi, moving average (MA) sürecine dayanmaktadır. Buna göre, non-parametrik bir süreç olan PP testi, otokorelasyon sorununu ortadan kaldırmakta, Newey-West hata düzeltme mekanizmasını kullanarak durağanlık sınaması yapmaktadır. Tablo 6'da, PP birim kök testi sonuçları sunulmuştur. *ENF*, *BVF* ve *PF* serilerinin birinci farkında durağan olduğu görülmüştür.

Tablo 6: PP Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken		PP Test	Kritik Değerler		
		İstatistiği	%1	%5	%10
<i>ENF</i>	Sabit	-1.961 (2) [0.304]	-3.488	-2.887	-2.580
	Sabit ve Trend	-2.733 (3) [0.226]	-4.039	-3.449	-3.149
<i>ΔENF</i>	Sabit	-8.144 (2) [0.000]	-3.488	-2.887	-2.580
	Sabit ve Trend	-8.105 (2) [0.000]	-4.039	-3.449	-3.149
<i>BVF</i>	Sabit	-1.998 (7) [0.871]	-3.488	-2.887	-2.580
	Sabit ve Trend	-2.372 (7) [0.391]	-4.039	-3.449	-3.149
<i>ΔBVF</i>	Sabit	-10.226 (6) [0.000]	-3.488	-2.887	-2.580
	Sabit ve Trend	-10.191 (6) [0.000]	-4.039	-3.449	-3.149
<i>PF</i>	Sabit	-1.760 (7) [0.398]	-3.488	-2.887	-2.580
	Sabit ve Trend	-2.411 (7) [0.372]	-4.039	-3.449	-3.149
<i>ΔPF</i>	Sabit	-10.163 (6) [0.000]	-3.488	-2.887	-2.580
	Sabit ve Trend	-10.127 (6) [0.000]	-4.039	-3.449	-3.149

Not: ENF; enflasyon, BVF; gecelik borç verme faizi, PF; politika faizidir. Köşeli parantez içindeki değerler, değişkenlerin p-olasılık değerlerini, parantez içindeki değerler Newey-West temelli Barnelt Kernel bant genişliğini, Δ serinin birinci farkının alındığını belirtmektedir.

ADF ve PP birim kök testi sonuçlarına göre serilerin aynı dereceden bütünlüşmesi [I(1)] koşulunun sağlanmasıyla EG eşbütünlüşme testine geçilmiş ve sonuçları Tablo 7’de sunulmuştur. OLS yöntemiyle tahmin edilen Model 1 ve 2’nin denge hata serileri elde edilmiştir. Bu denge hata serilerine uygulanan ADF birim kök testi sonucunda hata serilerinin düzeyde durağan olduğu [I(0)] tespit edilmiştir. Dolayısıyla her iki modelde yer alan değişkenler arasında eşbütünlüşme söz konusudur. Yani, Model 1 için enflasyon ve politika faizi arasında, Model 2 için ise enflasyon ve borç verme faizi arasında uzun dönem bir denge ilişkisine ulaşılmıştır.

Tablo 7: EG Eşbütünlüşme Testi Sonuçları

Modeller	R ²	CRDW	ADF*
<i>Model 1</i> $ENF_t = \alpha + \beta PF_t + \varepsilon_t$	0.78	0.42	-3.551
<i>Model 2</i> $ENF_t = \gamma + \vartheta BVF_t + \omega_t$	0.77	0.39	-3.464

Not: PF; politika faizi, BVF; gecelik borç verme faizi, ENF; enflasyondur. %10’ anlamlılık düzeyinde -2.580, %5 anlamlılık düzeyinde -2.886, %1 anlamlılık düzeyinde -3.488.

Model 1 ve Model 2 için EG yöntemiyle ulaşılan eşbütünlüşme ilişkisinin uzun dönemli katsayısı, FMOLS, CCR ve DOLS eşbütünlüşme yöntemleri kullanılarak belirlenmiştir.

Model 1 için FMOLS, CCR ve DOLS eşbütünlüşme testi sonuçları Tablo 8'de sunulmuştur. Uzun dönemde her üç yöntemde, %1 anlamlılık düzeyinde politika faizinin enflasyon üzerinde etkili olduğu görülmüştür. FMOLS, CCR ve DOLS yöntemine göre, politika faizindeki %1'lik artış enflasyonu yaklaşık %0.06 oranında artırmaktadır.

Tablo 8: Model 1 İçin FMOLS, CCR, DOLS Eşbütünlüşme Testi Sonuçları

FMOLS	Katsayı	Std. Hata	t-İstatistiği	Olasılık
PF	0.0621	0.0774	8.0151	0.0000*
Sabit	0.3642	0.6610	5.4383	0.0000*
Trend	0.0011	0.0126	0.8809	0.3803
CCR	Katsayı	Std. Hata	t-İstatistiği	Olasılık
PF	0.0594	0.0786	7.4548	0.0000*
Sabit	0.3785	0.8228	4.5409	0.0000*
Trend	0.0015	0.0145	1.0139	0.3128
DOLS	Katsayı	Std.Hata	t-İstatistiği	Olasılık
PF	0.0617	0.0767	7.9353	0.0000*
Sabit	0.3463	0.6321	5.4917	0.0000*
Trend	0.0013	0.0124	1.0079	0.3157

Not: PF; politika faizidir. *, %1 anlamlılık düzeyidir.

Model 2 için FMOLS, CCR ve DOLS eşbütünlüşme testi sonuçları ise Tablo 9'da sunulmuştur. Uzun dönemde her üç yöntemde, %1 anlamlılık düzeyinde gecelik borç verme faizinin enflasyon üzerinde etkili olduğu görülmüştür. FMOLS, CCR ve DOLS yöntemine göre, politika faizindeki %1'lik artış enflasyonu yaklaşık %0.06 oranında artırmaktadır.

Tablo 9: Model 2 İçin FMOLS, CCR, DOLS Eşbütünlüşme Testi Sonuçları

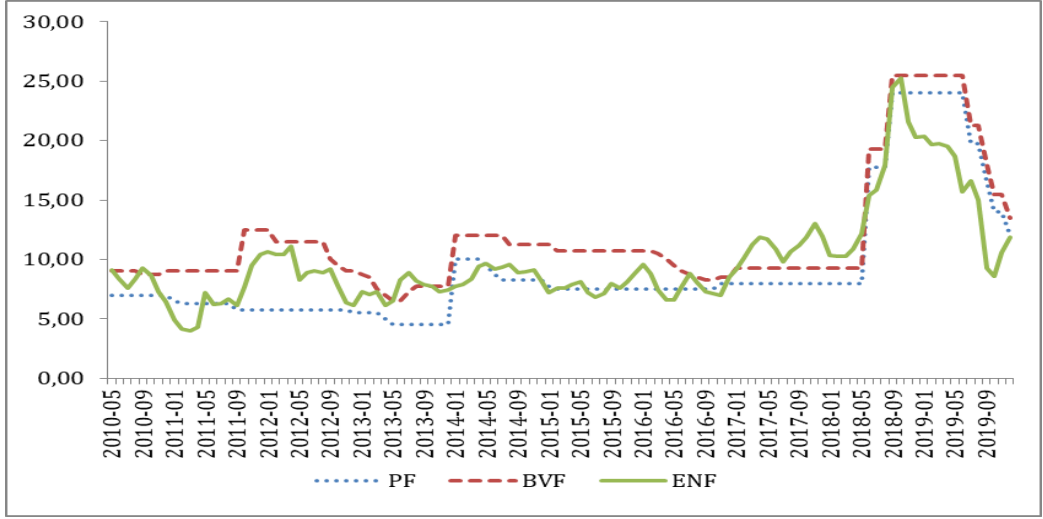
FMOLS	Katsayı	Std. Hata	t-İstatistiği	Olasılık
BVF	0.0604	0.0734	8.1043	0.0000*
Sabit	0.1203	0.7949	1.4935	0.1381
Trend	0.0030	0.0110	2.6900	0.0082*
CCR	Katsayı	Std. Hata	t-İstatistiği	Olasılık
BVF	0.0575	0.0621	9.126466	0.0000*
Sabit	0.1413	0.7851	1.776621	0.0783***
Trend	0.0033	0.0110	2.914153	0.0043*
DOLS	Katsayı	Std.Hata	t-İstatistiği	Olasılık
BVF	0.0601	0.0678	8.7470	0.0000*
Sabit	0.1062	0.7159	1.4637	0.1462
Trend	0.0031	0.0101	3.0209	0.0032*

Not: BVF; gecelik borç verme faizidir. *,*** sırasıyla, %1ve %10 anlamlılık düzeyidir.

Şekil 1'de analiz sonuçları çerçevesinde, 2008 küresel krizinin ardından TCMB'nin uyguladığı faiz oranları ve enflasyon arasındaki ilişki⁹ değerlendirilmiştir.

⁹ Konuya ilişkin ayrıntılı bilgiye tablo halinde Ek 1 ve Ek 2'de yer verilmiştir.

Şekil 1: 2010-2019 Döneminde TCMB Faizleri ve Enflasyonun Seyri



Kaynak: TCMB (2020) verileri kullanılarak tarafımca oluşturulmuştur.

2008 küresel krizinin ardından yaşanan küresel belirsizlikler fiyat istikrarı ve finansal istikrar üzerinde bir tehdit unsuru olmuş, TCMB de faiz politikasını bu yönde geliştirmiş ve 2010 yılı Mayıs ayından itibaren 1 hafta vadeli repo ihale faiz oranını politika faizi olarak kullanılmıştır. Bu sistemde öncelikli amaç, piyasanın likidite ihtiyacına göre miktar ihalesi yaparak, enflasyonist baskıyı hafifletmektir.

2010'da enflasyon hedefin altında gerçekleştiği için TCMB, politika faizini düşürmüştür. Bu nedenle bir sonraki döneme ilişkin enflasyon hedefi de düşürülmüş, ancak 2011'de, döviz kuru ve emtia fiyatlarındaki artış, enflasyonu, hedefin üzerine çıkarmıştır (TCMB, 2012-I). Olumsuz ekonomik beklentilere izin veremeyen TCMB genişletici parasal duruş sergilemiştir. 2012'de, döviz kurunun birikimli etkilerinin giderek azalması ve iç talepteki yavaşlamanın etkisiyle enflasyon, hedefin üzerinde olmasına karşın bir önceki döneme kıyasla azalış eğilimi sergilemiş, bu durum 2013'ün ilk çeyreğinde de devam ettiği için TCMB genişletici para politikasında ısrarlı olmuştur (TCMB, 2013-I).

2014'te, uluslararası petrol fiyatlarının düşmesi ve döviz kurunun birikimli etkilerinin yavaşça azalmasına rağmen, enflasyon hedefin üzerinde gerçekleştiği için TCMB, genişletici para politikasından vazgeçmiş ve politika faizini yükseltmiştir. 2015'te, uluslararası petrol fiyatlarındaki düşüşün etkisi sürerken işlenmemiş gıda fiyatlarındaki artış enflasyonu hedefin üzerine çıkarmış, ancak FED'in para politikasında normalleşme sürecini başlatmasının etkisinin yol açtığı küresel belirsizliğe karşı, TCMB politika faizini düşürmeyi tercih etmiştir. 2016'da ise, uluslararası petrol fiyatlarının hızla artması sonucu enflasyon hedefin üzerinde seyretmeye devam etmiştir. Bununla birlikte, TCMB 2016'da enflasyon beklentileri, fiyatlama davranışları gibi unsurları dikkate alan para politikasında normalleşme sürecini uygulamış, politika faizini belirli bir seviyede tutmuştur (TCMB, 2016-I).

2017'de, TL'nin döviz kuru karşısındaki değer kaybı ve petrol fiyatlarındaki artış sonucu, toplam talep koşulları enflasyonu yukarı yönlü harekete geçirmiştir (TCMB, 2018-I). Buna karşın, TCMB normalleşme süreci doğrultusunda, politika faizinde

değişikliğe gitmemiştir. Ancak, 2018'de enflasyonun temel belirleyicisi olan döviz kurundaki ani gelişmelere yönelik, TCMB, politika faizini yükseltmeye karar vermiştir. Bu dönemde özellikle, üretici fiyatlarından kaynaklanan maliyet baskıları tüketici fiyatlarını yukarı yönlü etkilemiştir. (TCMB, 2019-I).

2019'da birikimli döviz kuru etkilerinin hafiflemesiyle birlikte enflasyon düşüşe geçerken, TCMB bu düşüşteki sürekliliği sağlamak için politika faizini düşürmüş ve enflasyon beklentilerindeki görünüm iyileşmiştir (TCMB, 2020-I).

Tüm bu gelişmelerin yanında, TCMB politika faizine müdahale etmeden, bankaların piyasaya arz ettiği krediye yönelik uyguladığı ve marjinal fonlama faizi olarak adlandırılan gecelik borç verme faizinde yaptığı değişikliklerle özellikle yurtiçi talebin enflasyon üzerindeki etkisine yön verir.

TCMB 2010-2011 döneminde, gecelik borç verme faizini yükseltmiştir. Kredi ve mevduat faizleri yükselirken, tüketim harcamaları artmış, yatırım harcamaları gerilemiştir. 2012'de, başta AB ülkeleri olmak üzere küresel ekonomide belirgin daralmanın görülmesi sonucu TCMB gecelik borç verme faizini aşağı çekmiştir. Kredi ve mevduat faizlerinin de düşmesi ekonomik birimlerin dış talebini artırmış, toplam yurtiçi talep zayıflamıştır.

2013'te ise, TCMB gecelik borç verme faizini düşürmeye devam etmiş, ticari kredi faizleri düşmesine karşın, tüketici kredisi ve mevduat faizleri yükselmiştir. Bu durum, bir önceki döneme kıyasla özellikle yatırım harcamaları açısından toplam yurtiçi talebi canlandırmıştır. 2014'te, toplam yurtiçi talepteki artışın enflasyonist eğilimlere yol açacağı ve para politikasında küresel belirsizliklerin yaşanacağı endişesiyle TCMB gecelik borç verme faizini yükseltmiştir. Böylece, kredi ve mevduat faizleri yükselmiş ve yurtiçi toplam talep azalmıştır.

2015-2016 döneminde bir önceki dönemde sınırlı düzeyde seyreden yurtiçi talebi hareketlendirmek amacıyla TCMB, gecelik borç verme faizini düşürmüştür. Kredi ve mevduat faizleri düşmüş, beklenenin aksine toplam yurtiçi talep azalmıştır. 2017'de ise, temel olarak döviz kurundaki artış eğiliminden dolayı, TCMB gecelik borç verme faizini yukarı çekmiştir. Mevduat faizinin, kredi faizlerine kıyasla daha yüksek seviyede gerçekleşmesine karşın, toplam yurtiçi talep artmıştır.

2018'de, TCMB'nin gecelik borç verme faizini yükseltmeye devam etmesiyle kredi ve mevduat faizleri de yükselmiştir. Yüksek kredi faizleri yatırım harcamalarını, yüksek mevduat faizleri özel kesim tüketim harcamalarını daraltmasına karşın, kamu kesimi tüketim harcamalarındaki hızlı artış enflasyonun yukarı yönlü seyrinde belirleyici olmuştur (TCMB, 2019-I).

Son olarak 2019'da, gecelik borç verme faizi düşürülmüş, kredi faizleri düşerken, mevduat faizleri yükselmiştir. Özellikle mevduat faizlerindeki yükselişe bağlı olarak yurtiçi talepteki azalış enflasyonist beklentileri azaltmıştır.

7. Sonuç

2008 küresel krizinden sonra, enflasyonun kontrol edilmesinde, geleneksel para politikasının dışına çıkmıştır. Literatürde, Yeni Keynesyen model çerçevesinde, Neo-Fisher etkisi tartışılmıştır. Bununla birlikte, Amerika, Euro bölgesi ve Japonya'da neredeyse sıfır hatta negatif faiz oranı uygulanmasına karşın düşük oranlı enflasyon verilerinin elde edilmesi Neo-Fisher etkisini gündemde tutmuştur. Dolayısıyla, enflasyonun istenen seviyeye yükseltilmesine yönelik, geleneksel olmayan para politikası kapsamında kısa vadeli nominal faiz oranlarının artırılması önerilmiştir.

Bu çalışmada, Yeni Keynesyen modele dayalı olarak, Türkiye'de geleneksel olmayan para politikasının, Neo-Fisher etkisi 2010:M5-2019:M12 döneminde EG, FMOLS, CCR ve DOLS eşbütünlük yöntemleriyle analiz edilmiştir. Buna göre, EG yöntemiyle, TCMB gecelik borç verme faiz oranı ve 1 hafta vadeli repo ihale faiz oranı ile enflasyon arasında uzun dönemli bir tespit edilirken, FMOLS, CCR ve DOLS yöntemleriyle bu ilişkinin pozitif yönlü olduğu belirlenmiştir. Çalışmanın sonuçları, Neo-Fisher etkisine işaret ederken, Iona (2017), Uribe (2018), Lukmanova ve Rabitsch (2019), Tayyar (2019) çalışmalarıyla da örtüşmektedir.

Sonuç olarak, Neo-Fisher etkisine göre, kısa vadeli nominal faiz oranları enflasyonu belirleyici tek faktör olmasına karşın, iktisadi konjonktür para politikasının önüne geçerek, faiz ve enflasyon arasındaki ilişkiyi belirsizleştirmektedir. Bu nedenle, söz konusu ilişki ana akım makroekonomik modeller çerçevesinde şöyle irdelenmelidir: Öncelikle, enflasyonun, nominal faiz oranındaki kalıcı ve beklenmedik bir artışa tepkisi, reel faiz oranının yükselmesiyle görülecektir. Zaman içinde, enflasyon artarken reel faiz oranı düşecektir. Bu ilişki, uzun dönemde enflasyonun nominal faiz oranıyla aynı miktarda yükselmesi ve reel faiz oranının başlangıçtaki orana geri dönmesiyle sonuçlanacaktır. Dolayısıyla yapılması gereken, makroekonomik dinamiklerin göz önünde tutularak, makul seviyede enflasyon hedefinin belirlenmesi ve politika faiz oranının, reel faiz oranlarına optimal yansıtacak şekilde ayarlanmasıdır.

KAYNAKÇA

Bullard, J. (2010). Seven Faces of the Peril. Federal Reserve Bank of St. Louis Review, 92, 339-352.

Cochrane, J. (2017). Michelson-Morley, Fisher and Occam: The Radical Implications of Stable Quiet Inflation at the Zero Bound. NBER Chapters in NBER Macroeconomics Annual 2017, 32, 113-226.

Crowder, W., J. (2018). The Neo-Fisherian Hypothesis. <https://www.researchgate.net/publication/329169412> adresinden alınmıştır.

Engle, R.F. & Granger, C.W.J. (1987). Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*, 55, 251-276.

Fève, P., Matheron, J. & Sahuc, J.-G., (2010). Inflation target shocks and monetary policy inertia in the euro area, *The Economic Journal*, 120 (547), 1100-1124.

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

Garin, J., Lester, R. & Sims, E. (2018). Raise Rates to Raise Inflation? NeoFisherianism in the New Keynesian Model, *Journal of Money, Credit and Banking*, 50, (1), 243-259.

Gerke, R. & Hauzenberger, K. (2017). The Fisher Paradox: A Primer. Deutsche Bundesbank Discussion Paper, 20, 1-21.

Gujarati, N., D. (1999). *Temel Ekonometri*. (Çev. Şenesen, Ü. ve Şenesen, G.G.). İstanbul: Literatür Yayıncılık.

Ioana, P. (2017). Monetary Policy and Inflation: Is there a NeoFisher Effect? Evidence from Inflation Targeting Countries in Central and Eastern Europe. *Ovidius University Annals, Economic Sciences Series*, 17(1), s. 578-583.

Kalkınma Bakanlığı. (2020, Ocak). *Ekonomik Gelişmeler*. <http://www.kalkinma.gov.tr/Pages/EkonomikGelistmeler.aspx> adresinden alınmıştır.

Keynes, J.M. (1936). *The General Theory, Employment, Interest and Money*. The History of Economics Thoughts. Ağ Sitesi. 13.03.2017. <http://www.hetwebsite.net/het/texts/keynes/gt/gtcont.htm>

Lukmanova, E. & Rabitsch, K. (2018). New VAR evidence on monetary transmission channels: temporary interest rate versus inflation target shocks. *Vienna University of Economics and Business*, 274, 1-41.

Michelis, A. & Iacoviella, M. (2016). Raising an inflation target: The Japanese experience with Abenomics, *European Economic Review*, 88, 67-87.

Mumtaz, H. & Theodoridis, K. (2018). The Federal Reserve's implicit inflation target and macroeconomic Dynamics: A SVAR analysis, *Cardiff Economics Working Papers*, 2018(1), 1-37.

Park, J.Y. (1992). Canonical Cointegrating Regressions, *Econometrica*, 60(1), 119-143.

Phillips, P. & Hansen, B. (1990). Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes. *Review of Economic Studies*, 57, 99-125.

Schmitt-Grohe, S. & Martin U. (2014). Liquidity Traps: An Interest Rate Based Exit Strategy. *Manchester School* 82, September, 1-14.

Stock, J. & Watson, M. (1993). A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems. *Econometrica*, 61(4), 783-820.

Spahn, P. (2018). Unconventional Views on Inflation Control: Forward Guidance, The Neo-Fisherian Approach and the Fiscal Theory of the Price Level. *Hohenheim Discussion Papers in Business, Economics and Social Sciences*, 02-2018.

Taylor, J.B. (1993). Discretion Versus Policy Rules in Practice. *Cornegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 194-214.

Tayyar, A., E. (2019). Neo-Fisher Etkisi ve Türkiye Uygulaması. *Uludağ Üniversitesi Fen-Edebiyat Fakültesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 20(36), 307-339.

TCMB. (2011, Ocak). *Enflasyon Raporu 2011-I*. <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Yayinlar/Raporlar/Enflasyon+Raporu/> adresinden alınmıştır.

TCMB. (2012, Ocak). *Enflasyon Raporu 2012-I*. <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Yayinlar/Raporlar/Enflasyon+Raporu/> adresinden alınmıştır.

TCMB. (2013, Ocak). *Enflasyon Raporu 2013-I*. <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Yayinlar/Raporlar/Enflasyon+Raporu/> adresinden alınmıştır.

TCMB. (2014, Kasım). *Finansal İstikrar Raporu*. <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Yayinlar/Raporlar/Finansal+Istikrar+Raporu/> adresinden alınmıştır.

TCMB. (2014, Ocak). *Enflasyon Raporu 2014-I*. <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Yayinlar/Raporlar/Enflasyon+Raporu/> adresinden alınmıştır.

TCMB. (2015, Kasım). *Finansal İstikrar Raporu*. <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Yayinlar/Raporlar/Finansal+Istikrar+Raporu/> adresinden alınmıştır.

TCMB. (2015, Ocak). *Enflasyon Raporu 2015-I*. <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Yayinlar/Raporlar/Enflasyon+Raporu/> adresinden alınmıştır.

TCMB. (2016, Ekim). *Enflasyon Raporu 2016-IV*. <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Yayinlar/Raporlar/Enflasyon+Raporu/> adresinden alınmıştır.

TCMB. (2016, Eylül). *TCMB Bülten*. <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Yayinlar/Raporlar/Eski+Raporlar/TCMB+Bulten/TCMB+Bulten> adresinden alınmıştır.

TCMB. (2016, Kasım). *Finansal İstikrar Raporu*. <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Yayinlar/Raporlar/Finansal+Istikrar+Raporu/> adresinden alınmıştır.

TCMB. (2016, Mayıs). *Küresel Para Politikalarının Normalleşme Sürecinde Yol Haritası*. <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Yayinlar/Para+ve+Kur/Para+ve+Kur+Politikasi+Metinleri/> adresinden alınmıştır.

TCMB. (2016, Mayıs). *Para Politikası Çıkış Stratejisi*. <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Yayinlar/Para+ve+Kur/Para+ve+Kur+Politikasi+Metinleri/> adresinden alınmıştır.

TCMB. (2016, Ocak). *Enflasyon Raporu 2016-I*. <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Yayinlar/Raporlar/Enflasyon+Raporu/> adresinden alınmıştır.

TCMB. (2017, Kasım). *Enflasyon Raporu 2017-IV*. <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Yayinlar/Raporlar/Enflasyon+Raporu/> adresinden alınmıştır.

TCMB. (2017, Kasım). *Finansal İstikrar Raporu*. <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Yayinlar/Raporlar/Finansal+Istikrar+Raporu/> adresinden alınmıştır.

TCMB. (2017, Mayıs). *İstatistikler-Elektronik Veri Dağıtım Sistemi*. <http://evds.tcmb.gov.tr/> adresinden alınmıştır.

TCMB. (2017, Ocak). *Enflasyon Raporu 2017-I*. <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Yayinlar/Raporlar/Enflasyon+Raporu/> adresinden alınmıştır.

TCMB. (2018, Haziran). *İstatistikler-Elektronik Veri Dağıtım Sistemi*. <http://evds.tcmb.gov.tr/> adresinden alınmıştır.

TCMB. (2018, Kasım). *Finansal İstikrar Raporu*. <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Yayinlar/Raporlar/Finansal+Istikrar+Raporu/> adresinden alınmıştır.

TCMB. (2018, Ocak). *Enflasyon Raporu 2018-I*. <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Yayinlar/Raporlar/Enflasyon+Raporu/> adresinden alınmıştır.

TCMB. (2019, Ocak). *Enflasyon Raporu 2019-I*. <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Yayinlar/Raporlar/Enflasyon+Raporu/> adresinden alınmıştır.

TCMB. (2020, Ocak). *Enflasyon Raporu 2020-I*. <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Yayinlar/Raporlar/Enflasyon+Raporu/> adresinden alınmıştır.

TCMB. (2020, Ocak). *İstatistikler-Elektronik Veri Dağıtım Sistemi*. <http://evds.tcmb.gov.tr/> adresinden alınmıştır.

Uribe, M. (2017). The Neo-Fisher Effect in the United States and Japan". NBER Working Papers, 23977, 1-30.

Uribe, M. (2018). The Neo-Fisher Effect: Econometric Evidence from Empirical and Optimizing Models. NBER Working Papers, 25089, 1-44.

Williamson, S. (2016). Neo-Fisherism A Radical Idea, or the Most Obvious Solution to the Low-Inflation Problem?. The Regional Economist, July 2016, <https://www.stlouisfed.org/~media/Publications/Regional%20Economist/2016/July/>

EK:

Ek 1. 2010-2019 Dönemi Enflasyon ve Politika Faizi (%)

Yıllar	Hedeflenen Enflasyon	Gerçekleşen Enflasyon	Politika Faizi
2010	6,5	6,4	6,50
2011	5,5	10,4	5,75
2012	5	6,2	5,50
2013	5	7,4	4,50
2014	5	8,2	8,25
2015	5	8,8	7,50
2016	5	8,5	8,00
2017	5	11,92	8,00
2018	5	20,3	24,00
2019	5	11,84	12,00

Kaynak: TCMB, (2020).

Ek 2. 2010-2019 Dönemi TCMB Gecelik Borç Verme Faizi, Piyasa Faizleri, Toplam Yurtiçi Talep (%)

Yıllar	Borç Verme Faizi	Tüketici Kredisi Faizleri*	Ticari Kredi Faizleri*	Mevduat Faizleri*	Toplam Yurtiçi Talep**
2010	9,00	10,58	8,39	7,92	42,4
2011	12,50	17,10	14,89	10,60	31,9
2012	9,00	11,92	10,97	7,57	7,3
2013	7,75	12,58	10,60	8,04	20,1
2014	11,25	13,07	11,14	9,49	4,8
2015	10,75	16,42	15,77	10,97	18,5
2016	8,50	14,51	14,53	9,64	16,2
2017	9,25	16,06	15,97	11,29	18,5
2018	25,50	25,32	24,07	16,98	6
2019	13,50	22,87	20,73	18,06	-72,65

Kaynak: TCMB ve Kalkınma Bakanlığı (2020).

Not: *, bankalarca açılan kredilere ve mevduatlara uygulanan ağırlıklı ortalama faiz oranlarıdır ve **yıllık yüzde değişim oranıdır.