



KAYSERİ ÜNİVERSİTESİ
Sosyal Bilimler Dergisi
KAYSERİ UNIVERSITY JOURNAL OF SOCIAL SCIENCES

Makale Türü	Araştırma	Yıl	2025
Gönderi Tarihi	15.05.2025	Cilt	7
Kabul Tarihi	07.10.2025	Sayı	2
Yayın Tarihi	31.12.2025	ss.	404-432
DOI	10.51177/kayusosder.1700047		

Türkiye’de enflasyon ve faiz oranları arasındaki uzun dönemli ilişkinin Fisher Hipotezi çerçevesinde incelenmesi^Δ
An analysis of the long-run relationship between inflation and interest rates in turkey within the framework of Fisher Hypothesis

Özgür KOÇBULUT¹
Fatma ÇALIŞKAN²

Öz

Bu çalışma, Türkiye ekonomisi için 2003-2023 dönemi aylık verilerini kullanarak enflasyon ve nominal faiz oranları arasındaki ilişkinin Fisher (1930) hipotezi çerçevesinde test edilmesini amaçlamaktadır. Literatürdeki önceki çalışmalardan farklı olarak, analizde bireysel ve ticari kredi faiz oranları ile tüketici ve üretici fiyat endeksleri dikkate alınmıştır. Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi belirlemek için ARDL (Autoregressive Distributed Lag) eşbütünleşme testi uygulanmış ve elde edilen sonuçların sağlamlığı Toda-Yamamoto nedensellik testi ile kontrol edilmiştir. Analiz bulguları, Türkiye’de Fisher hipotezinin geçerliliğini desteklemekte ve enflasyon oranlarındaki değişimlerin nominal faiz oranları üzerinde doğrudan ve kalıcı bir etkisi olduğunu ortaya koymaktadır. Bu durum, enflasyon ve faiz oranları arasındaki ilişkinin yalnızca kısa vadeli değil, uzun vadeli bir olgu olarak değerlendirilmesi gerektiğini göstermektedir. Ayrıca, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası’nın para politikası uygulamalarında yalnızca gerçekleşen enflasyonu değil, beklenen enflasyonu da dikkate alması gerektiği anlaşılmaktadır. Buna göre, Türkiye’de faiz oranlarının belirlenmesinde fiyat istikrarı hedefiyle uyumlu bir yaklaşım benimsenmeli, reel faiz hedeflemesi yerine enflasyon hedeflemesi ve finansal istikrarın sağlanması önceliklendirilmeli,

^Δ Yazarlar bu çalışmanın tüm süreçlerinin araştırma ve yayın etiğine uygun olduğunu, etik kurallara ve bilimsel atıf gösterme ilkelerine uyduğunu beyan etmiştir. Aksi bir durumda Kayseri Üniversitesi KAYÜSOSDER Dergisi sorumlu değildir.

¹ Doç. Dr., Tokat GOP Üniversitesi Turhal MYO, Yönetim ve Organizasyon Bölümü, o.kocbulut@gmail.com

² Yüksek Lisans Öğrencisi, Tokat GOP Üniversitesi Lisansüstü Eğitim Enstitüsü, İktisat Anabilim Dalı, caglayann701@gmail.com



para politikalarının etkinliğini artırmak için şeffaflık, koordinasyon ve veri odaklı yönetim stratejileri bütüncül bir şekilde uygulanmalıdır.

Anahtar Kelimeler: Fisher Hipotezi, Enflasyon, Faiz Oranları, ARDL Yöntemi

Abstract

This study aims to test the relationship between inflation and nominal interest rates within the framework of Fisher’s (1930) hypothesis by using monthly data for the period 2003–2023 for the Turkish economy. Unlike previous studies in the literature, the analysis takes into account individual and commercial loan interest rates, as well as consumer and producer price indices. To determine the long-run relationship between the variables, the ARDL (Autoregressive Distributed Lag) cointegration test is employed, and the robustness of the results is further verified through the Toda-Yamamoto causality test. The empirical findings support the validity of the Fisher hypothesis in Turkey, revealing that changes in inflation rates exert a direct and persistent effect on nominal interest rates. This indicates that the relationship between inflation and interest rates should be regarded not only as a short-term phenomenon but also as a long-term one. Moreover, it is understood that the Central Bank of the Republic of Turkey should take into account not only realized inflation but also expected inflation in the implementation of its monetary policy. Accordingly, in determining interest rates in Turkey, an approach consistent with the objective of price stability should be adopted; inflation targeting and the safeguarding of financial stability should be prioritized over real interest rate targeting; and transparency, coordination, and data-driven management strategies should be implemented in a holistic manner to enhance the effectiveness of monetary policies.

Keywords: Fisher Hypothesis, Inflation, Interest Rates, ARDL Method

1. Giriş

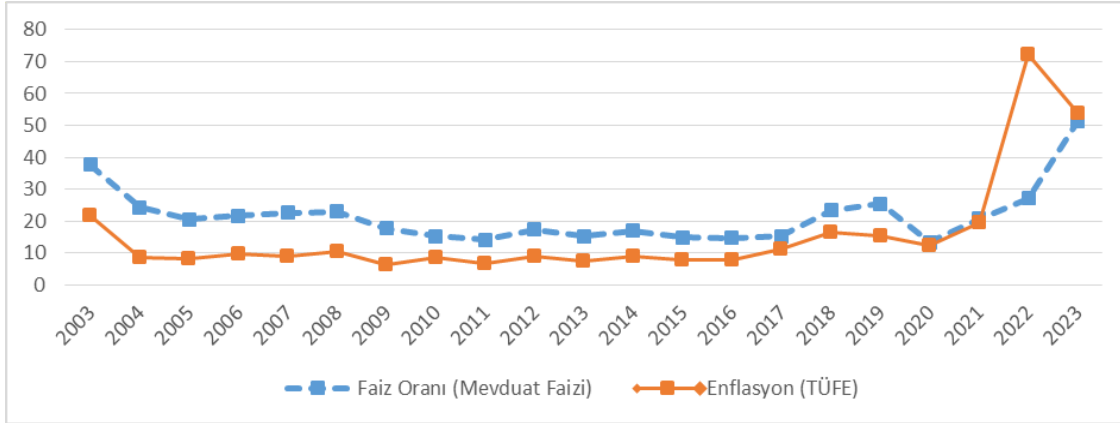
Enflasyon kavramı, fiyatlar genel seviyesinin sürekli yükselmesini ifade eder. Ekonomideki fiyat artışlarının kaynağını anlamak için ise enflasyonun nedenlerini belirlemek gerekir. Enflasyonun nedeninin belirlenmesi, enflasyon-faiz ilişkisini anlamada kritik bir öneme sahiptir. Enflasyonist bir ekonomide finansal etkileşimleri analiz ederken, nominal faiz oranları ile enflasyona göre ayarlanmış faiz oranları arasındaki ayrımı iyi yapmak gerekir. Merkez bankaları, uyguladıkları para politikalarıyla ekonomik dalgalanmaları dengelemeyi ve finansal istikrarı sağlamayı hedeflerken, nominal faiz oranlarını da etkilerler. Örneğin; merkez bankalarının para politikası araçlarından biri olan politika faizini artırması, bankaların borçlanma maliyetlerini yükseltir ve bu durum kredi faiz oranlarının artmasına yol açabilir. Artan faiz oranları, beklenen enflasyon oranlarını etkileyerek nominal faiz oranlarının yükselmesine sebep olabilir. Çünkü yatırımcılar ve borç verenler, enflasyonun getiri oranlarını zayıflatmasını dengelemek isterler. Bu nedenle, beklenen enflasyon oranı, nominal faiz oranlarının saptanmasında önemli bir faktördür. Ayrıca beklenen enflasyon oranları, gelecekteki enflasyonun yönünü ve büyüklüğünü öngörmeye yardımcı olurken, nominal faiz oranları yatırım ve borçlanma maliyetlerini de etkilemektedir. Bu sebeple enflasyon ve nominal faiz oranları ekonomistlerin ve politika yapımcıların düzenli olarak takip ettiği makroekonomik değişkenler arasında yer alır.

Enflasyon ve faiz oranı ilişkisini ele alan ilk kapsamlı çalışma, 1930 yılında Irving Fisher tarafından yapılmıştır. Fisher, bu çalışmasında uzun dönemde nominal faiz oranlarının beklenen enflasyon tarafından belirlendiğini ileri sürmüştür. Fisher, beklenen enflasyon ile nominal faiz oranı arasındaki ilişkinin pozitif olduğunu öngörmekte ve bu pozitif ilişkiyi uzun dönemli bir olgu olarak değerlendirmektedir (Berument & Jelassi, 2002, s. 1645; Mishkin, 1992, s. 196). Fisher hipotezi olarak bilinen

bu teoriye göre, bir ekonomide enflasyon beklentilerinin artması durumunda nominal faiz oranlarının da yükseleceği, fakat reel faiz oranının uzun dönemde bu durumdan etkilenmeyeceği varsayılmaktadır. Ekonomide enflasyon beklentilerinin artması durumunda, bireylerin satın alma güçlerinde azalma olacağı endişesiyle mal ve hizmetlere olan taleplerini artırarak faiz oranlarının yükselmesine neden olacağı düşünülmektedir (Gül & Açıkalin, 2008, s. 3227; Küçükaksoy & Akalın, 2017, s. 21). Bu yüzden enflasyon ile nominal faiz oranları arasındaki etkileşimin türü ve yönü, merkez bankalarının enflasyonla mücadele ve para politikası belirlemelerinde önemli bir rol oynamaktadır (Lebe & Özalp, 2016, s. 96).

Son yıllarda Türkiye ekonomisinde enflasyon ve faiz oranlarında gözlemlenen dalgalanmalar, bu çalışmanın temel motivasyonunu oluşturmaktadır. Çalışmada, Türkiye ekonomisinde 2003-2023 dönemi için nominal faiz oranları ile enflasyon arasındaki ilişkinin teorik çerçevesi ele alınarak Fisher etkisinin varlığı test edilmektedir. Bu dönem, Türkiye'de önemli yapısal reformlar ve finansal dalgalanmaların yaşandığı süreci yansıtmaktadır. Türkiye'de 2001 krizi sonrasında uygulanan ekonomik programlar sayesinde makroekonomik istikrar sağlanmış, 2002 yılı dördüncü çeyreğinden itibaren tek parti iktidarı ile birleşen siyasi istikrar, enflasyon oranlarının 1980 sonrası en düşük seviyelere gerilemesine katkıda bulunmuştur. Özellikle 2004 yılı itibarıyla (2008 yılı hariç) enflasyon tek haneli rakamlara düşmüştür (Kanca vd., 2015, s. 6). Şekil 1'de görüldüğü üzere, 2003 yılından itibaren Türkiye'de enflasyon ve faiz oranları hızla gerilemiş, aynı zamanda ekonomik kırılganlık belirgin şekilde azalmıştır. Bu süreç, Türkiye'de Fisher hipotezinin geçerliliğini test etmek için önemli bir zemin oluşturmaktadır.

Şekil 1: Türkiye'de Faiz ve Enflasyon Oranlarının Gelişimi (2003-2023, % Yıllık)



Kaynak: <https://databank.worldbank.org>

2008 yılında Amerika'da başlayan ve küresel bir boyut kazanan finansal kriz, Türkiye'de, güçlü mali disiplin ve bankacılık sistemi sayesinde önemli bir sorun yaşanmadan atlatılmıştır. Sonraki dönemlerde ise Türkiye'de 2016 yılında yaşanan darbe kalkışması, 2018 yılında Rahip Brunson'un tutuklanmasından dolayı gelişen Amerikan ambargoları, 2020 yılında pandemi sorunu ve aynı dönemde uygulanan heterodoks iktisat politikaları sonucunda enflasyon ve faiz oranlarında belirgin sıçramaların yaşandığı görülmektedir (bkz. şekil 1). Çalışmada, bu kritik dönemlerin Fisher Hipotezi çerçevesinde faiz-enflasyon ilişkisine nasıl etki ettiğini değerlendirmek amacıyla veri seçimi yapılmıştır. Özellikle merkez bankasının faiz politikalarındaki değişimler, küresel

krizlerin etkileri ve finansal dalgalanmalar dikkate alınarak, Fisher Hipotezi’nin Türkiye özelinde nasıl şekillendiği araştırılmıştır.

Bu çalışmayı mevcut literatürdeki benzerlerinden ayıran temel unsurlar, analiz sürecinde uygulanan yöntemlerin sağladığı yöntemsel avantajlar ve kullanılan değişkenlerin özgünlüğünden kaynaklanmaktadır. Bu çalışmada, nominal faiz oranları ile enflasyon arasındaki ilişki, ARDL yöntemi ve nedensellik analizi çerçevesinde incelenmiştir. ARDL yöntemi, ekonometrik analizlerde sunduğu esneklik ve yüksek tahmin gücü nedeniyle literatürde sıkça tercih edilen bir yöntemdir. Bu yöntemin en belirgin avantajlarından biri, değişkenlerin aynı derecede durağan olmasını gerektirmemesi; yani hem $I(0)$ hem de $I(1)$ düzeyindeki değişkenlerin birlikte analiz edilebilmesine olanak tanımasıdır. Çalışmada aylık frekansta veri kullanılması, kısa dönemli dalgalanmaların, mevsimsel etkilerin, ekonomik geçiş süreçlerinin ve özellikle Fisher etkisinin daha ayrıntılı biçimde analiz edilmesine katkı sağlamaktadır. Bunun yanı sıra, değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerinin yönünü ve kısa dönemli etkilerini daha kapsamlı biçimde ortaya koymak amacıyla Toda-Yamamoto nedensellik testi uygulanmıştır. Bu analiz, hem ARDL modelinden elde edilen sonuçların sağlamlığını kontrol etmekte hem de bu sonuçların politika yapıcılar açısından yorumlanmasını desteklerken ekonomik karar alma süreçlerinde de önemli bilgiler sağlamaktadır. Böylece, çalışma hem uzun dönem denge ilişkilerini hem de kısa dönem nedensellik dinamiklerini kapsamlı bir şekilde ele almaktadır.

Çalışmada, enflasyon göstergeleri iki kategoriye ayrılarak incelenmiştir. Yapılan analizlerde maliyet kaynaklı enflasyon için üretici fiyat endeksi (ÜFE), talep kaynaklı enflasyon için ise tüketici fiyat endeksi (TÜFE) verileri kullanılmıştır. ÜFE, üretim süreçlerinde ortaya çıkan maliyet artışlarının fiyatlara yansımaları ölçerken, TÜFE, hane halkı tarafından karşılanan mal ve hizmetlerin fiyat düzeyindeki değişimleri yansıttığından, enflasyonun farklı boyutlarını analiz etme imkânı tanımaktadır. Bireysel kredi faizleri (BKF), tüketicilerin harcama gücüne doğrudan bağlı olduğundan, talep yönlü enflasyonu ölçen TÜFE ile ilişkilendirilmiştir. TÜFE, hane halkının satın aldığı mal ve hizmetlerdeki fiyat değişimlerini gösterdiği için, BKF’de tüketicilerin borçlanma maliyetlerine ve harcama kararlarına doğrudan etki etmektedir. Bu ilişki, tüketici kredilerinin enflasyonist ortamda nasıl şekillendiğini anlamak açısından önemli bir analitik çerçeve sunmaktadır. Öte yandan, ticari kredi faizleri (TKF) işletmelerin maliyet yapısını yansıttığı için ÜFE ile modellenmiştir. ÜFE, firmaların üretim sürecinde kullandıkları girdilerin fiyat değişimlerini ölçerek, maliyet yönlü enflasyonun işletmeler üzerindeki etkisini göstermektedir. Böylece, firmaların borçlanma maliyetleri enflasyonun üretici fiyatları üzerinden şekillenmekte, bu da TKF’yi belirleyen temel unsurlardan biri olmaktadır. Bireysel krediler tüketicilerin harcama davranışlarına duyarlı olduğu gibi, ticari krediler de işletmelerin üretim maliyetlerine bağlı olarak şekillenmektedir. Bu kapsamda, hem makroekonomik analizlerde hem de finansal politika tasarımlarında daha kapsamlı ve sağlıklı değerlendirmelerin yapılması mümkün hale gelmektedir.

Bu bağlamda, çalışmada Fisher hipotezinin geçerliliği iki ayrı model çerçevesinde incelenmiştir. Modellerde sırasıyla TÜFE’nin BKF üzerindeki etkisi ile ÜFE’nin TKF üzerindeki etkisi araştırılmıştır. Fisher hipotezinin farklı modeller aracılığıyla ele alınması ve bu modellerde TÜFE’nin talep yönlü enflasyonu temsil eden BKF ile, ÜFE’nin ise maliyet yönlü enflasyonu yansıtan TKF ile ilişkilendirilmesi, çalışmanın mevcut literatüre kıyasla özgünlüğünü artırmaktadır. Dolayısıyla bu modellerden elde edilen bulguların ilgili alana önemli bilimsel katkılar sağlaması beklenmektedir.

Çalışmanın izleyen bölümleri şu şekilde yapılandırılmıştır: İkinci bölümde Fisher hipotezinin teorik çerçevesi anlatılmakta; üçüncü bölümde literatür incelemesi sunulmakta; dördüncü bölümde veri seti, model ve kullanılan ekonometrik yöntemler açıklanmakta; beşinci bölümde ise ampirik uygulamadan elde edilen bulgular yorumlanmakta ve çalışma, sonuç kısmı ile tamamlanmaktadır.

2. Fisher hipotezinin teorik çerçevesi

Fisher tarafından ileri sürülen ve nominal faiz oranı ile beklenen enflasyon arasındaki bağlantıyı gösteren Fisher denklemi 1 no'lu eşitlikte gösterilmiştir.

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

1 no'lu eşitlikte i_t, r_t ve π_t^e sırasıyla; nominal faiz, reel faiz ve beklenen enflasyon oranını temsil eder (Mishkin, 1992, s.197). Beklenen enflasyon doğrudan hesaplanamadığından, rasyonel beklentiler göz önünde bulundurularak (1) no'lu eşitlik yeniden düzenlenir. Bu düzenleme sırasında, denkleme reel enflasyon oranı ve hata terimi eklenerek 2 no'lu eşitlik oluşturulur (Christopoulos & Leon-Ledesma, 2007, s.545).

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

2 no'lu eşitlik, beklenen enflasyon oranının reel enflasyon oranı $r \pi_t$ ile hata teriminin ε_t toplamına eşit olduğunu göstermektedir. Bu varsayımdan hareketle ve hata teriminin normal dağılım gösterdiği varsayımı altında, Fama (1975) tarafından yeni bir düzenlemeyle 3 no'lu eşitlik oluşturulmuştur.

$$i_t = \alpha_0 + \alpha_1 r \pi_t + \vartheta_t \quad \vartheta_t \sim iid(0, \delta^2) \quad (3)$$

3 no'lu eşitlik, i_t nominal faiz oranının belirli bir sabit α_0 ve beklenen enflasyon oranı $r \pi_t$ çarpanıyla artırılarak, eklenmiş bir hata terimi ϑ_t ile birlikte belirlendiğini gösterir. Hata terimi, modelin açıklayamadığı rastgele bileşeni ifade eder. Yapılan analizlerde nominal faiz oranı ile enflasyon oranı arasında eşbütünleşme ilişkisi belirlendikten sonra beklenen enflasyon katsayısı; $\alpha_1 = 1$ ise tam Fisher etkisinin varlığına, $\alpha_1 > 1$ ise güçlü bir Fisher etkisinin varlığına, $\alpha_1 < 1$ ise zayıf bir Fisher etkisinin varlığına karar verilmektedir. Ancak, nominal faiz oranları ile enflasyon oranı arasında eşbütünleşme ilişkisinin bulunamaması durumunda ise Fisher etkisinin geçerli olmadığına karar verilmektedir (Lebe & Özalp, 2016, s. 98; Samut & Yamak, 2023, ss. 8-9).

Ekonomide eğer Fisher hipotezi geçerliyse, beklenen enflasyondaki değişiklikler reel faiz oranını etkilemez ve sadece nominal faiz oranlarını değiştirir. Bu sebeple hipotezin doğrulandığı ülkelerde, merkez bankasının para politikalarının reel faiz oranları üzerinde tam etkili olmadığı sonucuna varılır (Nusair, 2008, s. 273). Eğer uygulanan para politikaları reel faiz oranlarını tam anlamıyla etkileyemiyorsa bu durum; merkez bankasının ekonomik büyüme ve daralma üzerinde doğrudan etkili olamamasına, yatırım ve tasarruf kararlarını tam kapasiteyle yönlendirememesine, enflasyonu kontrol etme mekanizmalarının sınırlı hale gelmesine, para politikalarının tam etkinlik gösteremeyip ve merkez bankasına duyulan güvenin azalmasına sebebiyet verir. Böylesi durumlar uzun dönemde ekonomik istikrarı tehlikeye sokabilir. Bu nedenle beklenen enflasyon ve nominal faiz oranı arasındaki etkileşimin tespit edilmesi, mali piyasaların ve uygulanan para politikalarının etkinliği açısından oldukça önemlidir.

3. Literatür incelemesi

Fisher hipotezi, birçok araştırmacı tarafından farklı ülke veya ülke grupları için çeşitli ekonometrik teknikler kullanılarak test edilmekte ancak yapılan çalışmalardan elde edilen bulgular ise değişiklik göstermektedir. Örneğin; Mishkin ve Simon (1995), Avustralya için 13 haftalık hazine bonosu faiz oranları ile enflasyon oranları arasında uzun dönemde Fisher etkisini doğrulayan kanıtlar bulmuşlardır. Weidmann (1996), vektör hata düzeltme (VEC) modeli ve eşik eşbütünleşme analizi uyguladığı çalışmasında Almanya’da; benzer şekilde, Wesso (2000) ise Güney Afrika’da faiz oranları ile enflasyon oranları arasında Fisher etkisini doğrulayan sonuçlar elde etmişlerdir. Cooray (2002), enflasyon ve faiz oranları arasındaki ilişkiyi Sri Lanka için analiz etmiş ve rasyonel ve adaptif bekleyişler yaklaşımları altında Fisher etkisini destekleyen bulgulara ulaşmıştır. Çalışmanın sonuçları, adaptif enflasyon beklentileri altında Fisher etkisinin daha güçlü olduğunu göstermektedir. Kasman vd., (2006), gelişmiş ve gelişmekte olan 33 ülke için yaptıkları çalışmada eşbütünleşme sonuçları Fisher etkisini doğrulamaktadır. Westerlund (2008), 20 OECD ülkesi için panel eşbütünleşme analizi yaptığı çalışmasında, nominal kısa vadeli faiz oranları ile enflasyon oranları arasında Fisher etkisine yönelik sonuçlar bulmuştur. Ek olarak, Sathye vd.’nin, (2008), eşbütünleşme ve nedensellik testlerine ait sonuçları, Hindistan’da enflasyon oranları ile üç aylık hazine bonolarının getiri oranları arasında Fisher etkisinin geçerli olduğunu göstermektedir. Obi vd., (2009), eşbütünleşme analizi ile hata düzeltme modelini uygulayarak Nijerya için yaptıkları çalışmada Fisher etkisini doğrulayan sonuçlar elde etmişlerdir. Fatima ve Sahibzada (2012) eşbütünleşme, nedensellik analizi ve varyans ayrıştırma tekniklerini kullandıkları çalışmada, Pakistan için Fisher etkisinin geçerliliğini analiz etmişlerdir. Elde edilen bulgular bu etkiyi desteklemektedir. Yaya (2015), 10 Afrika ülkesi için yaptığı çalışmada yalnızca Kenya için nominal mevduat faiz oranları ile enflasyon oranları arasında tam Fisher etkisine dair bir sonuç bulmuştur. He (2018), Çin ve Güney Kore ekonomileri için Fisher hipotezinin geçerliliğini incelemiştir. Çalışmada eşbütünleşme test sonuçları, Fisher etkisinin Güney Kore’de kısmen geçerli olduğunu, Çin’de ise bu etkinin daha zayıf olduğunu göstermektedir. Zhong (2022) ise çalışmasında uyguladığı eşbütünleşme testi ile Çin’de enflasyon ile faiz oranları arasında uzun dönemli bir ilişki olduğunu ortaya koymuştur.

Bu çalışmalara karşılık, literatürde Fisher hipotezinin geçerliliğini reddeden çalışmalara da rastlamak mümkündür. Örneğin; Inder ve Silvapulle (1993), doğrusal olmayan verileri kullanarak Avustralya için yaptıkları araştırmada Fisher etkisinin geçerli olmadığına yönelik sonuçlar elde etmişlerdir. Paleologos ve Georgantelis (1998), Johansen-Juselius eşbütünleşme testi uyguladıkları çalışmada Yunanistan’da nominal faiz ve enflasyon oranının uzun dönemli bir ilişki içinde olmadığını tespit etmişlerdir. Coppock ve Poitras’ın (2000) 40 ülkeyi ele aldıkları çalışmada elde edilen bulgular Fisher etkisini desteklememektedir. Ghazali ve Ramlee (2003), otoregresif kesirli entegre hareketli ortalama modelini uyguladıkları çalışmada, G7 ülkeleri için faiz oranları ile enflasyon oranları arasında Fisher etkisine dair herhangi bir kanıt bulamamışlardır. Christopoulos ve Leon-Ledesma (2007), ABD’de enflasyon ve nominal faiz oranları arasında uzun dönemli doğrusal bir ilişkinin olmadığını, bu nedenle incelenen dönemde Fisher etkisinin doğrulanmadığı yönünde sonuçlar elde etmişlerdir. Japonya, Malezya, Singapur ve Avustralya için Kalman Filtre yöntemini kullanan Hatemi-J ve Irandoust (2008) çalışmasında da benzer şekilde Fisher etkisinin desteklenmediği görülmektedir. Ek olarak, Gylfason vd.’nin (2016) New York, Londra, Tokyo, Paris, Berlin ve Kalküta için

yaptıkları çalışmada, nominal faiz ve enflasyon oranları arasında herhangi bir bağlantı olmadığı tespit edilmiştir.

Literatürde Türkiye ekonomisi için Fisher etkisinin araştırıldığı çok sayıda çalışmaya rastlamak mümkündür. Bu çalışmalarda da tam bir fikir birliği sağlanamadığı görülmektedir. Örneğin; Turgutlu (2004), Şimşek ve Kadılar (2006), Gül ve Açıkalın (2008), İncekara vd., (2012), Kanca vd., (2015), Lebe ve Özalp (2016), Akıncı ve Yılmaz (2016), Sinan (2019), Gedik (2021), Oğul (2022), Sarı ve Arslan (2022) ve Samut ve Yamak (2023) tarafından yapılan çalışmalarda Fisher etkisinin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu çalışmaların aksine Çakmak vd., (2002), Yılcı (2009), Bayat (2011), Arısoy (2013), Hacıoğlu ve Yerlikaya (2014) tarafından yapılan çalışmalarda ise Fisher etkisinin geçerli olmadığına yönelik kanıtlar elde edildiği görülmektedir.

Literatür genel olarak değerlendirildiğinde, Fisher hipotezi üzerine bugüne kadar çok sayıda ampirik çalışma yapılmış olmakla birlikte, hipotezin geçerliliği konusunda ortak bir görüş birliği sağlanamadığı görülmektedir. Bu durumun temelinde, ülkelerin para ve finansal piyasalarının kendine özgü dinamiklere sahip olmasının etkili olduğu varsayılmaktadır. Türkiye özelinde ise söz konusu farklılıkların daha belirgin şekilde ortaya çıkmasında; para politikasındaki ani değişiklikler, makroekonomik belirsizlikler ve halkın ekonomik karar alıcılara duyduğu güven eksikliği gibi çeşitli faktörlerin etkili olduğu ifade edilebilir.

4. Veri seti, model ve ekonometrik yöntem

Çalışmada, Türkiye’de enflasyon ve nominal faiz oranları arasındaki uzun dönemli ilişkinin araştırılması için 2003:M1-2023:M12 dönemi aylık verileri kullanılmıştır. Veriler Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden (EVDS, 2025) alınmıştır. Değişkenlere ait bilgiler tablo 1’de sunulmaktadır.

Tablo 1: Değişkenlerin Tanımlanması

Değişkenler	Tanımı	Kaynak	Gözlem sayısı	Ortalama	Standart sapma	Min.	Max.
BKF	Bireysel Kredi Faizleri (2003=100)	TCMB (EVDS)	252	22,91	9,745	10,61	61,69
TKF	Tüketici Kredi Faizleri (2003=100)	TCMB (EVDS)	252	18,56	8,234	8,42	52,91
ÜFE	Üretici Fiyat Endeksi 2003=100)	TCMB (EVDS)	252	423,40	572,307	94,32	2,915
TÜFE	Tüketici Fiyat Endeksi 2003=100)	TCMB (EVDS)	252	336,96	328,629	94,77	1,859

Zaman serilerinde olası değişen varyans ve kısmen de olsa otokorelasyon sorunu ile karşılaşma ihtimalinden dolayı seriler, logaritmaları alındıktan sonra analize dahil edilmiştir. Bu dönüşüm, verilerin daha stabilize olmasını ve modelleme süreçlerinde daha sağlıklı sonuçlar elde edilmesini sağlar (Tari, 2018, s. 376). Literatürdeki birçok çalışmada (Doğan vd., 2016; Karahan & Çolak, 2017; Okur, 2017; Saraçoğlu vd., 2015) olduğu gibi değişen varyans ve otokorelasyon sorunlarını minimize etmek amacıyla TÜFE, ÜFE, BKF ve TKF serilerinin logaritmik dönüşümleri kullanılarak çalışmada daha stabilize bir modelleme süreci sağlanmıştır. Çalışmanın modelleri tablo 2’de gösterilmektedir.

Tablo 2: *Ekonometrik Modeller*

Sıra	Ekonometrik modeller	Hipotezler
Model 1	$BKF = \beta_0 + \beta_1 T\ddot{U}FE + \varepsilon_t$	$H_0: \beta_1 = 0$ (TÜFE’nin BKF üzerinde etkisi yoktur) $H_1: \beta_1 \neq 0$ (TÜFE’nin BKF üzerinde etkisi vardır)
Model 2	$TKF = \beta_0 + \beta_1 \ddot{U}FE + \varepsilon_t$	$H_0: \beta_1 = 0$ (ÜFE’nin TKF üzerinde etkisi yoktur) $H_1: \beta_1 \neq 0$ (ÜFE’nin TKF üzerinde etkisi vardır)

Çalışmada dört aşamalı bir ekonometrik yöntem uygulanmıştır. İlk aşamada serilerin durağan olup olmadığını tespit etmek amacıyla Augmented Dickey-Fuller (ADF; Dickey ve Fuller, 1979), Phillips ve Perron (1988) [PP] ile Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (1992) [KPSS] birim kök testlerinden yararlanılmıştır. İkinci aşamada, ARDL ve Toda-Yamamoto yöntemleri için optimal gecikme uzunluklarını belirlemek amacıyla VAR (Vector Autoregression) analizi uygulanmış ve uygun gecikme değerleri elde edilmiştir. Üçüncü aşamada, Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen ARDL eşbütünleşme testi kullanılarak değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki analiz edilmiştir. İlk olarak, bağımlı ve bağımsız değişkenler belirlenmiş ve gecikmeli değişkenleri içeren ARDL modeli oluşturulmuştur. Bu model, kısa ve uzun dönem ilişkilerini aynı çerçevede incelemek amacıyla geliştirilmiştir. Daha sonra, hata düzeltme mekanizması çalıştırılarak kısa dönem dinamikleri analiz edilmiş ve modelin güvenilirliği otokorelasyon, değişen varyans ve normallik testleri ile modellerin kararlılığı ise CUSUM ve CUSUM of Squares testi ile kontrol edilmiştir. Ardından, sınır testi uygulanarak değişkenlerin zaman içindeki etkileri belirlenmiş ve ekonomik değişkenlerin uzun dönemde nasıl hareket ettiği ortaya konulmuştur. Son aşamada ise değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisini analiz etmek amacıyla Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testi uygulanmıştır.

4.1. Birim kök testleri

Bir zaman serisinin durağan olması, o serinin sabit bir uzun dönem ortalaması etrafında dalgalandığını ve zamana bağlı olmayan, sonlu bir varyansa sahip olduğunu gösterir. Buna karşılık, durağan olmayan seriler belirli bir uzun dönem dengesine dönme eğilimi göstermez ve serinin varyansı zamana bağlıdır. Ayrıca, bu tür seriler rassal şoklardan kalıcı şekilde etkilenir ve genellikle rassal bir yürüyüş modeli izler. Bu durum sahte regresyon problemine sebep olabilir (Glynn vd., 2007, s. 66). Bu nedenle çalışmada analize dahil edilen değişkenlerin durağanlığı ADF, PP ve KPSS birim kök testleri ile belirlenmiştir.

ADF birim kök testi, Dickey ve Fuller (1979) testinin genişletilmiş bir versiyonudur. Bu testin en önemli avantajı, otoregresif parametrik bir yaklaşımla hata terimlerindeki seri korelasyonu gidermesidir. Bu testte 4 no’lu regresyon denklemi tahmin edilerek birim kök hesaplanabilir (Dickey & Fuller, 1981, s.1070; Pradhan & Bagchi, 2013, s.142).

$$\Delta Z_t = \alpha_1 + \alpha_2 t + \alpha_3 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

ADF testinde Z_t değişkeninde birim kökünün varlığını test eden sıfır hipotez $H_0: \alpha_3 = 0$, birim kökün olmadığını varsayan alternatif hipoteze $H_1: \alpha_3 \neq 0$ karşı sınanmaktadır. Bu yapı, gecikmeli bağımlı değişkenin katsayısı negatif olduğunda serinin dengeye dönme eğilimi göstermesi, yani durağanlık özelliği taşıması esasına dayanır.

Phillips ve Perron, Dickey ve Fuller testlerinin gücünün zayıf olduğunu ileri sürmüşler ve zaman serisi modellerinde birim kökün varlığını tespit etmek için yeni bir test önermişlerdir. Bu test, uygun bir sapma ve zaman trendine sahip modelleri

kapsamakta ve deterministik bir trend etrafında durağanlığı belirlemek için kullanılmaktadır (Phillips & Perron, 1988, ss. 335-338). Hipotezleri ADF testi ile aynı olan PP testinde, serilerin durağanlığı 5 no'lu eşitlikte gösterilen regresyon denkleminden hareketle hesaplanmaktadır. Bu eşitlikte $(\tilde{\mu}, \tilde{\beta}, \alpha)$ regresyon katsayılarını, $\tilde{u}$ ise hata terimini temsil etmektedir.

$$y_t = \tilde{\mu} + \tilde{\beta} \left(t - \frac{1}{2}T \right) + \alpha y_{t-1} + \tilde{u}_t \quad (5)$$

Durağanlık analizinde yaygın olarak kullanılan bir diğer test KPSS (1992) testidir. KPSS testinin ADF ve PP testlerinden farkı, testin gözlemlenen seride deterministik trendin arındırılarak mevcut serinin durağanlaşmasına yardımcı olma fonksiyonuna sahip olmasıdır. $t = 1, 2, \dots, T$ olmak üzere y_t , durağanlığını test etmek istediğimiz bir seri olsun. Bunun için 6 no'lu eşitlikte gösterilen model temel alınarak analiz yapılmaktadır (Kwiatkowski vd., 1992, s. 162).

$$y_t = \xi t + r_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

6 no'lu eşitlikte ξ , eğim katsayısını, r ise rassal terimi temsil etmektedir. ADF ve PP testlerine göre KPSS testinin hipotezleri farklı şekilde kurulur. KPSS testinin boş hipotezinde durağanlığın $(H_0: \sigma_u^2 = 0)$, alternatif hipotezde ise birim kökün olduğu $(H_1: \sigma_u^2 \neq 0)$ varsayılmaktadır.

4.2. Optimal gecikme uzunluğunun belirlenmesi

Çalışmada ARDL sınır testi ve nedensellik testlerini uygulamadan ilişkili bağımlı ve bağımsız değişkenler için optimal gecikme uzunluklarının belirlenmesi büyük önem taşımaktadır. Sims (1980) ve Lütkepohl'a (2005) göre optimal gecikme uzunlukları, modelin doğruluğunu ve etkinliğini artırarak güvenilir sonuçlar elde edilmesine yardımcı olur. Bu bağlamda, optimal gecikme uzunluklarının belirlenmesi için VAR analizi uygulanmıştır. VAR analizi, zaman serisi verileri arasındaki dinamik ilişkileri ortaya koyarak, her değişkenin kendi gecikmeli değerleri ve diğer değişkenlerin gecikmeli değerleri ile ilişkisini incelemektedir. Bu analiz, değişkenler arasındaki etkileşimlerin daha iyi anlaşılmasını ve modelin doğru bir şekilde yapılandırılmasını sağlar.

4.3. ARDL eşbütünleşme testi

Zaman serileri bazen birim kök içerebilmekte yani durağan olmayabilmektedir. Engle ve Granger (1987), Johansen (1988) gibi geleneksel eşbütünleşme testleri ile eşbütünleşme analizi yapılabilmesi için serilerin aynı düzeyde durağan olması gerekmektedir. Diğer taraftan serinin durağan olmaması durumunda ise serinin farkının alınması gerekir. Serinin farkının alınması durumu, gözlem kaybının oluşmasına ve ampirik araştırmalarda ve politika önerilerinde hatalı sonuçlar ortaya çıkmasına sebep olmaktadır. Bu sorunu ortadan kaldırmak amacıyla Pesaran vd., (2001), ARDL eşbütünleşme testini geliştirmişlerdir (Bahmani-Oskooee & Ng, 2002, s. 150).

Bu yöntemin en önemli üstünlüğü değişkenlerin aynı düzeyden durağan olup olmadığı dikkate alınmaksızın değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin araştırılmasına olanak sağlamasıdır (Paudel & Jayanthakumaran, 2009, s.137). Ayrıca bu yöntemin bazı kolaylıkları da söz konusudur. Bunlardan ilki, sınır testi prosedürünün kolay olması ve çok değişkenli eşbütünleşme tekniklerinin aksine, modelin gecikme uzunluğunun en küçük kareler yöntemi ile tahmin edildikten sonra eşbütünleşme ilişkisinin belirlenebilmesidir. İkincisi ise sınır testinin küçük örneklemeler için de oldukça etkin olmasıdır (Sharifi-Renani, 2007, s. 4). Bahsedilen üstünlük ve kolaylıkların aksine ARDL eşbütünleşme testi, iki veya daha yüksek dereceden durağan olan serilerin analiz

edilmesinde kullanılamaz. Çünkü serilerin iki veya daha yüksek dereceden farkı alınarak durağanlaştırılmaları durumunda karşılaştırılabilecek kritik değerler üretilmemektedir (Çağlayan, 2006, s. 427; Özcan, 2017, s. 29).

Çalışmada, ARDL sınır testi için öncelikle enflasyon ve nominal faiz oranları arasındaki uzun dönemli ilişkiyi incelemek amacıyla 7 ve 8 no’lu eşitliklerde gösterilen ARDL kısıtsız hata düzeltme modelleri (Unrestricted Error Correction-UECM) oluşturulmuştur. UECM modelleri, oluşabilecek sapmaların ne hızla düzeltildiğini gösteren hata düzeltme terimini içerirler. Hata düzeltme terimi değişkenlerin uzun dönem ilişkilerinin etkili bir şekilde değerlendirilmesinde önemli rol oynamaktadır. İkinci aşamada ise modellerin hipotezleri oluşturulmuş ve bu hipotezler F testi kullanılarak test edilmiştir. F testi sonucunda hesaplanan istatistik değerleri ve kritik değerlerin doğru değerlendirilmesi enflasyon ve nominal faiz oranları arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin tespit edilmesinde önemlidir. F istatistiğinin, sınır değerlerin üzerinde olması değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığını, F istatistiğinin sınır değerlerin altında olması durumu ise değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını gösterir.

Model 1: BKF ve TÜFE’nin uzun dönem hata düzeltme modeli

$$\Delta BKF_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \Delta BKF_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \gamma_i \Delta TÜFE_{t-i} + \lambda(BKF_{t-1} - \theta_0 - \theta_1 TÜFE_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (7)$$

Model 2: TKF ve ÜFE’nin uzun dönem hata düzeltme modeli

$$\Delta TKF_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \Delta TKF_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \gamma_i \Delta ÜFE_{t-i} + \lambda(TKF_{t-1} - \theta_0 - \theta_1 ÜFE_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (8)$$

Yukarıdaki modellerde yer alan değişkenlere ilişkin; Δ bir değişkenin bir dönem öncesine göre dönüşümünü, $BKF_{t-1} - \theta_0 - \theta_1 TÜFE_{t-1}$ ve $TKF_{t-1} - \theta_0 - \theta_1 ÜFE_{t-1}$ değişkenler arasındaki uzun dönem denge ilişkisinden sapmayı gösteren hata düzeltme terimlerini, λ hata düzeltme katsayısını, α_0 sabiti, β_i ve γ_i gecikmeli katsayıları, θ_0 ve θ_1 uzun dönem denge katsayıları, ε_t ise modelin hata terimini temsil etmektedir.

Her iki model de uzun dönem ilişkiler, hata düzeltme ve uzun dönem katsayılar ile değerlendirilir. Hata düzeltme katsayısı negatif ve istatistiksel olarak anlamlı ise, seriler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu ve sapmaların zamanla düzeltildiği anlamına gelir. θ_0 katsayısı, hata düzeltme modelinin sabit terimi olarak, uzun dönem denge seviyesini ifade eder ve bu değer anlamlı olması, modelin farklı veri setleri ve farklı koşullar altında tutarlı ve güvenilir sonuçlar üretebilme yeteneğine sahip olduğunu gösterir. θ_1 katsayısı istatistiksel olarak anlamlı pozitif veya negatif bir değere sahipse bu durum da, değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki vardır denilebilir.

Modellerdeki değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olup olmadığını belirlemek için ARDL sınır testi hipotezleri oluşturulmuştur. Aşağıda gösterilen bu hipotezler, UECM modellerinin geçerliliğini ve değişkenler arasındaki ilişkilerin anlamlılığını test etmek için kullanılır.

$$\begin{aligned} H_0: \theta_1 = \theta_2 = \dots \theta_n = 0 & \quad (Eşbütünleşme ilişkisi yoktur) \\ H_1: \theta_1 \neq \theta_2 \neq \dots \theta_n \neq 0 & \quad (Eşbütünleşme ilişkisi vardır) \end{aligned}$$

4.4. Toda-Yamamoto nedensellik testi

Toda ve Yamamoto (1995), nedensellik testi Granger nedensellik testinin güncellenmiş versiyonudur. VAR modeline dayalı olan bu test, seriler arasındaki durağanlık seviyesi ile eşbütünleşme ilişkisini göz ardı ederek değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin tahmin edilmesine olanak sağlar (Gazel, 2017, s. 291; Toda & Yamamoto, 1995, s. 227). Toda-Yamamoto testinin Granger nedensellik testine göre en

önemli üstünlüğü, Granger testi aynı düzeyden durağan olan serilere uygulanabilirken, Toda-Yamamoto nedensellik testi ise farklı düzeylerde durağan olan serilere de kolaylıkla uygulanabilmektedir. Toda-Yamamoto nedensellik testinde, serilerin durağanlık seviyeleri dikkate alınmaksızın standart VAR modeli oluşturulur. Sonrasında VAR modelinin gerçek gecikme uzunluğu olan k 'ya serilerin maksimum entegrasyon derecesi (d_{max}) eklenir ve $(k + d_{max})$ elde edilir. Bu yöntemde maksimum entegrasyon derecesinin k 'yı aşmaması gerekmektedir (Jain & Ghosh, 2013, s. 90).

Toda-Yamamoto nedensellik testi, değişkenler arasındaki çift yönlü nedenselliği inceler. Y ve X değişkenleri için bu testte tahmin edilen VAR modelinin genel denklemleri 9 ve 10 no'lu eşitliklerde gösterilmiştir (Raihan, 2023, s. 676).

$$y_t = \Omega + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} x_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} y_{t-i} + \sum_{i=k+1}^{k+d_{max}} \delta_{1i} x_{t-i} + \sum_{i=k+1}^{k+d_{max}} \gamma_{1i} y_{t-i} + \epsilon_{1t} \quad (9)$$

$$x_t = \lambda + \sum_{i=1}^k \alpha_{2i} x_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} y_{t-i} + \sum_{i=k+1}^{k+d_{max}} \delta_{2i} x_{t-i} + \sum_{i=k+1}^{k+d_{max}} \gamma_{2i} y_{t-i} + \epsilon_{2t} \quad (10)$$

Bu eşitliklerde y_t ve x_t incelenen zaman serilerini, Ω ve λ sabit terimleri, α, β, δ ve γ eğim parametrelerini, ϵ_{1t} ve ϵ_{2t} ise hata terimlerini temsil etmektedir. Bu model, entegrasyon ve koentegrasyon sorunlarını dikkate almadan, nedensellik ilişkilerini belirlemek için esnek bir yöntem sunar.

5. Bulgular

Çalışmada kullanılan değişkenlere uygulanan ADF, PP ve KPSS test sonuçları tablo 3'te gösterilmektedir.

Tablo 3: Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler		ADF test istatistiği		PP test istatistiği		KPSS LM test istatistiği	
		Sabitli	Sabitli-Trendli	Sabitli	Sabitli-Trendli	Sabitli	Sabitli-Trendli
Düzye	BKF	-1,735	-1,830	-1,674	-1,352	0,437	0,432
	TÜFE	3,227	3,688	5,925	5,333	1,877	0,227
	TKF	-2,078	-2,431	-2,269	-1,945	0,401	0,393
	ÜFE	3,188	1,085	4,735	2,277	1,730	0,338
1. Fark	Δ BKF	-10,529 ^a	-6213 ^a	-10,530 ^a	-10,801 ^a	0,477	0,032 ^a
	Δ TÜFE	-2,101	-4538 ^a	-8,020 ^a	-9,118 ^a	1,035	0,213 ^a
	Δ TKF	-5,570 ^a	-6,250 ^a	-9,273 ^a	-9,523 ^a	0,323	0,032 ^a
	Δ ÜFE	-5,066 ^a	-4,851 ^a	-6,916 ^a	-7,757 ^a	0,921	0,211 ^a
Anlamlılık düzeyi	%1	-3,995	-3,995	-3,995	-3,995	0,216	0,216
	%5	-3,428	-3,428	-3,427	-3,427	0,146	0,146
	%10	-3,137	-3,137	-3,137	-3,137	0,119	0,119

Not: ADF testinde AIC kriteri kullanılarak gecikme uzunluğu seçilmiştir. PP ve KPSS testlerinde Bartlett Kernel (varsayılan) spektral tahmin yöntemi ve Newey-West Bandwidth (otomatik seçim) kriterleri kullanılmıştır. ^a, % 1 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Δ ise fark operatörüdür.

ADF ve PP testlerinin sabitli ve trendli olmak üzere her iki modelde tüm değişkenler için test istatistikleri kritik değerlerden büyüktür. Bu durum serilerin düzeyde durağan olmadığını göstermektedir. Ancak serilerin birinci farkı alınarak ADF ve PP testleri tekrar uygulandığında ADF testinin sabitli modelinde TÜFE değişkeni dışındaki diğer değişkenlerin tamamının durağanlaştığı görülmektedir.

ADF ve PP testlerinde olduğu gibi KPSS testinde de benzer bir durum söz konusudur. KPSS testinde sabitli ve trendli modellerin her ikisinde tüm değişkenlerin

test istatistikleri kritik değerlerden büyüktür. Dolayısıyla seriler düzeyde durağan değildir. Serilerin birinci farkı alınarak KPSS testi tekrar uygulandığında değişkenlerin sabitli modelde durağan olmadıkları fakat trendli modelde tüm değişkenlerin birinci farklarında durağan olduğu görülmektedir.

Optimal gecikme uzunluklarının doğru belirlenmesi, ARDL modeli ve Toda-Yamamoto nedensellik testinin sağlıklı ve güvenilir sonuçlar üretebilmesi açısından önemlidir. Bu sebeple, her iki model için değişkenler arasındaki dinamik ilişkileri doğru şekilde yansıtabilmek amacıyla, optimal gecikme uzunlukları VAR analizi ile tespit edilmiş ve Tablo 4’te sunulmuştur.

Tablo 4: Optimal Gecikme Uzunlukları

Gecikme uzunluğu	$BKF=F(TÜFE)$					
	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-2569,592	NA	489,082	21,078	21,107	21,090
1	-1388,452	2333,236	315,507	11,429	11,515	11,464
2	-1336691	101,399	213,302	11,038	11,181	11,096
3	-1325,061	22,593	200,374	10,975	11,176*	11,056*
4	-1324,100	1,850	205,436	11,000	11,258	11,104
5	-1314,413	18,500	196,090	10,954	11,269	11,081
6	-1308,241	11,685*	192,646*	10,936*	11,309	11,086
7	-1306,200	3,831	195,786	10,952	11,382	11,125
8	-1304,178	3,762	199,014	10,968	11,455	11,164
Gecikme uzunluğu	$TKF=F(ÜFE)$					
	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-2696,893	NA	1388,504	22,122	22,150	22,133
1	-1545,963	2273,558	1147,408	12,721	12,807	12,755
2	-1441,726	204,201	504,544	11,899	12,042*	11,957
3	-1435,366	12,355	494,886	11,880	12,080	11,960
4	-1428,037	14,117	481,582	11,852	12,110	11,956
5	-1413,804	27,182	442,861	11,768	12,084	11,895
6	-1409,981	7,238	443,539	11,770	12,142	11,920
7	-1393,622	30,706*	400,851*	11,669*	12,099	11,842*
8	-1391,009	4,862	405,491	11,680	12,167	11,876

Not: Optimal gecikme uzunluğunu belirlerken kullanılan bilgi kriterleri genellikle LogL değerine dayanır ve modelin uygunluğunu belirtir. *, bu kriterlerin LogL değerine dayalı olarak modelin uygunluğunu belirlediğini gösterir. Tabloda LR, FPE, AIC, SC ve HQ bilgi kriterleridir.

Tablo 4’teki sonuçlar, BKF ve TÜFE arasında VAR analizine göre 6. gecikme uzunluğunun optimal gecikme uzunluğu olarak belirlendiğini; TKF ve ÜFE arasında ise 7. gecikme uzunluğunun optimal gecikme uzunluğu olarak belirlendiğini göstermektedir.

Tablo 5: *BKF - TÜFE Arasındaki Kısa Dönemli İlişkinin ARDL (2,1) Modeli İle Tahmini*

Değişken	Katsayı	t-istatistiği	Olasılık değeri
D(BKF(-1))	0,357	6,148	0,000
D(TÜFE)	0,858	3,274	0,001
BKF(-1)	-0,048	-3,314	0,001
TÜFE(-1)	0,045	1,774	0,077
C	-0,065	-0,710	0,478
@TREND	-0,000	-1,667	0,096
CointEq(-1)	-0,032	-3,600	0,000

Not: Optimal gecikme uzunluğu AIC kriteri ile tespit edilmiştir. Tabloda, D(BKF(-1)) BKF'nin gecikmeli değerini, D(TÜFE) cari dönemdeki TÜFE değişimini, BKF(-1) BKF'nin önceki dönemdeki seviyesini, TÜFE(-1) TÜFE'nin gecikmeli değerini, C sabit terimi, @TREND zaman eğilimi değişkenini ve CointEq(-1) hata düzeltme terimini temsil etmektedir.

Tablo 5'te tahmin edilen katsayılar göre, önceki dönem BKF değişiminin mevcut dönemde BKF üzerinde güçlü ve pozitif bir etkisi olduğu görülmektedir. Benzer şekilde, TÜFE'nin kısa dönem değişimi BKF üzerinde pozitif etkiye sahip olup fiyat seviyelerindeki değişimlerin BKF'yi doğrudan etkilediğini göstermektedir. Gecikmeli BKF'nin etkisi negatif ve anlamlı olup, BKF'nin önceki dönem seviyesinin mevcut dönemde düşüş yönlü bir etkisi bulunduğunu göstermektedir. Gecikmeli TÜFE değişkeninin etkisi pozitif ancak nispeten daha zayıf bulunmuştur.

ARDL (2,1) modeli sonuçları, BKF ile TÜFE arasında pozitif bir kısa dönem ilişkisi bulunduğunu ortaya koymaktadır. Modelin kısa dönem tahminleri, değişkenlerin anlık ve kısa vadeli etkilerini incelerken, CointEq(-1) hata düzeltme terimi uzun dönem dengesine dönüş sürecini yansıtmaktadır. Bu nedenle, kısa dönem sonuçları değerlendirilirken, hata düzeltme mekanizmasının etkisi dikkate alınarak uzun dönem dinamiklerine de vurgu yapılmaktadır. Modelde yer alan hata düzeltme terimi katsayısının negatif ve anlamlı olması, uzun dönem dengesizliğin kısa dönemde düzeltilme hızını göstermekte ve BKF'nin yaklaşık %3.20 hızla uzun dönem dengeye yöneldiğini ortaya koymaktadır.

Tablo 6: *BKF - TÜFE Arasındaki Uzun Dönemli İlişkinin ARDL (2,1) Modeli ile Tahmini*

Değişken	Katsayı	t-istatistiği	Olasılık değeri
C	-0,065	-0,710	0,478
@TREND	-0,000	-1,667	0,096
TÜFE(-1)	0,945	2,290	0,022
BKF(-1)	-0,048	-3,314	0,001
TÜFE(-1)	0,045	1,774	0,077
D(BKF(-1))	0,357	6,148	0,000
D(TÜFE)	0,858	3,274	0,001

Uzun Dönem Denklem: $EC=BKF(0.945TÜFE)$

Tablo 6'da modelde yer alan BKF(-1) değişkeni negatif ve anlamlı bir katsayıya sahiptir, bu durum uzun dönem hata düzeltme mekanizmasının etkin olduğunu göstermektedir. BKF'nin önceki dönem değerinin, mevcut dönemde uzun dönem dengeye yönelimini ifade ettiği anlaşılmaktadır. Öte yandan, TÜFE'nin gecikmeli değeri pozitif bir katsayıya sahip olup, uzun dönemde BKF üzerindeki etkisinin pozitif olduğunu göstermektedir; ancak anlamlılık seviyesi sınırda kalmıştır.

Elde edilen uzun dönem denklemi sonuçlarına göre, BKF’nin uzun dönem seviyesini belirleyen en önemli faktör TÜFE değişkenidir. TÜFE’nin BKF üzerindeki etkisi pozitif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Bununla birlikte, sabit terim ve trend değişkeninin uzun dönem ilişkisinde belirgin bir rol oynamadığı gözlemlenmiştir.

Genel olarak, model sonuçları BKF’nin TÜFE ile uzun dönem ilişkisini desteklemekte ve hata düzeltme mekanizmasının varlığını ortaya koymaktadır. Modelin uzun dönem dinamikleri açısından BKF’nin TÜFE’ye bağlı olarak değiştiği ve zaman içinde dengeye doğru yöneldiği görülmektedir.

Modelin güvenilirliğini büyük ölçüde destekleyen yapısal ve tanısal testler incelenmiş ve elde edilen sonuçlar %5 anlamlılık düzeyi ile karşılaştırılarak Tablo 7’de sunulmuştur. Yapılan testler arasında Ramsey RESET model spesifikasyon testi gibi yapısal testi ile Breusch-Godfrey otokorelasyon testi, ARCH testi (Heteroskedastisite Testi), Jarque-Bera (JB) Normallik Testi ve CUSUM ile CUSUM of Square kararlılık testleri gibi tanısal testler bulunmaktadır. Bu testler sayesinde modelin doğruluğu ve güvenilirliği analiz edilmiştir.

Tablo 7: BKF ve TÜFE Arasındaki İlişkinin ARDL (2,1) Modeli Tanısal Test Sonuçları

Test adı	Test istatistiği	Olasılık değeri	Sonuç
Ramsey RESET model spesifikasyon testi	F= 1,420	0,154	Model kurma hatası yoktur.
Breusch-Godfrey otokorelasyon testi	F= 0,573	0,751	Otokorelasyon yoktur.
ARCH testi	F= 7,296	0,007	Değişen varyansın varlığı tespit edilmiştir.
Jarque-Bera normallik testi	JB=1,747	0,000	Hata terimleri normal dağılım göstermemektedir.

Tablo 7’de görüldüğü gibi Ramsey RESET testi sonucunda modelin kurulumu ve değişken seçimi açısından herhangi bir hata bulunmadığı tespit edilmiştir. Ayrıca Breusch-Godfrey otokorelasyon testi sonuçları, modelde otokorelasyon probleminin olmadığını göstermekte olup, bu durum modelin dinamik yapısının sağlam olduğu şeklinde değerlendirilebilir.

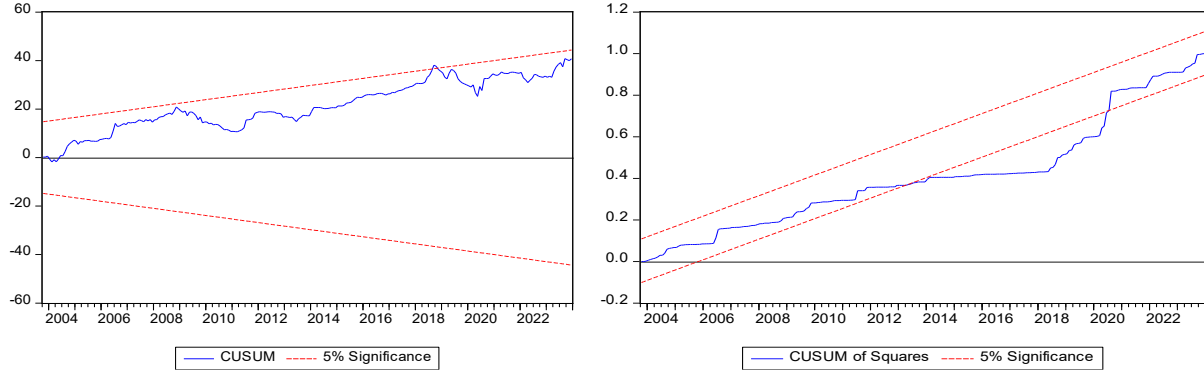
Heteroskedastisite sorununun tespiti için yapılan ARCH testi sonuçlarına göre heteroskedastisite belirlenmiş ve JB normallik testi sonuçları, hata terimlerinin normal dağılım göstermediğini ortaya koymuştur.

Finansal zaman serilerinin analiz edildiği birçok çalışmada (Chia & Lim, 2015; Mishra, 2015; Nordin vd., 2014) benzer sonuçlar elde edilmekte olup, heteroskedastisite ve normallik sınamalarının çoğu zaman finansal verilerin doğası gereği ortaya çıktığı gözlemlenmektedir. Bu durum, finansal verilerin yapısal özelliklerinden kaynaklanmakta olup, veri dağılımı ve değişkenlik açısından standart varsayımlardan sapmalar gösterebileceğini ortaya koymaktadır. Shrestha ve Chowdhury’e (2005) göre ARDL modelinde değişen varyansın gözlemlenmesi, zaman serilerinin farklı eşbütünleşme derecelerine sahip olmasından kaynaklanan bir durum olduğu belirtilmektedir (Gazel, 2017, s.557).

Modelin parametre kararlılığını analiz etmek için %95 güven düzeyinde CUSUM ve CUSUM of Squares testleri uygulanmıştır. Bu testler, modelin parametre kararlılığını

ölçerek, yapısal kırılmaların veya istikrarsızlıkların olup olmadığını ortaya koymaktadır. Elde edilen sonuçlar, modelin genel güvenilirliğini destekleyici nitelikte olup, özellikle tahmin performansı açısından önemli çıkarımlara ulaşılmasını sağlamaktadır.

Şekil 2: BKF ve TÜFE Modeli CUSUM ve CUSUM of Squares Testi



Modelde kullanılan CUSUM ve CUSUM of squares testi sonuçları incelendiğinde bazı dönemlerde stabilite dışı durumların ortaya çıktığı gözlemlenmektedir. Modelin tüm teşhis sonuçları değerlendirildiğinde bu stabilite dışı durumların genel güvenilirliği tam olarak olumsuz yönde belirleyici olmadığı söylenebilir. Çünkü Ramsey RESET testi, modelin doğru kurulduğunu ve değişken seçiminin uygun olduğunu, Breusch-Godfrey otokorelasyon testi sonuçları ise modelde otokorelasyon probleminin olmadığını ortaya koymaktadır.

Şekil 2’de sunulan bulgular, 2008 ve 2018 yıllarında CUSUM testinin, 2012-2021 döneminde ise CUSUM of squares testinin parametre kararlılığını desteklememesi durumunun, Türkiye ekonomisinin söz konusu dönemlerde maruz kaldığı içsel ve dışsal şoklarla ilişkili olabileceğini göstermektedir. Öncelikle, 2008 küresel finansal krizinin etkileri, birçok ülke ekonomisinde olduğu gibi Türkiye’de de hissedilmiş; özellikle reel sektör ve finansal piyasalar bu süreçten olumsuz yönde etkilenmiştir. Krizin ardından, 2013 yılında başlayan Gezi Parkı olaylarının yarattığı belirsizlik ortamı, finansal piyasalarda ciddi dalgalanmalara yol açmış; olaylar öncesinde 1,70–1,80 bandında seyreden dolar/TL kuru, bu gelişmelerin etkisiyle 2,40 seviyesine kadar yükselmiştir. Kurda gözlenen bu hızlı yükselişe karşılık TCMB, Ocak 2014’te 550 baz puanlık bir faiz artırımına gitmiştir. Aynı dönemde, Mayıs 2013’te yüzde 4,61 ile en düşük seviyelere gerileyen tahvil faizleri, kur şokunun yanı sıra enflasyon beklentilerindeki bozulma ve yabancı yatırımcıların hızlı sermaye çıkışları nedeniyle üç ay içerisinde yaklaşık iki kat artarak yüzde 9,25’e ulaşmıştır. Benzer şekilde, Gezi olayları öncesinde yüzde 6,13 seviyesine kadar gerileyen yıllık enflasyon oranı, olayların ardından üç ay içinde yüzde 8,88’e yükselmiştir. Gezi Parkı olaylarını takip eden süreçte ise 15 Temmuz 2016’da FETÖ terör örgütü mensuplarınca gerçekleştirilen başarısız darbe girişimi, akabinde ABD ile Türkiye arasında Rahip Brunson krizi bağlamında yaşanan diplomatik gerilimlerin karşılıklı ekonomik yaptırımlara dönüşmesi, 2020 yılında ortaya çıkan COVID-19 pandemisi ile bu dönemde izlenen ekonomi politikalarındaki değişiklikler, BKF ile TÜFE arasındaki ilişkiyi önemli ölçüde etkilemiştir (Sezal, 2020, ss.24-25). Bu doğrultuda, Türkiye ekonomisinde yaşanan söz konusu gelişmelerin model parametreleri üzerinde etkili olduğu söylenebilir.

Her ne kadar CUSUM ve CUSUM of squares testlerinde bazı belirsizlikler gözlenirse de modelimizin diğer önemli tanısal ve yapısal testleri dikkate alındığında, ARDL modeli analiz ve tahmin amacıyla kullanılabilir niteliktedir. Bu çerçevede, modelin uzun dönem tahminleri sağlam olup, TÜFE’nin BKF üzerindeki belirleyici etkisini ortaya

koymaktadır. Hata düzeltme mekanizmasının çalışması, BKF'nin TÜFE'ye bağlı olarak uzun dönemde dengeye geri döndüğünü göstermektedir.

Tablo 8: *TKF ve ÜFE Arasındaki Kısa Dönem İlişkinin ARDL (7,3) Modeli Tahmin Sonuçları*

Değişken	Katsayı	t-istatistiği	Olasılık değeri
D(TKF(-1))	0,433	6,983	0,000
D(TKF(-2))	0,126	1,855	0,064
D(TKF(-3))	0,079	1,215	0,225
D(TKF(-4))	-0,083	-1,271	0,204
D(TKF(-5))	-0,032	-0,487	0,626
D(TKF(-6))	0,202	3,098	0,002
D(ÜFE)	0,995	4,173	0,000
D(ÜFE(-1))	0,475	1,605	0,109
D(ÜFE(-2))	-0,834	-3,248	0,001
CointEq(-1)	-0,053	-3,924	0,000

Tablo 8’de kısa dönem tahmin sonuçları, bağımlı değişken olan TKF'nin geçmiş değerlerinin güçlü bir etkisi olduğunu göstermektedir. Özellikle D(TKF(-1)) katsayısı oldukça yüksek ve anlamlıdır. Bu durum bir önceki dönem TKF, mevcut dönemi belirgin bir şekilde etkilemektedir anlamına gelmektedir. Bunun yanı sıra D(TKF(-6)) katsayısı da anlamlıdır. Bu da altıncı gecikmeli dönemin TKF üzerindeki etkisinin devam ettiğini gösterir. Bağımsız değişken olan ÜFE'nin doğrudan etkisi çok güçlüdür. Bu sonuç, finansal değişkenlerin kısa dönemde TKF üzerinde belirleyici bir rol oynadığını göstermektedir. Ancak, ÜFE'nin ikinci gecikmeli değeri negatif ve anlamlıdır, bu da demektir ki iki dönem önceki ÜFE'nin TKF üzerinde azalma yönünde etkisi olmuştur. Hata düzeltme mekanizması açısından CointEq(-1) katsayısının negatif ve anlamlı olması, kısa dönem dinamiklerinde şokların uzun dönemli dengeye dönüş sürecini desteklediğini göstermektedir.

Tablo 9: *TKF ve ÜFE Arasındaki Uzun Dönem İlişkinin ARDL (7,3) Modeli Tahmin Sonuçları*

Değişken	Katsayı	t-istatistiği	Olasılık değeri
ÜFE	0,514	2,050	0,041

$$\text{Uzun Dönem Denklem: } EC=TKF-(0.514\dot{ÜFE})$$

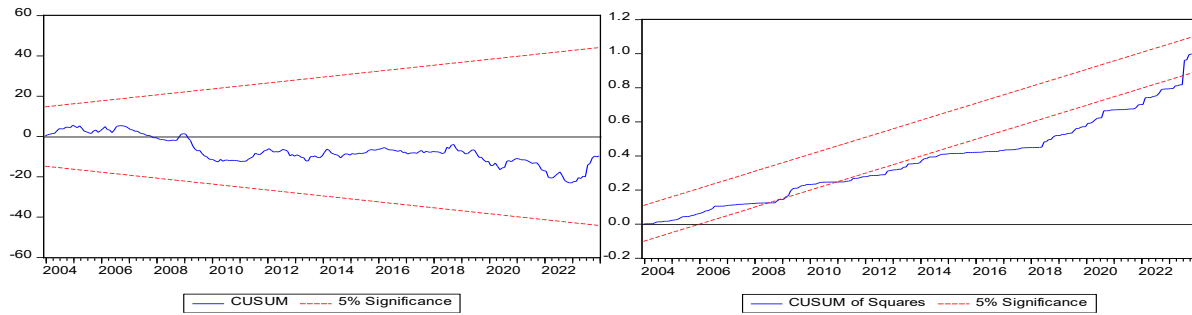
Tablo 9’da uzun dönem sonuçlar incelendiğinde, ÜFE’nin (%51,4) TKF’nin uzun dönem seviyesini belirlemede önemli bir değişken olduğu ve TKF üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkisinin bulunduğu görülmektedir.

Tablo 10: *TKF ve ÜFE Arasındaki İlişkinin ARDL (7,3) Modeli Tanısal Test Sonuçları*

Test adı	Test istatistiği	Olasılık değeri	Sonuç
Ramsey RESET model spesifikasyon testi	F= 0,493	0,611	Model kurma hatası yoktur.
Breusch-Godfrey otokorelasyon testi	F=0,874	0,527	Otokorelasyon yoktur.
ARCH testi	F= 0,127	0,721	Değişen varyans yoktur.
Jarque-Bera normallik testi	JB=124,488	0,000	Hata terimleri normal dağılım göstermemektedir.

Modelin güvenilirliğini değerlendirmek amacıyla yapılan testler, çeşitli yönleriyle modelin sağlamlığını ortaya koymaktadır. Tablo 10'da Ramsey RESET testi, modelin fonksiyonel formunun doğru belirlendiğini ve eksik değişkenlerin olmadığını gösterirken, Breusch-Godfrey otokorelasyon testi, modelde otokorelasyon probleminin bulunmadığını kanıtlamaktadır. ARCH testi, hata terimlerinin varyansının sabit olduğunu ve değişen varyans sorununun olmadığını ortaya koymuştur. Bununla birlikte, modelin uzun dönemli güvenilirliğini ve istikrarını daha kapsamlı şekilde değerlendirmek amacıyla, %95 güven düzeyinde CUSUM ve CUSUM of Squares kararlılık testleri uygulanmıştır.

Şekil 3: TKF – ÜFE Modeli CUSUM ve CUSUM of Squares Testi



Şekil 3'de sunulan bulgular, TKF-ÜFE modeline uygulanan CUSUM testinin model parametrelerinin kararlılığını doğruladığını ortaya koymaktadır. Öte yandan, CUSUM of squares testinin sonuçları ise gerekçeleri Şekil 2'de anlatıldığı üzere, aynı dönemde bu modelde de belirli düzeyde belirsizliklerin var olduğunu işaret etmektedir. İlgili dönemde Türkiye ekonomisi üzerinde etkili olan iç ve dış gelişmeler göz önünde bulundurularak modelin tüm teşhis testleri birlikte değerlendirildiğinde, modelin genel güvenilirliğini olumsuz etkileyen belirgin bir sorun bulunmamaktadır. Nitekim Ramsey RESET testi, modelin doğru bir şekilde kurulduğunu ve değişken seçimi açısından herhangi bir hata bulunmadığını ortaya koymaktadır. Ayrıca, Breusch-Godfrey otokorelasyon testi sonuçları, modelde otokorelasyonun mevcut olmadığını göstererek, modelin dinamik yapısının istikrarlı ve tutarlı olduğunu teyit etmektedir. Bu çerçevede, CUSUM of squares testinde gözlemlenen sınırlı düzeydeki stabilite dışı bulgulara rağmen, modelin genel geçerliliğini koruduğu ve elde edilen bulguların ARDL modelinin analitik çalışmalar için uygun olduğunu göstermektedir.

Kurulan modellerin yapısal ve tanısal testleri yapıldıktan sonra BKF ile TÜFE ve TKF ile ÜFE arasındaki uzun dönemli ilişkiyi belirlemek amacıyla uygulanan ARDL sınır testi sonuçları tablo 11'de gösterilmektedir.

Tablo 11: ARDL Sınır Testi Sonuçları

Model	F-istatistiği	Anlamlılık düzeyi	Kritik değer I(0)	Kritik değer I(1)
1 BKF = F(TÜFE)	6,005	10%	4,04	4,78
		5%	4,94	5,73
		1%	6,84	7,84
2 TKF = F(ÜFE)	7,532	10%	4,04	4,78
		5%	4,94	5,73
		1%	6,84	7,84

Fisher hipotezi çerçevesinde değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi test etmek amacıyla hesaplanan F-istatistik değerleri Tablo 11’de sunulmaktadır. BKF ile TÜFE arasındaki uzun dönemli ilişki için elde edilen F-istatistik değeri 6,005 olup, bu değer %5 anlamlılık düzeyindeki I(1) kritik değerini aştığından iki değişken arasında uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisinin varlığını doğrulamaktadır. Benzer şekilde, TKF ile ÜFE arasındaki uzun dönemli ilişkiye yönelik hesaplanan F-istatistik değeri ise 7,532’dir. Bu değer de aynı düzeydeki kritik değerin üzerinde gerçekleşmesi, ÜFE ile TKF arasında da uzun dönemli bir ilişkinin bulunduğunu ortaya koymaktadır.

Bulgular, her iki modelde H_0 hipotezlerinin reddedildiğini kanıtlamakta ve Türkiye ekonomisi için Fisher hipotezinin geçerliliğini teyit etmektedir. Böylece, enflasyon oranlarındaki değişikliklerin nominal faiz oranları üzerinde kalıcı ve belirleyici etkiler yarattığı ampirik olarak doğrulanmaktadır.

Analizin son aşamasında Toda-Yamamoto modifiye edilmiş WALD testiyle tahmin edilen nedensellik sonuçları tablo 12’de gösterilmektedir.

Tablo 12: *Toda-Yamamoto Nedensellik Sonuçları*

Nedensellik yönü	χ^2 istatistiği	Olasılık (p*)
BKF → TÜFE	50,319	4,057
TÜFE → BKF	12,413*	0,053
TKF → ÜFE	85,075	1,265
ÜFE → TKF	19,754*	0,006

Not: Testler için gecikme uzunluğu $m=6$ ve $m=7$, $d_{\max}=1$ olarak alınmıştır. $p^*<0.05$ anlamlılığı göstermektedir.

Çalışmada, BKF ve TÜFE değişkenleri için optimal gecikme uzunluğu daha önce ($m=6$) olarak belirlendiği için serilerin maksimum bütünleşme derecesi ($d_{\max}=1$) eklenerek genişletilmiş VAR modeli oluşturulmuştur. Bu model, SUR yöntemi ile tahmin edilmiş ve 6 gecikmeli değerlere Wald istatistiği uygulanarak BKF ve TÜFE serileri arasındaki nedensellik ilişkisi incelenmiştir.

Tablo 12’deki Toda-Yamamoto nedensellik sonuçlarına göre, BKF’nin TÜFE üzerindeki olasılık değeri, %10 anlamlılık düzeyinden büyük olduğu için BKF’den TÜFE’ye herhangi bir nedensel etkinin olmadığı, ancak TÜFE’nin BKF üzerindeki etkisi incelendiğinde olasılık değerinin, %10 anlamlılık düzeyinden küçük olduğu görülmektedir. Bu sonuç, TÜFE’den BKF’ye bir nedensellik ilişkisi olduğunu göstermektedir. Bu nedensellik ilişkisi, TÜFE’nin geçmiş değerlerinin BKF’nin gelecekteki değerlerini tahmin etmede anlamlı bir bilgi sağlarken, aynı zamanda uzun dönemde enflasyondan faiz oranlarına doğrusal bir ilişki olduğunu belirten Fisher hipotezinin de desteklendiği anlamına gelmektedir.

Çalışmada BKF ile TÜFE değişkenleri üzerine kurulan genişletilmiş VAR modeli, SUR yöntemi ile tahmin edilerek 7 gecikmeli değerlere Wald istatistiği uygulanmış ve TKF ve ÜFE serileri arasındaki nedensellik ilişkisi de incelenmiştir. Benzer şekilde TKF’den ÜFE’ye herhangi bir nedensellik ilişkisinin olmadığı, ancak ÜFE’den TKF’ye güçlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu ve yine Fisher hipotezinin desteklendiği sonucuna ulaşılmıştır.

Çalışmanın bulguları değerlendirildiğinde, hem ARDL sınır testi hem de Toda-Yamamoto nedensellik analizi sonuçlarının, Türkiye'de Fisher hipotezinin geçerliliğini inceleyen mevcut literatürle büyük ölçüde örtüştüğü görülmektedir. Bu bağlamda, benzer yöntemler kullanılarak gerçekleştirilen çalışmaların bulguları ile tutarlı sonuçlara ulaşılmıştır. Örneğin, Doğan vd., (2020), Gül ve Açıkalın (2008), Gürsoy ve Akçay (2021), İncekara vd., (2012), Kanca vd., (2015), Kılıcı (2019), Kıran (2013), Lebe ve Özalp (2016), Olgun (2022), Pazarcı vd., (2023) ile Sarı ve Arslan (2022) tarafından yapılan çalışmalar bu doğrultuda örnek gösterilebilir. Bunun yanı sıra, farklı ekonometrik yöntemler kullanılarak gerçekleştirilen Akıncı ve Yılmaz (2016), Koç (2020) ile Samut ve Yamak (2023) tarafından yapılan çalışmalarda da benzer şekilde Türkiye ekonomisinde Fisher hipotezinin geçerliliğini destekleyen bulgular ortaya konulmuştur. Dolayısıyla, bu çalışmada elde edilen sonuçlar da hem benzer hem de farklı metodolojik yaklaşımlar içeren çalışmalar ile tutarlılık göstermekte ve Türkiye'de Fisher hipotezinin geçerliliğine yönelik ampirik kanıtları güçlendirmektedir.

6. Sonuç ve öneriler

Fisher (1930), uzun dönemde nominal faiz oranları ile beklenen enflasyon oranı arasında pozitif yönlü bir ilişki bulunduğunu ileri sürmekte ve nominal faiz oranlarının esasen beklenen enflasyon tarafından belirlendiğini savunmaktadır. Hipoteze göre, beklenen enflasyon oranındaki artış, bireylerin satın alma gücünde azalma beklentisini tetiklemekte; bu durum mal ve hizmet talebini artırarak faiz oranlarının yükselmesine yol açmaktadır. Ancak Fisher hipotezi, reel faiz oranlarının uzun dönemde bu gelişmelerden etkilenmeyeceğini öngörmektedir. Dolayısıyla, merkez bankalarının para politikası araçları aracılığıyla reel faiz oranlarını tam olarak kontrol edememesi, yatırım ve tasarruf kararlarını yönlendirme kapasitesini sınırlamakta; enflasyonla mücadelede politika araçlarının etkinliğini azaltmakta ve para politikasının genel başarısını zayıflatmaktadır. Bu tür sınırlılıklar, uzun vadede ekonomik istikrar açısından önemli riskler barındırmakta ve beklenen enflasyon ile nominal faiz oranı arasındaki ilişkinin doğru biçimde analiz edilmesini, mali piyasaların işleyişi ile mevcut ve gelecekte uygulanacak para politikalarının etkinliği açısından önemli hâle getirmektedir.

Bu çalışmada, Türkiye ekonomisinde 2003-2023 dönemi için enflasyon ile nominal faiz oranları arasındaki ilişki, Fisher hipotezi çerçevesinde incelenmiştir. Analiz sürecinde gerekli ön testler uygulanmış ve değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki ARDL sınır testi ile araştırılmıştır. Bu kapsamda oluşturulan $[BKF = F(TÜFE)]$ ve $[TKF = F(ÜFE)]$ modelleri için ARDL analizinden elde edilen F-istatistik değerleri sırasıyla 6,005 ve 7,532 olarak hesaplanmıştır. Her iki model için hesaplanan değerler, %5 anlamlılık düzeyindeki $I(1)$ kritik değerlerin üzerinde olduğundan, enflasyon ile bireysel ve ticari kredi faizleri arasında uzun dönemli bir denge ilişkisinin varlığı doğrulanmıştır. Bu bulgu, literatürdeki önceki çalışmalarla uyumlu olup, Türkiye'de Fisher hipotezinin geçerliliğini desteklemektedir. Ayrıca, Toda-Yamamoto nedensellik analizi sonuçları, enflasyon oranlarının bireysel ve ticari kredi faiz oranlarını tek yönlü olarak etkilediğini göstermektedir. Bu doğrultuda, enflasyon oranlarındaki değişimlerin nominal faiz oranları üzerinde doğrudan ve kalıcı etkiler yarattığı, Türkiye'de enflasyon-faiz ilişkisinin yalnızca kısa vadeli değil, aynı zamanda uzun vadeli bir olgu olarak değerlendirilmesi gerektiği ortaya konulmuştur.

Araştırma bulguları, beklenen enflasyonun nominal faiz oranlarının belirlenmesinde temel bir unsur olduğunu ortaya koymakta ve Türkiye'de para politikalarının etkinliğini artırarak ekonomik istikrarı güçlendirmek için politika

yapıcılar açısından öneriler geliştirilmesini gerekli kılmaktadır. Nominal faiz oranlarının beklenen enflasyona duyarlılığı, merkez bankasının fiyat istikrarına yönelik iletişim stratejilerini güçlendirmesini zorunlu kılmaktadır. Bu doğrultuda, düzenli yayımlanan enflasyon raporları ve şeffaf para politikaları, piyasa aktörlerinin beklentilerinin rasyonel temellere oturmasını sağlayacak ve kısa vadeli dalgalanmaların ekonomik aktörler üzerindeki olumsuz etkilerini azaltacaktır.

Enflasyonist baskıların erken tespiti ve nominal faiz oranlarında zamanında ve kademeli düzenlemelerin yapılması, piyasalardaki belirsizliği minimize ederek politika etkilerinin dengeli şekilde dağılmasını sağlayacaktır. Faiz oranlarının fiyat istikrarı hedefiyle uyumlu belirlenmesi ve sık değişen politika duruşlarından kaçınılması, beklenti yönetiminin etkinliği açısından kritik öneme sahiptir. Para politikası ile maliye politikası arasındaki koordinasyonun güçlendirilmesi, politika aktarım mekanizmasının etkinliğini artıracak ve piyasalarda güven ortamını pekiştirecektir.

Fisher hipotezinin öngördüğü üzere, uzun dönemde reel faiz oranlarının sabit kalması, merkez bankalarının doğrudan reel faizleri hedeflemesinin her durumda rasyonel bir politika yaklaşımı olmadığını göstermektedir. Bu nedenle, reel faiz hedeflemesi yerine enflasyon hedeflemesine ve finansal istikrarın sağlanmasına öncelik verilmesi, para politikasının etkinliğini artıracak ve politika sonuçlarını daha öngörülebilir hâle getirecektir. Finansal piyasalarda derinleşme ve risk yönetimi mekanizmalarının geliştirilmesi de politika etkilerinin dengeli dağılımını destekleyecektir.

Dijital platformlar ve gelişmiş veri analitiği kullanımı, beklenti yönetimini güçlendirerek merkez bankasının politika tepkilerini hızlı ve doğru bir şekilde ayarlamasına imkân tanıyacaktır. Döviz kuru dalgalanmalarının ve uluslararası sermaye hareketlerinin olası etkilerinin minimize edilmesi, uzun dönemli ekonomik istikrarı desteklerken, sosyal ve bölgesel etkilerin dikkate alınması, düşük gelirli hane halkı ve krediye erişimi sınırlı grupların olumsuz etkilenmesini önleyerek ekonomik ve sosyal sürdürülebilirliği artıracaktır.

Son olarak, merkez bankasının kurumsal bağımsızlığı ve politika kararlarının öngörülebilirliği, fiyat istikrarı hedefinin başarısı ve enflasyon beklentilerinin sağlıklı yönetimi açısından temel koşuldur. Bu bağlamda, Türkiye’de para politikalarının etkinliğini artırmak için şeffaflık, koordinasyon ve veri odaklı yönetim stratejilerinin bütüncül bir şekilde uygulanması büyük önem taşımaktadır.

Bu çalışmanın bazı sınırlılıkları bulunmaktadır. Birincisi, çalışmada yalnızca zaman serisi analiz yönteminin tercih edilmesi ve iki değişkenli bir modelin kullanılmasıdır. İkincisi ise analiz döneminin 2003-2023 yıllarıyla sınırlandırılması ve verilerin aylık frekansta toplanmasıdır. Bu nedenle, gelecekte yapılacak araştırmalarda modele farklı değişkenlerin eklenmesi; özellikle farklı ülkeler veya ülke gruplarına ait çeşitli veri setlerinin (örneğin çeyreklik veya yıllık veriler) kullanılması suretiyle Fisher hipotezinin geçerliliğinin daha kapsamlı ve karşılaştırmalı bir biçimde incelenmesi mümkün olabilir.

7. Araştırmanın etik yönü

Bu araştırmanın etik kurul izni gerektirmeyen araştırmalardan olduğunu beyan ederiz.

8. Çıkar çatışması beyanı

Çalışmanın tüm yazarları bu çalışmada, sonuçları veya yorumları etkileyebilecek herhangi bir maddi veya diğer asli çıkar çatışması olmadığını beyan ederler.

9. Katkı oranı

Yazarlar makaleye eşit oranda katkı sağlamış olduklarını beyan ederler.

10. Finansal destek beyanı

Bu çalışma herhangi bir kurum ya da kuruluş tarafından maddi olarak desteklenmemiştir.

KAYNAKÇA

- Akıncı, M., & Yılmaz, Ö. (2016). Türkiye ekonomisinde uluslararası Fisher hipotezinin geçerliliği: Genelleştirilmiş momentler metodu. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 11(2), 69–92. <https://dergipark.org.tr/tr/pub/oguuiibf/issue/56476/785138>
- Arısoy, İ. (2013). Testing for the Fisher hypothesis under regime shifts in Turkey: New evidence from time-varying parameters. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 3(2), 496–502. <https://dergipark.org.tr/en/pub/ijefi/issue/31957/351924>
- Bahmani-Oskooee, M., & Ng, R. C. W. (2002). Long-run demand for money in Hong Kong: An application of the ARDL model. *International Journal of Business and Economics*, 1(2), 147–155. <https://ideas.repec.org/a/ijb/journal/v1y2002i2p147-155.html>
- Bayat, T. (2011). Türkiye’de Fisher etkisinin geçerliliği: Doğrusal olmayan eşbütünleşme yaklaşımı. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 38(1), 47–60. <https://dergipark.org.tr/tr/pub/erciyesiibd/issue/5895/77891>
- Berument, H., & Jelassi, M. M. (2002). The Fisher hypothesis: A multi-country analysis. *Applied Economics*, 34(13), 1645–1655. <https://doi.org/10.1080/00036840110115118>

- Chia, R. C. J., & Lim, S. Y. (2015). Malaysian stock price and macroeconomic variables: Autoregressive distributed lag (ARDL) bounds test. *Kajian Malaysia*, 33(1), 85–103. <https://www.researchgate.net/publication/305158468>
- Christopoulos, D., & Leon-Ledesma, M. (2007). A long-run non-linear approach to the Fisher effect. *Journal of Money, Credit and Banking*, 39(2/3), 543–559. <https://doi.org/10.1111/j.0022-2879.2007.00035.x>
- Cooray, A. (2002). Interest rates and inflationary expectations: Evidence on the Fisher effect in Sri Lanka. *South Asia Economic Journal*, 3(2), 201–216. <https://doi.org/10.1177/139156140200300205>
- Coppock, L., & Poitras, M. (2000). Evaluating the Fisher effect in long-term cross-country averages. *International Review of Economics and Finance*, 9(2), 181–192. [https://doi.org/10.1016/S1059-0560\(99\)00057-X](https://doi.org/10.1016/S1059-0560(99)00057-X)
- Çağlayan, E. (2006). Enflasyon, faiz oranı ve büyümenin yurtiçi tasarruflar üzerindeki etkileri. *Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 21(1), 423–438. <https://dergipark.org.tr/tr/pub/muiibd/issue/489/4262>
- Çakmak, E., Aksu, H., & Başar, S. (2002). Fisher hipotezinin Türkiye açısından değerlendirilmesi: 1989–2001. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 16(3–4), 31–40. <https://dergipark.org.tr/tr/pub/atauniiibd/issue/2683/35208>
- Dickey, D., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimates for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366a), 427–431. <https://doi.org/10.1080/01621459.1979.10482531>
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), 1057–1072. <https://doi.org/10.2307/1912517>
- Doğan, B., Eroğlu, Ö., & Değer, O. (2016). Enflasyon ve faiz oranı arasındaki nedensellik ilişkisi: Türkiye örneği. *Çankırı Karatekin Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 6(1), 405–425. <https://doi.org/10.18074/cnuiibf.258>
- Doğan, İ., Orun, E., Aydın, B., & Afsal, M. S. (2020). Non-parametric analysis of the relationship between inflation and interest rate in the context of Fisher effect for

- Turkish economy. *International Review of Applied Economics*, 34(6), 758–768.
<https://doi.org/10.1080/02692171.2020.1782852>
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55(2), 251–276.
<https://doi.org/10.2307/1913236>
- Fama, E. F. (1975). Short term interest rates as predictors of inflation. *American Economic Review*, 65(3), 269–282. <https://doi.org/10.7208/9780226426983-021>
- Fatima, G., & Sahibzada, S. (2012). Empirical evidence of Fisher effect in Pakistan. *World Applied Sciences Journal*, 18(6), 770–773. <https://doi.org/10.5829/idosi.wasj.2012.18.06.1118>
- Fisher, I. (1930). *The theory of interest*. The Macmillan Company.
- Gazel, S. (2017). BİST sınai endeksi ile çeşitli metaller arasındaki ilişki: Toda-Yamamoto nedensellik testi. *Akademik Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 52, 287–299.
<https://doi.org/10.16992/ASOS.12637>
- Gedik, A (2021). Enflasyon ve faiz oranı ilişkisi: Fisher hipotezinin Türkiye için geçerliliği. *Avrupa Bilim ve Teknoloji Dergisi*, 27, 615–624. <https://doi.org/10.31590/ejosat.989935>
- Ghazali, N. A., & Ramlee, S. (2003). A long memory test of the long-run Fisher effect in the G7 countries. *Applied Financial Economics*, 13(10), 763–769. <https://doi.org/10.1080/09603100210149149>
- Glynn, J., Perera, N., & Verma, R. (2007). Unit root tests and structural breaks: A survey with applications. *Revista de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa*, 3, 63–79. <https://www.upo.es/revistas/index.php/RevMetCuant/article/view/2065>
- Gül, E., & Açıkalm, S. (2008). An examination of the Fisher hypothesis: The case of Turkey. *Applied Economics*, 40(24), 3227–3231. <https://doi.org/10.1080/00036840600994112>
- Gürsoy, S., & Akçay, C. (2021). Fisher etkisi'nin Türkiye'de Hatemi-J asimetric nedensellik testi kullanılarak incelenmesi. *Uluslararası Ekonomi İşletme ve Politika Dergisi*, 5(1), 46–61. <https://doi.org/10.29216/ueip.868319>

Koçbulut, Ö., & Çalışkan, F. (2025). Türkiye’de Enflasyon ve Faiz Oranları Arasındaki Uzun Dönemli İlişkinin Fisher Hipotezi Çerçevesinde İncelenmesi.

- Gylfason, T., Tómasson, H., & Zoega, G. (2016). Around the world with Irving Fisher. *North American Journal of Economics and Finance*, 36, 232–243. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2016.01.004>
- Hacıoğlu, V., & Yerlikaya, Ö. (2014). Fisher hipotezi ve beklentilerin rolü. *İktisat Fakültesi Mecmuası*, 64(2), 109–130. <https://dergipark.org.tr/en/pub/iuifm/issue/884/9822>
- Hatemi, J. A., & Irandoust, M. (2008). The Fisher effect: A Kalman filter approach to detecting structural change. *Applied Economics Letters*, 15(8), 619–624. <https://doi.org/10.1080/13504850600721924>
- He, Y. (2018). A study on the international Fisher effect: An investigation from South Korea and China. *International Journal of Industrial Distribution & Business*, 9(7), 33–42. <https://doi.org/10.13106/ijidb.2018.vol9.no7.33>
- Inder, B., & Silvapulle, P. (1993). Does the Fisher effect apply in Australia? *Applied Economics*, 25(6), 839–843. <https://doi.org/10.22004/ag.econ.267390>
- İncekara, A., Demez, S., & Ustaoglu, M. (2012). Validity of Fisher effect for Turkish economy: Cointegration analysis. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 58, 396–405. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2012.09.1016>
- Jain, A., & Ghosh, S. (2013). Dynamics of global oil prices, exchange rate and precious metal prices in India. *Resources Policy*, 38(1), 88–93. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2012.10.001>
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegrating vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2–3), 231–254. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)
- Kanca, O. C., Üzümcü, A., & Deniz, A. (2015). Fisher etkisi Türkiye ekonomisi için geçerli mi? Bir zaman serisi analizi: 1980–2013. *Verimlilik Dergisi*, 3, 45–66. <https://dergipark.org.tr/tr/pub/verimlilik/issue/21775/234012>
- Karahan, Ö., & Çolak, O. (2017). Enflasyon hedeflemeli rejim altında Türkiye ekonomisinde faiz oranı ve döviz kuru ilişkisi. *Uluslararası Yönetim, İktisat ve İşletme Dergisi*, ICMEB17 (Özel Sayısı), 983–991. <https://doi.org/10.17130/ijmeh.2017ICMEB1735505>

- Kasman, S., Kasman, A., & Turgutlu, E. (2006). Fisher hypothesis revisited: A fractional cointegration analysis. *Emerging Markets Finance and Trade*, 42(6), 59–76. <https://doi.org/10.2753/REE1540-496X420604>
- Kılıcı, E. N. (2019). Türkiye’de enflasyon ve merkez bankası faiz oranları arasındaki ilişkinin analizi: Fourier yaklaşımı. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, 22, 135–146. <https://doi.org/10.18092/ulikidince.426035>
- Kıran, B. (2013). A fractional cointegration analysis of Fisher hypothesis: Evidence from Turkey. *Quality & Quantity*, 47(4), 1077–1084. <https://doi.org/10.1007/s11135-011-9584-0>
- Koç, P. (2020). Türkiye’de Fisher hipotezinin Fourier fonksiyonlarla analizi. *Anemon Muş Alparslan Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 8(5), 1425–1434. <http://dx.doi.org/10.18506/anemon.668813>
- Küçükaksoy, İ., & Akalın, 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. <https://doi.org/10.17065/huniibf.303303>
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*, 54(1–3), 159–178. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(92\)90104-Y](https://doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-Y)
- Lebe, F., & Özalp, L. F. A. (2016). Fisher hipotezinin alternatif faiz oranları ile Türkiye ekonomisi açısından analizi. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 31(1), 95–122. <https://doi.org/10.24988/deuiibf.2016311460>
- Lütkepohl, H. (2005). *New introduction to multiple time series analysis*. Springer. <https://doi.org/10.1007/978-3-540-27752-1>
- Mishkin, F., & Simon, J. (1995). An empirical examination of the Fisher effect in Australia. *Economic Record*, 71(3), 217–229. <https://doi.org/10.1111/j.1475-4932.1995.tb01889.x>
- Mishkin, F. S. (1992). Is the Fisher effect for real? A reexamination of the relationship between inflation and interest rate. *Journal of Monetary Economics*, 30(2), 195–215. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(92\)90060-F](https://doi.org/10.1016/0304-3932(92)90060-F)

Koçbulut, Ö., & Çalışkan, F. (2025). Türkiye’de Enflasyon ve Faiz Oranları Arasındaki Uzun Dönemli İlişkinin Fisher Hipotezi Çerçevesinde İncelenmesi.

- Mishra, S. (2015). An econometric investigation of long and short run relationship among crude oil price, exchange rate, and stock price in India: An ARDL-UECM approach. *Vilakshan: XIMB Journal of Management*, 12(2), 1–20. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2751982
- Nelson, C. R., & Plosser, C. R. (1982). Trends and random walks in macroeconomic time series: Some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*, 10(2), 139–162. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(82\)90012-5](https://doi.org/10.1016/0304-3932(82)90012-5)
- Nordin, S., Nordin, N., & Ismail, R. (2014). The impact of palm oil price on the Malaysian stock market performance. *Journal of Economics and Behavioral Studies*, 6(1), 1–9. <https://pdfs.semanticscholar.org/f8f7/581c2318f00cf746158bdeb542ef11994a20.pdf>
- Nusair, S. A. (2008). Testing for the Fisher hypothesis under regime shifts: An application to Asian Countries. *International Economic Journal*, 22(2), 273–284. <https://doi.org/10.1080/10168730802095660>
- Obi, O., Nurudeen, A., & Wafure, O. G. (2009). An empirical investigation of the Fisher effect in Nigeria: A cointegration and error correction model approach. *International Review of Business*, 5(5), 96–109. <https://www.sid.ir/paper/662063/en#downloadbottom>
- Oğul, B. (2022). Türkiye’de enflasyon ve faiz ilişkisinin tespit edilmesi: ARDL sınır testi. *International Journal of Economics, Politics, Humanities and Social Sciences*, 5(2), 49–58. <https://doi.org/10.5281/zenodo.6991777>
- Okur, A. (2017). Türkiye ekonomisinde faiz oranı ve döviz kurunun enflasyon hedefi üzerine etkisi. *Yalova Sosyal Bilimler Dergisi*, 7(13), 146–164. <https://doi.org/10.17828/yalovasosbil.333897>
- Olgun, M. E. (2022). Interest rate and inflation: Is there a Fisher or neo-Fisher effect? Evidence from Turkey. *Yönetim Bilimleri Dergisi*, 20(45), 759–775. <https://doi.org/10.35408/comuybd.1071560>
- Özcan, B. (2017). ARDL modeli sınır testi yaklaşımı: Türkiye örneği (Tez No. 465262) [Yüksek lisans tezi, Hacettepe Üniversitesi]. Ulusal Tez Merkezi.

- Paleologos, G., & Georgantelis, S. E. (1998). Does the Fisher effect apply in Greece? A cointegration analysis. *SPOUDAI Journal of Economics and Business*, 48(1-4), 49-65. <https://ideas.repec.org/a/ris/ecoint/0278.html>
- Paudel, R. C., & Jayanthakumaran, K. (2009). Financial liberalization and performance in Sri Lanka: The ARDL approach. *South Asia Economic Journal*, 10(1), 127-156. <https://doi.org/10.1177/139156140901000106>
- Pazarcı, Ş., Kar, A., & Altuntaş, M. (2023). Türkiye’de Fisher Hipotezinin geçerliliğine ilişkin ampirik bir analiz. *Süleyman Demirel Üniversitesi Vizyoner Dergisi*, 14(38), 564-577. <https://doi.org/10.21076/vizyoner.1194376>
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for unit roots in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346. <https://doi.org/10.2307/2336182>
- Pradhan, R. P., & Bagchi, T. P. (2013). Effect of transportation infrastructure on economic growth in India: The VECM approach. *Research in Transportation Economics*, 38(1), 139-148. <https://doi.org/10.1016/j.retrec.2012.05.008>
- Raihan, A. (2023). An econometric evaluation of the effects of economic growth, energy use, and agricultural value added on carbon dioxide emissions in Vietnam. *Asia-Pacific Journal of Regional Science*, 7(3), 665-696. <https://doi.org/10.1007/s41685-023-00278-7>
- Samut, S., & Yamak, R. (2023). Karma frekanslı veri örnekleme altında Fisher Hipotezinin testi: Türkiye örneği. *Maliye Dergisi*, 184, 1-19. <https://ms.hmb.gov.tr/uploads/2023/07/184-01-51-Karma-Frekansli-Veri-Ornekleme.pdf>
- Saraçoğlu, M., Kuzu, M., & Kocaoğlu, F. (2015). Türkiye ekonomisinde sermaye hareketleri, döviz kuru, enflasyon ve faiz arasındaki etkileşimlerin küresel ekonomi politik çerçevesinde analizi. *Gazi İktisat ve İşletme Dergisi*, 1(2), 75-110. <https://dergipark.org.tr/tr/pub/gjeb/issue/7239/306232>

Koçbulut, Ö., & Çalışkan, F. (2025). Türkiye’de Enflasyon ve Faiz Oranları Arasındaki Uzun Dönemli İlişkinin Fisher Hipotezi Çerçevesinde İncelenmesi.

- Sarı, S., & Arslan, E. (2022). Türkiye ekonomisi bağlamında Fisher etkisinin birim kök testleri ve ARDL sınır testiyle sınanması. *Journal of Emerging Economies and Policy*, 7(1), 95–105. <https://dergipark.org.tr/en/pub/joeep/issue/66260/1086709>
- Sathye, M., Dharmendra, S., & Shuangzhe, L. (2008). The Fisher effect in an emerging economy: The case of India. *International Business Research*, 1(2), 99–104. <https://doi.org/10.5539/ibr.v1n2p99>
- Sezal, L. (2020). 2018 Ağustos krizinin Türk bankacılık sektörüne etkisi. *Journal of Economics and Research*, 1(1), 17–32. <https://dergipark.org.tr/tr/pub/jer/issue/60668/895425>
- Sharifi-Renani, H. (2007). Demand for money in Iran: An ARDL approach. *MPRA Paper No. 8224*. <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/8224/>
- Shrestha, M. B., & Chowdhury, K. (2005). ARDL modelling approach to testing the financial liberalisation hypothesis. *University of Wollongong, Department of Economics, Working Paper No. 05-15*. <https://ro.uow.edu.au/commwkpapers/121>
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48(1), 1–48. <https://doi.org/10.2307/1912017>
- Sinan, O. B. (2019). Türkiye’de faiz oranı ile enflasyon oranı arasındaki ilişki: 2006–2018. *Sakarya İktisat Dergisi*, 8(3), 200–221. <https://dergipark.org.tr/en/download/article-file/813900>
- Şimşek, M., & Kadılar, C. (2006). Fisher etkisinin Türkiye verileri ile testi. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 7(1), 99–111. <https://doi.org/10.31671/dogus.2019.265>
- Tarı, R. (2018). *Ekonometri* (11. baskı). Umuttepe Yayınları.
- Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66(1–2), 225–250. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01616-8](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01616-8)
- Turgutlu, E. (2004). Fisher hipotezinin tutarlılığının testi: Parçalı durağanlık ve parçalı koentegrasyon analizi. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 19(2), 55–74. <https://dergipark.org.tr/en/download/article-file/211292>

- Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası. (2025). *Kredi faiz oranları ve enflasyon verileri*. Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS). <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/serieMarket>
- Weidmann, J. (1996). New hope for the Fisher effect? A re-examination using threshold co-integration. *University of Bonn, SFB 303 Discussion Paper B-385*. <https://ssrn.com/abstract=3555>
- Wesso, G. (2000). Long-term yield bonds and future inflation in South Africa: A vector error-correction analysis. *South African Reserve Bank Quarterly Bulletin*, 72–84. <https://www.resbank.co.za/content/dam/sarb/publications/quarterly-bulletins/articles-and-notes/2000/4790/Article---Long-term-bond-yields-and-future-inflation-in-SA.pdf>
- Westerlund, J. (2008). Panel cointegration tests of the Fisher effect. *Journal of Applied Econometrics*, 23(2), 193–233. <https://doi.org/10.1002/jae.967>
- World Bank. (n.d.). *DataBank*. <https://databank.worldbank.org>
- Yaya, K. (2015). Testing the long-run Fisher effect in selected African countries: Evidence from ARDL bounds test. *International Journal of Economics and Finance*, 7(12), 168–175. <https://doi.org/10.5539/ijef.v7n12p168>
- Yılancı, V. (2009). Fisher hipotezinin Türkiye için sınanması: Doğrusal olmayan eşbütünleşme analizi. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 23(4), 205–213. <https://dergipark.org.tr/en/download/article-file/29729>
- Zhong, Y. (2022). Analysis of Fisher effects between nominal interests and inflation. *Advances in Economics, Business and Management Research*, 219, 337–342. <https://doi.org/10.2991/aebmr.k.220603.055>