

Türkiye’de 1978-2022 Dönemi Gibson Paradoksunun Geçerliliği

Taleh Mammadov^a

^a Dumlupınar University, Türkiye, talehsekili55@gmail.com , <https://orcid.org/0000-0001-9031-9768>

ARTICLE INFO

Research Article

2024, Vol. 6(2), 84-102

e-ISSN 2667-5927

Article History:

Received: 05.02.2024

Revised: 17.04.2024

Accepted: 19.04.2024

Available Online: 30.04.2024

JEL Code: E31, E43, E52

Keywords: Gibson Paradox, Inflation, Deposit Interest Rates, ARDL Cointegration, Toda-Yamamoto Causality Test

Anahtar Kelimeler: Gibson paradoksu, Enflasyon, Mevduat faizi, ARDL eşbütünleşme, Toda-Yamamoto nedensellik testi.

Validity of the Gibson Paradox in Türkiye for the Period 1978-2022

Abstract

In this study, the validity of the Gibson paradox in the Turkish economy was investigated, and the relationship between the annual inflation rate and the deposit interest rate for the period 1978-2022 was empirically evaluated. The ARDL cointegration method was used in the study, and based on the results obtained, a cointegration relationship was found in Model 2 out of the two models constructed. When analyzing the results, it is observed that a 1% increase in inflation raises the interest rate by 0.31% in the short term and by 0.83% in the long term, and this estimation is statistically significant. According to the Toda-Yamamoto causality test conducted, there is a causality relationship from inflation to deposit interest rate at the 1% significance level. These findings indicate that the Gibson paradox is valid in the Turkish economy during the period under review.

Türkiye’de 1978-2022 Dönemi Gibson Paradoksunun Geçerliliği

Öz

Bu çalışmada, Türkiye ekonomisinde Gibson paradoksunun geçerliliği araştırılmış ve 1978-2022 dönemine ait yıllık enflasyon oranı ile mevduat faiz oranı arasındaki ilişki ampirik olarak değerlendirilmiştir. Çalışmada ARDL eşbütünleşme yöntemi kullanılmış ve elde edilen sonuçlara göre, kurulan iki model içerinden iki numaralı modelde eşbütünleşme ilişkisi tespit edilmiştir. Analiz sonuçları değerlendirildiğinde kısa dönemde enflasyondaki %1’lik artış faizi %0,31, uzun dönemde ise enflasyondaki % 1 artışın faizi %0,83 arttırdığı ve tahminin istatistiksel olarak anlamlı olduğu anlaşılmaktadır. Gerçekleştirilen Toda-Yamamoto nedensellik testi sonucuna göre ise enflasyondan mevduat faizine doğru %1 anlamlılık düzeyinde nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Bu bulgular, Türkiye ekonomisinde incelenen dönemde Gibson paradoksunun geçerli olduğunu ortaya koymaktadır.

To cite this document: Mammadov, T. (2024). Validity of the Gibson Paradox in Turkey for the Period 1978-2022. BILTURK, The Journal of Economics and Related Studies, 6(2), 84-102. doi:10.47103/bilturk.1432099.

1. Giriş

Enflasyon ve faiz oranları, bir ülkenin ekonomik durumunu değerlendirmek açısından kilit rol oynar ve ekonomik istikrarın varlığını belirlemede önemlidir. Literatürde enflasyon genel fiyat seviyesindeki sürekli değişimi ifade ederken faiz, sermaye sahibinin üretimden aldığı pay veya sermayenin başkasına bir süre için ödünç verilmesi karşılığında ödenen bir fiyat olarak tanımlanmaktadır (Tunalı ve Erönel, 2016:1416). Enflasyon ve faiz oranları arasındaki karmaşık ilişki, akademik literatürde geniş bir inceleme konusudur. Birçok araştırma, yüksek enflasyonun faiz oranlarını etkilediğine dair görüşleri ele almaktadır. Ancak yüksek faizin, enflasyonu etkilediği yönündeki çeşitli görüşler de mevcuttur. Bu konuda yapılan çalışmalar sınırlı da olsa, iki ekonomik değişken arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin olabileceğini ortaya koymaktadır. Özellikle enflasyonist ülkelerde enflasyonun mu faizin nedeni, yoksa faizin mi enflasyonun nedeni olduğuna dair yapılan tartışmalar devam etmektedir (Samırkaş, 2019: 6).

Klasik ekonomi perspektifine göre faiz oranları, yatırım ve tasarruf kararlarına göre şekillenir. Para ise uzun vadede reel değişkenlerden bağımsızdır. Bu nedenle, klasik ekonomistlere göre faiz oranları ile fiyatlar düzeyi arasında uzun dönemli herhangi bir ilişki bulunmaz. Ancak, Gibson'un belirttiği enflasyon ve faiz oranı arasındaki pozitif ilişki, klasik teoriden ayrılmaktadır. Bu nedenle Keynes (1930) bu ayrılığı "*Gibson Paradoksu*" olarak adlandırmaktadır. Keynes (1937), faizi parasal bir olgu olarak görmekte ve onun para arzı ile para talebi tarafından belirlendiğini vurgulamaktadır. Bu teori, bireylerin servetlerini likit ya da likit olmayan varlıklar biçiminde tutma tercihlerine odaklanarak faizi açıklar (Atgür, 2021: 514).

Bu çalışmada, 1978-2022 yılları arasında Dünya Bankası (WD) veri tabanı sitesinden elde edilen mevduat faizi ve enflasyon oranı verileri ile Türkiye'de Gibson paradoksu geçerli midir? sorusuna yanıt aranmıştır. Çalışma altı bölümden oluşmaktadır. Giriş kısmında konunun genel bir çerçevesi çizilmiş ve araştırmanın temel amacı belirtilmiştir. İkinci bölümde, Gibson paradoksuyla ilgili teorik çerçeveye odaklanılmaktadır. Bu bölümde iktisat okullarından Thomas Tooke, Irving Fisher, Knut Wicksell ve John Maynard Keynes'in enflasyon ve faizle ilişkili görüşlerine yer verilmektedir. Üçüncü bölümde, Türkiye'de mevduat faizi ve enflasyonun seyri yorumlanmış ve dördüncü bölümde, literatürde yer alan güncel yerli ve yabancı araştırmalar kapsamlı bir şekilde irdelenmektedir. Beşinci bölümde, kullanılan veri seti, yöntem belirtilmekte ve gerçekleştirilen analiz sonuçları detaylı bir şekilde yorumlanmaktadır. Son aşama altıncı bölümde, araştırmanın genel sonucu ve değerlendirilmesi sunulmaktadır.

2. Gibson Paradoksu ve Teorik Çerçeve

Faiz oranları ile fiyatlar genel seviyesi arasındaki ilişkiye dair literatürde net bir görüş birliği bulunmamaktadır. Bu konudaki ilk değerlendirme Tooke tarafından önerilmiştir (Tooke, 1844: 76). Tooke'a göre, faizin bir üretim maliyeti olarak kabul edilmesi ve maliyetin fiyat düzeyinin belirlenmesinde etkili olması sebebiyle, faiz oranlarındaki artış, tüketicilere daha yüksek fiyat seviyeleri olarak yansımaktadır (Bakkal, 2021: 227). Ancak, bu konudaki ilk ampirik çalışma Gibson tarafından gerçekleştirilmiştir. Gibson, çalışmasında tahvil faizleri ile fiyatlar genel düzeyi arasında pozitif yönlü bir ilişkinin varlığını ortaya koymuştur (Gibson, 1923:15-34). Bu bulgu, faiz oranları ile enflasyon arasındaki ilişkiyi ele alan önemli bir tespittir (Aklan vd., 2014:3). A.H. Gibson bu paradoksu ilk gözlemleyen kişi olmasına rağmen, paradoksa ismini veren kişi J.M. Keynes'tir. Faiz oranları ile fiyatlar düzeyi arasındaki güçlü pozitif ilişki, klasik parasal teorinin öngörülerine aykırı olduğundan dolayı bir çelişki (paradoks) olarak değerlendirilmektedir (Keynes, 1930:198-208). Çünkü klasik parasal teori, faiz oranlarının fiyat düzeyinden bağımsız olduğunu belirtmektedir. Onlar, paranın sadece genel fiyat düzeyini etkilediğini ve çıktı, istihdam, tasarruf ve yatırımlar üzerinde herhangi bir etkiye neden olmadığını savunur (Şimşek ve Kadılar, 2008:116). Neo klasik iktisatçılardan olan Wicksell'e göre ise, eğer faiz oranı doğal faiz oranının altında kalırsa, bu zaman mal piyasasında talep fazlası oluşur ve bu durum fiyatları yükseltir (Wicksell, 1907: 216).

Gibson paradoksunu matematiksel bir denklemlerle açıklayan ilk ekonomist olan Fisher, nominal faiz oranı ile enflasyon oranı arasındaki ilişkiyi kullanarak paranın satın alma gücünü temellendirmiştir (Fisher, 1930:399). Fisher etkisi olarak adlandırılan bu düşünceye göre, paranın sürekli büyüme oranındaki artış, başlangıçta nominal faiz oranlarında bir düşüşe yol açar; ancak daha sonra çıktı ve enflasyon arttıkça faiz oranları yavaş yavaş yükselir. Ve uzun vadede faiz oranları, ekonomideki para arzının büyüme hızıyla ve enflasyonla aynı oranda artar (Şimşek ve Kadılar, 2008:116).

$$i = r + \pi \quad (1)$$

1, numaralı Fisher denkleminde, nominal faiz oranının (i) reel faiz oranı (r) ile enflasyon oranının (π) toplamından oluştuğu anlaşılmaktadır. Bu şekilde formüle edilen denklem, ekonomist Irving Fisher'ın (1867-1947) ardından Fisher denklemi olarak adlandırılır ve nominal faizin değişebileceğini iki temel nedenden dolayı gösterir: reel faiz oranındaki değişim ve enflasyon oranındaki değişim (Ulusoy vd., 2021:4).

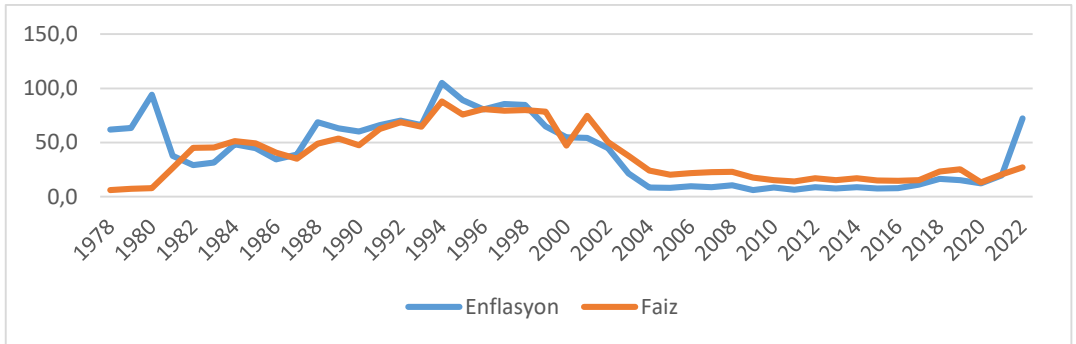
Fisher etkisine göre, uzun vadede beklenen enflasyon ile nominal faiz oranı arasında pozitif bir ilişki olduğu öne sürülür. Ancak 2008 küresel mali krizi sonrasında, gelişmiş ülkelerin merkez bankaları nominal faiz oranlarını düşürerek toplam talebi artırmaya çalıştığı gözlemlenmiştir. Bu çaba, sifıra yakın nominal faiz oranlarına rağmen düşük enflasyonla sonuçlanmış ve beklenen ekonomik canlanma gerçekleşmemiştir. Bu kısa vadeli pozitif ilişki Fisher paradoksu olarak adlandırılır.

Fisher etkisinde uzun vadede gözlenen enflasyon-faiz ilişkisi, finansal kriz sonrasında kısa vadede gerçekleşmiştir. Kriz sonrası gelişmiş ülkelerdeki düşük faiz ve düşük enflasyon durumuna karşı, Cochrane (2014) ve Williamson (2014) alternatif bir politika önermiştir: Neo-Fisher hipotezi. Bu hipoteze göre, merkez bankaları enflasyonu yükseltmek istediklerinde nominal faiz oranlarını artırmalıdır. Fisher etkisindeki enflasyondan faize doğru nedensellik ilişkisi Neo-Fisher hipotezinde faizden enflasyona doğru test edilir (Saridoğan ve Gülşen, 2021: 177).

3. Türkiye’de Enflasyon ve Faizin Seyri

Enflasyon fiyatlar genel seviyesinde sürekli artışı göstermektedir. Türkiye’de 1990’lı yıllar, sürekli olarak yüksek enflasyonun gölgesinde geçen bir ekonomik döneme tanıklık etmiştir. Bu ekonomik belirsizlik, ülkedeki gelir dengesi ve makroekonomik istikrarı derinden etkileyerek ciddi sorunlara neden olmuştur. Bu zorlu dönemde, sık-sık hükümet değişiklikleri ve koalisyonlar yaşanmış, bu durum ülkedeki siyasi istikrarsızlığı artırmıştır. Ayrıca, 1994 ve 2001 yıllarında meydana gelen ekonomik krizler, bu dönemin ekonomik zorluklarını daha da derinleştirmiştir (Uslu, 2020: 203).

Grafik 1: Türkiye’de Enflasyon ve Faiz Oranı Grafiği (1978 - 2022)



Kaynak: World Bank Data: Enflasyon (TÜFE yıllık yüzdelik değişim) %; Faiz (bir yıl vadeli mevduat) %

Grafik 1'deki mevduat faizi oranları incelendiğinde, 1979 sonrasında faizlerin hızla arttığı, 1994'te %87,8 ile zirveye ulaştığı, 2000'deki kısmi düşüşün ardından 2001 kriziyle birlikte %74,7'e yükseldiği görülmektedir. Bu dönemde, 1979-2001 arasındaki ortalama faiz oranının %55 gibi oldukça yüksek bir seviyede seyrettiği dikkat çekmektedir. Ancak, enflasyonla mücadele programının uygulanmaya başlamasıyla birlikte 2002'de faiz oranlarının hızla düştüğü gözlenmektedir. Ve 2002-2022 dönemindeki ortalama faiz oranı %21 olarak gerçekleşmiştir.

2000 yılında, ekonomideki büyümeyi canlandırmak ve enflasyonu düşürmek hedefleriyle bir ekonomik program başlatılmıştır. Bu program, sıkı mali politika,

kapsamlı yapısal reformlar ve enflasyon beklentilerini azaltmak için döviz kurlarının belirlenmesinde hedeflenen enflasyona dayalı bir yaklaşımı içeriyordu. Programın uygulanmasıyla birlikte kamu açıkları daraltılmış, uzun süredir açık veren sosyal güvenlik sistemi düzenlenmiş ve önemli yapısal reformlar hayata geçirilmiştir (TCMB, 2016:8). 2001 krizi sonrası uygulamaya konulan *Güçlü Ekonomiye Geçiş Programı* ile TCMB'ye "*fiyat istikrarının sağlanması*" temel sorumluluğu verilmiştir. Bu önemli değişiklikle birlikte, 2002 yılında TCMB, enflasyon hedeflemesi rejimine geçiş yaparak 2002-2005 döneminde örtük, 2006 ve sonrasında ise açık enflasyon hedeflemesi sistemini benimsemiştir (Eroğlu ve Eroğlu, 2009: 81). Hayata geçirilen politika önlemleri ve uygulanan ekonomik programlar sayesinde, 2008 yılı istisna olmakla enflasyon oranı 2004 – 2016 yılı boyunca tek haneli seyretmiştir. Bu dönemde, enflasyonun en düşük seviyeye indiği yıl olan 2009'da %6.3 olarak gerçekleşmiştir. Ancak, 2018 yılında ekonomik daralmanın etkisi ile yaşanan döviz kuru artışları, 2020'deki Covid-19 pandemisi ve sonrasında uygulanan ekonomik politikalar, enflasyonun tekrar yüksek seviyelere çıkmasına neden olmuştur.

4. Literatür

Gibson (1923), 1773-1923 dönemi İngiliz ekonomisine ait verileri korelasyon analizi ile inceleyerek, İngiltere'de tahvil faizi ile toptan eşya fiyat endeksi arasında pozitif bir ilişki tespit etmiştir. Fisher (1930) ise 1890-1927 dönemini kapsayan İngiltere ve ABD ekonomilerine ait verilerle nominal faiz oranı ile beklenen enflasyon arasında pozitif bir ilişki olduğunu ortaya koymuştur. Dehghani vd. (2015), 1978-2013 dönemi boyunca İran ekonomisi incelenmiş ve faiz ile enflasyon arasındaki ilişki ARDL yöntemiyle analiz edilmiştir. Bulgular Gibson paradoksunun İran ekonomisinde belirtilen dönemde geçerli olduğunu göstermektedir. Ogbonna (2014), 1970-2012 dönemine odaklanarak Nijerya ekonomisinde faiz ve enflasyon arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Fourier ADL eşbütünleşme ve Granger nedensellik analizleri kullanılarak yapılan araştırma sonucu Gibson paradoksunun geçerli olduğunu ortaya koymaktadır. Chadha ve Perlman (2014), 1798-1913 dönemini baz alarak Amerika Birleşik Devletleri, İtalya, İsveç, Birleşik Krallık, Fransa ve Almanya ekonomilerinde faiz ve enflasyon arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Elde edilen sonuçlar, Gibson paradoksunun bu ülkelerde geçerli olduğunu göstermektedir. Mills (2008), 1750-1914 dönemi baz alınarak Birleşik Krallık ekonomisinde faiz ve enflasyon arasındaki ilişkiyi regresyon analiziyle incelemiştir. Elde edilen sonuçlar, Gibson paradoksunun geçersiz olduğunu işaret etmektedir. Atkins ve Serletis (2003), 1880-1986 döneminde Kanada, İtalya, Norveç, İsveç, İngiltere ve ABD'de enflasyon ve faiz arasındaki ilişkiyi incelemiştir. ARDL sınır testi uygulanmış ve elde edilen sonuçlara göre enflasyon oranı ile nominal faiz oranı arasında ilişki bulunmamıştır.

Türkiye Baz Alınarak Gerçekleşen Çalışmalar

Yazar	Baza alınan dönemler	Değişkenler	Kullanılan yöntem/analiz	Gibson paradoksu
Halıcıoğlu (2004)	1950-2002	Faiz ve enflasyon	Johansen eşbütünlük	Geçersiz
Şimşek ve Kadılar (2008)	1987 I-2004 IV	Faiz ve enflasyon	ARDL	Geçerli
Tanrıöver ve Yamak (2015)	1990 I-2014 II	Faiz ve enflasyon	ARDL	Geçerli
Künü, Bozma ve Başar (2017)	1992/2013; GÜ 2000/2013; GOÜ	Faiz ve enflasyon	Dumitrescu ve Hurlin (2012) panel nedensellik	Geçerli
Kofoğlu (2018)	1965-2017	Faiz ve enflasyon	VAR, ARDL, Johansen eşbütünlük ve TY nedensellik	Geçerli
Özdemir ve Yıldırım(2018)	2002 I-2017 IV	Enflasyon, tahvil faiz oranı, 1 yıl vadeli Türk lirası mevduat faiz oranı	Granger nedensellik, Johansen eşbütünlük	Geçerli
Biçen (2019)	2000-2016 (6kırılgan ekonomi)	Faiz ve enflasyon	Görünürde ilişkisiz Regresyon (SUR)	Geçerli
Altunöz (2020)	1995-2019	Faiz ve enflasyon	ARDL	Geçerli
Ulusoy vd, (2021)	1978-2019	Enflasyon, mevduat faiz oranı ve hane halkı tasarruf oranı	ARDL ve TY nedensellik	Geçerli
Bakkal (2021)	1982-2020	Mevduat faizi ve enflasyon	Engle -Granger ve Maki kırılmalı eşbütünlük	Geçerli
Erer (2023)	2004 M1-2021 M8	Faiz ve enflasyon	Fourier ADL Eşbütünlük	Geçerli
Kabak ve Dallı (2023)	1993 I – 2019 IV	Faiz ve enflasyon	Panel ARDL	Geçerli

Not: GÜ(Gelişmiş ülkeler), GOÜ(Gelişmekte olan ülkeler)

Literatüre bakıldığında ağırlıklı olarak Türkiye üzerine yapılan çalışmalarda Gibson paradoksunun geçerli olduğu görülmektedir. Ancak yabancı ülkeler üzerine yapılan çalışmalarda Gibson çelişkinin geçerli olup olmadığı tartışma konusudur. Çalışmaların değişik sonuçlar içermesi analizlerde ele alınan dönem, yöntemlerin ve uygulanan para politikalarının farklılığından kaynaklanabilmektedir.

5. Veri Seti

Çalışmanın veri setini Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE) yıllık yüzde değişim ve bir yıl vadeli mevduat faiz oranına ait 1978-2022 dönemi yıllık verileri içermektedir. Sözkonusu değişkenlere ait veriler dünya bankası (WD) veri dağıtım sisteminden elde edilmiştir.

Tablo1: ENF ve FAİZ Serileriyle İlgili Tanımlayıcı İstatistikler

	ENF	FAİZ
Ortalama	40,43081	38,13689
Ortanca	37,61478	27,04083
Maksimum	105,2150	87,79083
Minimum	6,250977	6,000000
Std, Sapma	29,94874	24,18266
Çarpıklık	0,371831	0,563353
Basıklık	1,829612	2,024002
Jarque-Bera	3,605327	4,166319
Olasılık	0,164859	0,124536
Gözlem sayısı	45	45

Tablo1’de yer alan tanımlayıcı istatistiklere bakıldığında ENF serisi için ortalama değer 40,43081, maksimum değer 105,2150 ve minimum değer 6,250977 hesaplanmıştır. Benzer şekilde FAİZ değişkeninde ortalama değeri 38,13689, minimum değer 6 ve en yüksek değer 87,79083 olduğu görülmektedir. Jarque-Bera değerleri incelendiğinde tüm serilerin normal dağılım gösterdiği kabul edilmektedir.

5.1. Model, Yöntem ve Ampirik Sonuçlar

Çalışmamızda enflasyon ve faiz arasındaki ilişki tahmin edebilmek için aşağıdaki modeller kurulmuştur.

$$\text{Model 1: } ENF_t = a_0 + a_1 FAİZ_t + \varepsilon_t$$

$$\text{Model 2: } FAİZ_t = \delta_0 + \delta_1 ENF_t + \vartheta_t \quad (2)$$

2 numaralı denklemde FAİZ (mevduat faizi), ENF (enflasyon), δ_0 , a_0 (sabit terim), δ_1 , a_1 (eğim katsayısı), ϑ ve ε ise (hata terimidir).

Özellikle zaman serilerinde durağanlık kavramı çok önemlidir. Eğer durağan olmayan veriler ile yapılan analizde anlamlı sonuçlar bulunsa bile sahte olacaktır Yılmaz ve Mammadov (2022: 323). Bu nedenle değişkenler birim kök testlerine ADF, PP ve LS (2003) tabi tutulmuş ve çalışmanın devamında ARDL eşbütünleşme yöntemi kullanılarak değişkenlerin uzun ve kısa dönemli ilişkileri araştırılmıştır. Son aşamada ise değişkenler arasındaki nedenselliğin yönünü tahmin etmek için, Toda-Yamamoto nedensellik testi gerçekleştirilmiştir.

5.1.1. Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) Birim Kök Testi

Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) testi, standart Dickey- Fuller (DF) testinde yer alan otokorelasyon sorununu çözmek için AR (1) sürecinden ziyade AR(p) sürecinden yararlanarak denkleme p gecikmeli fark terimleri eklemektedir (Mert ve Çağlar, 2019:99).

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\Delta y_t = \mu + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

ADF testi için hipotez aşağıda verilmiştir;

$$H_0: \delta = 0 \text{ (Seri durağan değildir)}$$

$$H_a: \delta < 0 \text{ (Seri durağandır)}$$

5.1.2. Phillips -Perron (PP) Birim Kök Testi

Phillips - Perron (PP), birim kök hipotezi test sürecinde, serisel korelasyonu kontrol altında tutan parametrik olmayan bir alternatif yöntem önermişlerdir. PP metodolojisi, standart Dickey- Fuller (DF) denklemlerini tahmin etmekte ve t_δ test istatistiğini modifiye ederek, asimptotik dağılımının serisel korelasyondan etkilenmemesini sağlamaktadır. Bu şekilde, serisel korelasyonun kontrol altında tutulması, birim kök testlerinin güvenilirliğini artırmak için önemli bir katkı sağlamaktadır (Mert ve Çağlar, 2019:101). PP testi için hipotezler ADF testi ile aynıdır.

$$\tilde{t}_\delta = t_\delta \left(\frac{y_0}{f_0} \right)^{\frac{1}{2}} - \frac{T(f_0 - y_0) S_\delta}{2 f_0^{\frac{1}{2}} S} \quad (6)$$

5.1.3. Lee ve Strazicich (2003) Çift Kırılmalı Birim Kök Testi

Yapısal kırılmalı birim kök testlerinden LM bir ve iki kırılmalı birim kök testinin tercih edilmesi ile ADF tipi yapısal kırılmalara izin veren birim kök testlerinin (ZA ve Perron testleri) yol açtığı sahte reddetme problemi önlenmiş olmaktadır (Yıldırım ve Tıraşoğlu, 2014:74) Kırılmalı birim kök testlerinin temelinde kırılma kuklaları vardır. Çeşitli kırılma kuklaları eklenerek tek, çift veya daha fazla kırılma içerecek şekilde testler ortaya çıkmaktadır (Mert ve Çağlar, 2019:137).

Model AA sabitte çift kırılmaya izin vermekte

Model CC sabit + trend' de çift kırılmaya izin vermektedir

Model AA:

$$\Delta y_t = \mu + \beta_t + \alpha y_{t-1} + \varphi DU1_t + \theta DU2_t + \sum_{i=1}^k d_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_i \quad (7)$$

Model AA'daki kukla değişkenler aşağıdaki gibidir:

$$DU_1 = \begin{cases} t > TB_1 \text{ iken } 1 \\ \text{diğer} & 0 \end{cases}$$

$$DT_1 = \begin{cases} t > TB_1 \text{ iken } t - TB \\ \text{diğer} & 0 \end{cases}$$

Model CC :

$$\Delta y_t = \mu + \beta_t + \alpha y_{t-1} + \varphi_1 DU1_t + \theta_1 DU1_t + \varphi_2 DU2_t + \theta_2 DU2_t + \sum_{i=1}^k d_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_i \quad (8)$$

Model CC' deki kukla değişkenler aşağıdaki gibidir:

$$DU_2 = \begin{cases} t > TB_2 \text{ iken } 1 \\ \text{diğer} & 0 \end{cases}$$

$$DT_2 = \begin{cases} t > TB_2 \text{ iken } t - TB \\ \text{diğer} & 0 \end{cases}$$

TB1 birinci, TB2 ise ikinci kırılma zamanını göstermektedir. DU sadece sabitte kırılmayı, DT ise sabit + trendde kırılmayı ifade eden kukla değişkeni göstermektedir. Sıfır hipotezi altında yapısal değişim olmadan serinin birim kök içerdiğini ifade eden bu testte alternatif hipotez serinin iki yapısal değişimle birlikte serinin durağan olduğunu ifade etmektedir (Tuna ve Öztürk, 2016: 553).

Tablo 2: Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) Birim Kök Testi		Phillips -Perron (PP) Birim Kök Testi	
	Sabitli	Sabitli-Trendli	Sabitli	Sabitli-Trendli
ENF	-1,7693 (0,3404)	-1,5618 (0,7919)	-1,7693 (0,3904)	-1,5618 (0,7919)
Δ ENF	-6,1548 (0,0000)***	-6,1454 (0,0000)***	-6,0861 (0,0000)***	-6,0732 (0,0000)***
FAİZ	-1,5356 (0,5063)	-1,7504 (0,7092)	-1,8322 (0,3605)	-2,3456 (0,4017)
Δ FAİZ	-7,9280 (0,0000)***	-8,1303 (0,0000)***	-7,8102 (0,0000)***	-8,0137 (0,0000)***

Not: * %10, **%5, ***%1 anlamlılık düzeyi; Δ birinci farkında ; () olasılık değeri; SIC bilgi kriteri seçilmiş ve maksimum gecikme, değişkenlerimiz yıllık olduğu için 4 belirlenmiştir

Tablo 2' de yer alan birim kök sonuçlarına bakıldığında ENF ve FAİZ değişkenlerinin her iki test sonucunda düzey değerinde durağan olmadığı yalnızca birinci farkı alındığı zaman durağan olduğu görülmektedir.

Tablo 3: Çift Kırılmalı LS (2003) Birim Kök Testi Sonucu

Değişkenler	Model AA	Model CC
ENF	-2,353096 (1998:2002)	-5,540125 (1994:2001)
FAİZ	-1,781871 (1999:2001)	-4,616595 (1999:2003)
Δ ENF	-5,128524*** (1981:1997)	-8,569343*** (1987:1992)
Δ FAİZ	-5,020797*** (1991:1995)	-7,109898*** (1992:2004)
	%1 -4,073	-6,863
	%5 -3,563	-6,268
Kritik değerler	%10 -3,296	-5,956

Not: *%10, ** %5, ***%1 anlamlılık düzeyi; Δ birinci farkında; () kırılma tarihleri

Tablo 3'te yer alan kırılmalı birim kök testi sonuçlarına bakıldığında düzey değerlerinde enflasyon ve faiz serisi için her iki modelde hesaplanan test istatistiği değerinin verilen kritik değerlerden büyük olduğu ve düzey değerinde birim kök içerdiği, ancak birinci farkı alındığı zaman durağan olduğu anlaşılmaktadır. Dolayısıyla geleneksel ADF ve PP testinin durağan dışı bulunduğu ENF ve FAİZ serisi yapısal kırılmalar dikkate alınsa bile durağan dışı özellik sergilemektedir. Bu nedenle değişkenlerin I(0) olmadığı, I(1) olduğu ve bulunan düzeyde kırılmaların anlamlı olmadığı sonucuna varılmaktadır.

5.1.4. ARDL Eşbütünleşme Yöntemi ve Test Sonucu

Tablo 2 ve Tablo 3'te yer alan birim kök analizi sonuçlarından görüleceği üzere değişkenlerimiz aynı mertebeden durağandır. Dolayısıyla test sonuçlarında ARDL yöntemi için ön koşulun sağlandığı tespit edilmiştir (Pesaran vd., 2001: 289). ARDL yöntemi, değişkenlerin I(0), I(1) veya parçalı-bütünleşik olma durumlarına bakılmaksızın, uzun dönemli ve kısa dönemli ilişkileri araştırmak için uygundur. Ve test sonuçları küçük örneklemelerde daha etkili sonuçlar sunabilir (Uçak vd., 2018:150). Bu avantajlardan dolayı, çalışmada ARDL testi kullanılmıştır.

ARDL analizinde eşbütünleşmenin varlığını değerlendirebilmek için, modele sınır testi uygulanmalı ve elde edilen F- istatistiği, belirlenen alt ve üst sınır bant değerleri ile karşılaştırılmalıdır. Bu kapsamda, hesaplanan F- istatistiği, üst sınır değerinin üzerindeyse H_0 hipotezi reddedilirken, alt sınır değerinin altındaysa H_0 hipotezi kabul edilir. Eğer sınır testi sonucunda elde edilen F- istatistik değeri, alt ve üst değerler arasında bir yerde bulunuyorsa, bu durumda eş bütünleşmenin varlığına dair kesin bir sonuç çıkartılamaz. Ancak, eş bütünleşmenin varlığı genellikle F- istatistik değerinin üst sınır değerinin üzerinde olmasıyla ilişkilidir (Kaya vd., 2017:376). ARDL modelinde test hipotezimiz aşağıdaki gibidir;

$H_0 = \beta_1 = 0$ eşbütünleşme yok

$H_a = \beta_1 \neq 0$ eşbütünleşme var

Model 1 için ARDL denklemi;

$$\Delta ENF_t = a_0 + \sum_{i=1}^m a_{1i} \Delta ENF_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{2i} \Delta FAİZ_{t-i} + \beta_1 ENF_{t-1} + \beta_2 FAİZ_{t-1} + \mu_t \quad (9)$$

Model 2 için ARDL denklemi;

$$\Delta FAİZ_t = a_0 + \sum_{i=1}^m a_{1i} \Delta FAİZ_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{2i} \Delta ENF_{t-i} + \beta_1 FAİZ_{t-1} + \beta_2 ENF_{t-1} + \mu_t \quad (10)$$

Tablo 4: Sınır Testi Sonucu

Model: 1 /ARDL (2,0)		Anlamlılık	I(0)	I(1)
F- istatistik	4,659270	10%	4,225	5,02
K	1	5%	5,235	6,135
		1%	7,74	8,65
Serisel korelasyon (Breush- Godfrey): F= 1,184385 /P= 0,3173 > 0,05/ serisel korelasyon sorunu yok				
Değişen varyans (ARCH): F= 1,959602 /P= 0,1693 > 0,05/ değişen varyans sorunu yok				
Ramsey-RESET testi: F= 1,564517 /P= 0,2187 > 0,05/ model kurma hatası yok				
Model: 2 /ARDL (1,4)		Anlamlılık	I(0)	I(1)
F- istatistik	28,03493	10%	4,225	5,02
K	1	5%	5,235	6,135
		1%	7,74	8,65
Serisel korelasyon (Breush- Godfrey): F= 0,825876 /P= 0,4470 > 0,05/ serisel korelasyon sorunu yok				
Değişen varyans (ARCH): F= 1,1179566 /P= 0,2843 > 0,05/ değişen varyans sorunu yok				
Ramsey-RESET testi: F= 2,950434 /P= 0,0952 > 0,05/ model kurma hatası yok				

9 numaralı denklemde bağımlı değişken enflasyon, bağımsız değişken faiz iken SIC bilgi kriteri ile 20 farklı model içerisinde en uygun model ARDL (2,0) seçilmiştir. Benzer şekilde 10 numaralı denklemde SIC bilgi kriteri çerçevesinde 20 farklı model içinde seçilen en uygun model ARDL (1,4) modeli seçilmiştir. Tablo 4'te yer alan her iki modeli için sınama testi sonuçlarına bakıldığında, serisel korelasyon, değişen varyans ve model kurma hatası sorunu olmadığı anlaşılmaktadır.

Tablo 4'te yer alan bir numaralı model için test sonucuna bakıldığında hesaplanan değer (4,659270) verilen alt ve üst değerler arasında kaldığı görülmektedir. Bu nedenle kurulan 1 numaralı modelde her hangi eşbütünleşme ilişkisi rastlanmamıştır. Aynı tabloda yer alan iki numaralı model için test sonuçlarına bakıldığında, hesaplanan değer (28,03493) verilmiş olan üst sınır değerlerinden büyük olması kurulan modelde eşbütünleşme ilişkisinin varlığını göstermektedir. Bu nedenle yokluk hipotezi reddedilmektedir. Eşbütünleşme ilişkisinin varlığı tahmin edildikten sonra seçili olan ARDL (1,4) modeli için uzun dönem katsayılarına ve hata düzeltme katsayılarına bakılacaktır. Hata düzeltme mekanizmasının çalışması için katsayısının negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olması beklenmektedir. Uzun dönem ARDL modeli denklemini aşağıdaki gibidir.

$$FAİZ_t = a_0 + \sum_{i=1}^m a_{1i}FAİZ_{t-i} + \sum_{i=0}^n a_{2i}ENF_{t-i} + \mu_t \quad (11)$$

Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin ardından, kısa dönemli ilişkileri incelemek için aşağıdaki model tahmin edilir.

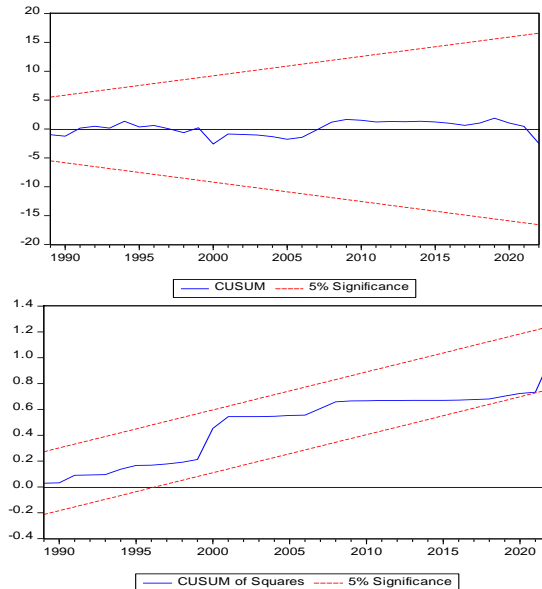
$$\Delta FAİZ_t = a_0 + \sum_{i=1}^m a_{1i} \Delta FAİZ_{t-i} + \sum_{i=1}^m a_{2i} \Delta ENF_{t-i} + \gamma HDK_{t-1} + \mu_t \quad (12)$$

Tablo 5: Uzun Dönem ve Kısa Dönem Hata Düzeltme Tahmin Sonucu

Uzun dönem tahmin sonucu				
Değişkenler	Katsayı	Std. Hata	t-istatistik	Olasılık
ENF	0.829937	0.029457	28.17450	0.0000
Kısa dönem hata düzeltme modeli				
C	10.56451	1.735831	6.086137	0.0000
D(ENF)	0.313763	0.072150	4.348781	0.0001
D(ENF(-1))	-0.273807	0.074182	-3.691012	0.0008
D(ENF(-2))	-0.268539	0.080220	-3.347512	0.0020
D(ENF(-3))	-0.162625	0.070100	-2.319896	0.0265
CointEq(-1)* HDK	-1.212761	0.159631	-7.597300	0.0000

Tablo 5'e bakıldığında hata düzeltme katsayısının negatif (-1,212761) ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Özetle hata düzeltme mekanizmasının çalıştığı ve kısa dönemde oluşacak dengeden sapmalar 0,83 dönem sonra düzelerek uzun dönem dengesine ulaşacağı anlaşılmaktadır. Test sonuçları değerlendirildiğinde kısa dönemde enflasyondaki %1'lik artış faizi %0,31, uzun dönemde ise enflasyondaki % 1 artışın faizi %0,83 arttırdığı ve tahminin istatistiksel olarak anlamlı olduğu anlaşılmaktadır.

Grafik 2: CUSUM ve CUSUMSQ Test Sonucu



Grafik 2’de yer alan sonuçlara bakıldığında kurulan modelde tahminler güven sınırları içerisinde kaldığından parametre tahminlerinin istikrar koşulunu sağladığı anlaşılmaktadır.

5.1.4. Toda-Yamamoto Nedensellik Analizi ve Test Sonucu

Toda-Yamamoto tarafından geliştirilen bu yöntem, serilerin aynı dereceden bütünleşik olma şartını aramaz ve aynı zamanda bu seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığına da ihtiyaç duymaz (Toda-Yamamoto,1995: 225-250). Toda-Yamamoto testi, VAR modeline dayalı bir testtir. Bu testte, VAR modeli kurularak en uygun gecikme seçilir (k) ve değişkenlerin en yüksek hangi dereceden durağan olduğu (dmax) belirlendikten sonra (k + dmax) VAR modeli tahmin edilir (Yenilmez ve Erdem, 2018: 12). VAR modeli kurularak en uygun gecikmenin 4 olduğu belirlenmiştir. VAR modeli istikrar koşullarından, karakteristik köklerin birim çemberi içerisinde olduğu, serisel korelasyon ve değişen varyans sorununun olmadığı görülmüştür. Denklem aşağıdaki gibidir;

$$ENF_t = \delta + \sum_{i=1}^{k+dmax} a_i ENF_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+dmax} \theta_i FAİZ_{t-i} + e_{1t} \quad (13)$$

$$FAİZ_t = \delta + \sum_{i=1}^{k+dmax} y_i FAİZ_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+dmax} \mu_i ENF_{t-i} + e_{2t} \quad (14)$$

Test hipotezi aşağıdaki gibidir;

$H_0 = Y$ değişkeninden X değişkenine doğru nedensellik ilişkisi yoktur

$H_a = Y$ değişkeninden X değişkenine doğru nedensellik ilişkisi vardır

Tablo 6: Toda-Yamamoto Nedensellik Testi Sonucu

Nedensellik yönü	χ^2	k+dmax	Olasılık
Enflasyondan mevduat faizine doğru	51,95370		0,0000
Mevduat faizinden enflasyona doğru	5,936471	4+1=5	0,2039

Tablo 6’da yer alan analiz sonuçlarına bakıldığında enflasyondan mevduat faizine doğru %1 anlamlılık düzeyinde nedensellik ilişkisine rastlanırken, mevduat faizinden enflasyona doğru bir nedensellik bulunmamıştır.

6. Sonuç

Enflasyon ve faiz, bir ekonominin en önemli makroekonomik değişkenlerinden ikisidir. Bu nedenle bu iki gösterge arasında ilişki olup olmaması veya nedenselliğin yönü tartışması günümüz literatürünün en güncel konuları içerisinde yer almaktadır. Literatüre bakıldığında Klasik görüşe göre faiz oranı, yatırım ve tasarruf kararlarına bağlı olarak belirlenirken, Keynesyen perspektife göre faiz oranı para arzı ve para talebine dayanır. Bu nedenle Klasikler faiz oranı ile fiyatlar düzeyi arasında doğrudan bir ilişki bulunmadığını savunmaktadırlar. Ancak bu görüşlerin aksine Gibson enflasyon ile faiz oranları arasındaki pozitif bir korelasyonun varlığını göstermiştir. Keynes, klasik iktisat anlayışıyla çelişen bir durumu vurgulayarak Gibson paradoksu' nu literatüre kazandırmıştır. Literatüre bakıldığında Türkiye üzerine gerçekleştirilmiş olan çalışmalarda ağırlıklı olarak Gibson paradoksunun geçerli olduğu anlaşılmaktadır.

Bu çalışmada 1978-2022 yılı arası enflasyon ve mevduat faizi oranı verileri ile Türkiye'de Gibson paradoksunun geçerli olup olmadığı araştırılmıştır. İlk olarak değişkenlerin durağanlığını kontrol etmek için geleneksel ADF, PP ve yapısal kırılmaları dikkate alan çift kırılmalı LS (2003) birim kök testi gerçekleştirilmiştir. Birim kök testleri sonucunda enflasyon ve faiz serisinin I(1) olduğu anlaşılmaktadır. Devamında iki model kurulmuş ve bir numaralı modelde eşbütünleşme ilişkisi bulunamamışken, iki numaralı modelde eşbütünleşme ilişkisi bulunduğu için, ARDL (1,4) modeli seçilerek uzun ve kısa dönem ilişkisi araştırılmıştır. Test sonuçları değerlendirildiğinde kısa dönemde enflasyondaki %1'lik artış faizi %0,31, uzun dönemde ise enflasyondaki % 1 artışın faizi %0,83 arttırdığı ve tahminin istatistiksel olarak anlamlı olduğu anlaşılmaktadır. Son aşamada Toda-Yamamoto nedensellik analizi gerçekleştirilmiş ve analiz sonucunda enflasyondan mevduat faizine doğru %1 anlamlılık düzeyinde nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Analiz sonuçlarına bakıldığında, günümüze kadar bu konuda gerçekleştirilen çalışmalarla benzerlik gösterdiği, yani Türkiye'de Gibson paradoksunun geçerli olduğu sonucuna gelinmektedir. Sonuç olarak eşbütünleşmenin ve nedenselliğin enflasyondan faize doğru olması, 2006 yılından itibaren uygulanan açık enflasyon hedeflemesi rejiminden kaynaklandığı ve bazı dönemlerde uygulanan geçici politikaların bu nedenselliği etkilemediğini göstermektedir.

Kaynaklar

Aklan, A. N., Akay, H. K. & Çınar, M. (2014). Türkiye’de Faiz Haddi ve Enflasyon İlişkisi: Gibson Paradoksuna Yönelik Bir Değerlendirme, *Econworld Ekonomi Kongresi*, s.1-14.

Altunöz, U. (2020). Faiz Haddi-Enflasyon İlişkisi ve Türkiye’de Gibson Çelişkinin Analizi: Keynes-Wicksell ve Fisher Örneği, *Sayıştay Dergisi*, 33 (118), s.153-178.

Atgür, M. (2021). Türkiye’de Enflasyon ve Faiz İlişkisi: Gibson Paradoksunun Türkiye’de Geçerliliği (2004-2020), *Ömer Halisdemir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 14(2), s.513–526.

Atkins, F. J. & Serletis, A. (2003). Bounds tests of the Gibson paradox and the Fisher effect: Evidence from low-frequency international data. *Manchester School*, 71(6), s.673–679.

Bakkal, H. (2021). Türkiye’de Gibson Paradoksunun Geçerliliği: Maki Eşbütünleşme Testi. *JOEEP: Journal of Emerging Economies and Policy Dergisi*, 6(2), s.226-235.

Biçen, Ö. F. (2019). The Relationship Between Nominal Interest Rate and Inflation Rate: An Analysis on the Validity of the Gibson Paradox, *Pamukkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, Sayı: 35, s.193-201.

Chadha, J. S. & Pearlman, M. (2014). Was The Gibson Paradox for Real? A Wicksellian Study of the Relationship between Interest Rates and Prices. *Financial History Review*, 21(2), s.139-163.

Cochrane, J. (2014). The Neo-Fisherian question, Erişim tarihi: (12.3.2024),

<https://johnhcochrane.blogspot.com/2014/11/the-neo-fisherian-question.html>.

Dehghani, Z., Nooralah, S. A. & Mehdi, N. (2015). Gibson Paradox Analysis in Iran Economic. *International Journal of Modern Mathematical Sciences*, 13(4), s.442-448.

Erer, D. (2023). Türkiye’de Gibson Paradoksu Geçerli Mi?: Faiz Oranı-enflasyon ilişkisinin Fourier Eşbütünleşme Testi İle Analizi. *Journal of Financial Politic Economic Reviews / Finans Politik Ekonomik Yorumlar*, 60(664), s.87-104.

Eroğlu, N. & Eroğlu, İ. (2009). Enflasyon Hedflemesi Rejimi Çerçevesinde Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası’nın Kredibilite ve Hesap Verebilirlik Sorunu. *Maliye Finans Yazıları Dergisi*, 23(85), s.79-109.

Fisher, I. (1930). *The Theory Of Interest, As Determined By Impatience To Spend Income And Opportunity To Invest It* , <https://fraser.stlouisfed.org/title/theory-interest-6255>, Erişim tarihi: (08.12.2023).

Gibson, A. H. (1923). The Future Course of High-Class Investment Values. *Banker's Magazine (London)*, 115, s.15-34.

Haliciođlu, F. (2004). The Gibson Paradox: an Empirical Investigation for Turkey. *European Research Studies*, 7(1-2), s.111-119.

Kabak, S. & Dalli, T. (2023). Gibson Paradoksu: ASEAN-T Ülkelerine İlişkin Panel Veri Analizi. *Uluslararası Ekonometrik İnceleme Dergisi*, 15 (1), s.12-27.

Kaya, H., Kete, H. & Aydın, M. S. (2017). Türkiye'de Yaşam Beklentisi Tasarruf İlişkisi: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı. *Akademik Bakış Uluslararası Hakemli Sosyal Bilimler Dergisi*, (62), s.368-380.

Keynes J. M. (1930). *A Treatise On Money, The Applied Theory Of Money*, Volume II, Erişim tarihi: (7.12.2023),

<https://ia601502.us.archive.org/4/items/in.ernet.dli.2015.28575/2015.28575.A-Treatise-On-Money.pdf>.

Keynes, J. M. (1937). Alternative Theories of the Rate of Interest. *The Economic Journal*, 47(186), s.241-252.

Kocycigit, A., Kilic, M. E. & Bayat, T. (2015). A Causality Test on the Gibson Paradox in Turkey, *Asian Economic and Financial Review*, 5(10), s.1134-1147.

Kofođlu, İ. H. (2018). Gibson Paradoksu Türkiye Örneđi, *Karadeniz Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Doktora tezi*, Trabzon.

Künü, S., Bozma, G. & Başar, S. (2017). Gibson Paradoksunun Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Ülkeler Açısından Geçerliliğinin Araştırılması, *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 19(1), s.211-222.

Lee, J. & Strazicich, M.C. (2003). Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test With Two Structural Breaks, *Rev. Econ. Stat.*, 85(4), s.1082-1089.

Mert, M. & Çağlar, A. E. (2019). *Eviews ve Gauss Uygulamalı Zaman Serileri Analizi*. Detay Yayıncılık, Ankara.

Mills, T. C. (2008). Exploring Historical Economic Relationships: Two and A Half Centuries of British Interest Rates and Inflation. *Cliometrica*, 2(3), s.213-228.

Ogbonna, B. B. C. (2014). Testing for Gibson's Paradox: Evidence from Nigeria. *Journal of Economics and Sustainable Development*, 5(4), s.157-163.

Özdemir, M. & Yıldırım, S. (2018). Fiyat Düzeyi ve Faiz Oranı: Gibson Paradoksu Türkiye Ekonomisi İçin Geçerli (mi)?, *Maliye Dergisi*, 174, s.26-47.

Pesaran, M.H., Shin, Y. & Smith, R.J. (2001). Bounds Testing Approaches To The Analysis Of Level Relationships. *Journal Of Applied Econometrics*, 16, s.289-326.

Samırkaş, M. C. (2019). Enflasyon ve Nominal Faiz Oranı Arasında Toda-Yamamoto Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneđi. *Turizm Ekonomi ve İşletme Araştırmaları Dergisi*, 1(1), s.6-14.

Sarıdoğan, H. Ö. & Gülşen, M. A. (2021). Enflasyonla Mücadelede Neo-Fisher ve Neo-Keynesyen Paradigma. İktisadi, Mali ve Finansal Konulara Teorik Bakış Açılı, Ankara: *Gazi Kitabevi*, s.175-185.

Şimşek, M. & Kadılar, C. (2008). Gibson Çelişkisinin Türkiye Verileri İle Analizi . *Manas Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*,10 (20), s.115-127.

Tanrıöver, B. & Yamak, N. (2015). Nominal Faiz Oranı-Genel Fiyat Düzeyi İlişkisinin Gibson Paradoksu Çerçevesinde Analizi, *Maliye Dergisi*, 168, s.186-200.

TCMB. (2016). Türkiye'nin Güçlü Ekonomiye Geçiş Programı, Erişim tarihi: (12.03.2024),

<https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/26640b7b-9641-4c35-99ec-cd10a9d4e51b/program.pdf?MOD=AJPERES&CACHEID=ROOTWORKSPACE-26640>.

Toda, H.Y. & Yamamoto, T. (1995). Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes, *Journal Of Econometrics*, 66 (1-2), s.225–250.

Tooke, T. (1844). An Inquiry into the Currency Principle: the Connection of the Currency with Prices, and the Expediency of a Separation of Issue from Banking, Longman, Brown, Green, and Longmans.

Tuna, G. & Öztürk, M. (2016). Piyasa Etkinliğinin Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testleri İle İncelenmesi: Türkiye Pay Senedi Piyasası Uygulaması. *Uluslararası Yönetim İktisat Ve İşletme Dergisi*, 12(12), s. 548-559.

Tunalı, H. & Erönel, Y. Y. (2016). Enflasyon ve Faiz Oranı İlişkisi: Türkiye'de Fisher Etkisinin Geçerliliği. *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi Ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 21(4), s.1415-1431.

Uçak, S., Kuvat, Ö. & Aytekin, A. G. (2018). Türkiye'de ARGE Harcamaları– Büyüme İlişkisi: ARDL Yöntemi, *Manisa Celal Bayar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 16(2), s.129-160.

Ulusoy, A., Yılmaz, H. & Ünal, H. (2021). Türkiye'de Gibson Paradoksunun Fisher Etkisi Bağlamında Ele Alınması (1978-2019 Dönemi), *Maliye Dergisi*, 181, s. 1-18.

Uslu, H. (2020). Enflasyon ile Mevduat ve Kredi Faizleri Arasındaki İlişki: Türkiye İçin Fisher Eşitliği Çerçevesinde Ekonometrik Bir Analiz. *Çanakkale Onsekiz Mart Üniversitesi Uluslararası Sosyal Bilimler Dergisi*, 5(1), s. 201-229.

Wicksell, K. (1907). The Influence of the Rate of Interest on Prices. *The Economic Journal*, 17(66), s. 213-220.

Williamson, S. D. (2014). Neo-Fisherians: Unite and Throw off MV=PY and Your Phillips Curves!, Erişim tarihi: (12.3.2024),

<https://newmonetarism.blogspot.com/2014/11/neo-fisherians-unite-and-throw-off-mvpy.html>.

Yenilmez, F. & Erdem, M. S. (2018). Türkiye ve Avrupa Birliği'nde Ekonomik Büyüme ile Enerji Tüketimi Arasındaki İlişki: Toda-Yamamoto Nedensellik Testi, *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 19(1), s.71-95.

Yıldırım Tıraşoğlu, B. (2014). Yapısal Kırımlı Birim Kök Testleri İle Oecd Ülkelerinde Satın Alma Gücü Paritesi Geçerliliğinin Testi. *Istanbul University Econometrics and Statistics E-Journal*(20), s. 68-87.

Yılmaz, Z. & Mammadov, T. (2022). Dış Borç Faiz Ödemeleri ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye Örneği (2005-2021), *Asos Journal*, (130), s. 316-330.