

Türkiye'de Son Yıllarda Yükselişe Geçen Tüketici Fiyat Endeksi ile Üretici Fiyat Endeksi Arasındaki İlişki: Bir Sınır Testi Analizi

(The Relationship Between Consumer Price Index and Producer Price Index, Which Have Been Rising in Türkiye in Recent Years: A Bounds Test Analysis)

Erkan SARSICI^a  Burcu TEMEL^b 

^a Dr. Öğr. Üyesi, Adıyaman Üniversitesi, Besni Meslek Yüksekokulu, Bankacılık ve Sigortacılık Bölümü, esarsici@adiyaman.edu.tr

^b Dr. Öğr. Üyesi, Adıyaman Üniversitesi, Besni Meslek Yüksekokulu, İşletme Bölümü, budogan@adiyaman.edu.tr

Öz

Enflasyon, bir ülkenin makroekonomik yapısı hakkında önemli bilgiler sağlayan etkili bir makroekonomik göstergedir. Son dönemde enflasyon, ulusal ve küresel faktörlerin etkisiyle yukarı yönlü bir seyir izlemektedir. Kronik enflasyonla mücadele eden Türkiye'de enflasyonla mücadele politikaları iyi sonuç vermemiş ve ekonomik sorunlar artmıştır. Bu çalışmanın amacı Türkiye'deki üretici fiyat endeksi ile tüketici fiyat endeksi arasındaki ilişkiyi 2012M01-2024M11 dönemine ait güncel aylık verilerle incelemektir. Serilerin birim kökleri geleneksel birim kök testleri olan Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) yöntemleri ile doğrulanmıştır. Bai-Perron yöntemi ile elde edilen sonuçlar serinin 2014M03, 2016M07, 2018M03, 2019M10 ve 2021M05 yıllarında beş kez yapısal şoklara maruz kaldığını ortaya koymuştur. Otoregresif dağıtılmış gecikme (ARDL) yöntemi sonuçları, Üretici Fiyat Endeksi (ÜFE) ile Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE) değişkenleri arasında uzun dönemli bir ilişki olduğunu göstermiştir. Tahmin edilen katsayılara göre ÜFE değişkeninin kısa ve uzun vadede TÜFE üzerindeki etkisi pozitif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Ancak sonuçlar, ÜFE değişkeninin TÜFE değişkeni üzerindeki etkisinin uzun dönemde kısa döneme göre daha etkin olduğunu göstermektedir. Sonuçlar, politika yapıcıların enflasyonla mücadelede ÜFE'nin uzun vadeli etkilerini ve sonuçlarını dikkate alan önlemlere odaklanması gerektiğine işaret etmektedir.

Anahtar Kelimeler:

Küresel Enflasyon, TÜFE, ÜFE, Bai-Perron

Makale türü:

Araştırma

Abstract

Inflation is an effective macroeconomic indicator that provides considerable information on a country's macroeconomic structure. In recent times, inflation has been trending upward, driven by global factors. In Türkiye, which is a confrontation with chronic inflation, anti-inflationary policies have not produced good results and economic problems have increased. This study examines the relationship between Turkey's producer price index and Turkey's consumer price index with current monthly data for the period 2012M01 to 2024M11. The unit-roots of the series have been verified by the Dickey-Fuller (ADF) and Phillips-Perron (PP) methods, which are traditional unit root tests. The results obtained with the Bai-Perron method have revealed that the series were subjected to structural shocks on five occasions in the years 2014M03, 2016M07, 2018M03, 2019M10, and 2021M05. The ARDL method results have shown a long-run relationship between Producer Price Index (PPI) and Consumer Price Index (CPI) variables. According to the estimated coefficients, the effect of the PPI variable on the CPI in the short and long term is positive and statistically significant. The results show that the impact of the PPI variable on the CPI variable is more efficient in the long run than in the short run. The results point out that policymakers should focus on measures that consider the long-term effects and consequences of PPI inflation in the fight against inflation.

Keywords:

Global Inflation, CPI, PPI, Bai-Perron

Paper type:

Research

Başvuru/Received: 10.02.2025 | Kabul/Accepted: 17.03.2025, iThenticate benzerlik oranı/similarity report: %13

Giriş

Enflasyon, modern ekonomilerin en karmaşık ve yakıcı sorunlarından biri olarak, hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkelerde istikrar arayışının önündeki temel engellerden birini oluşturmaktadır. Küresel ekonomik döngülerden petrol fiyatlarındaki dalgalanmalara, finansal oynaklıktan üretim zincirlerindeki dönüşümlere kadar uzanan çok katmanlı dinamikler, enflasyonun sadece bir rakam olmaktan öte, toplumsal ve ekonomik yapıları derinden etkileyen bir olgu olduğunu göstermektedir. Literatürde bu dinamikleri inceleyen çalışmalar, farklı yöntemler ve yaklaşımlarla önemli bulgular sunmaktadır: Lenin vd. (2022a), muhtemelen panel veri analizi kullanarak küresel enflasyonun dışsal faktörlerle (petrol fiyatları, finansal oynaklık) ilişkisini incelemiş ve bu faktörlerin enflasyonist baskıları artırdığını ortaya koymuştur; O'Doherty ve Daly (2018), istatistiksel karşılaştırmalar ve zaman serisi analizleriyle gelişmekte olan ülkelerde 1990 sonrası enflasyon yakınsamasına odaklanmış, 2017'de medyan enflasyon farkının 1,7 puan olduğunu ve bu yakınsamanın enflasyonun düşüşüne katkıda bulunduğunu tespit etmiştir; Adrian (2024), finansal piyasa verilerine dayalı ekonometrik modellerle salgın sonrası finansal risklerin enflasyona etkisini ele almış ve artan faiz oranları ile zayıf piyasa likiditesinin fiyatlandırma risklerini yükselttiğini göstermiştir; Farooq vd. (2014), zaman serisi veya kesit analizleriyle enflasyonu tetikleyen ekonomik ve ticari faktörleri listeleyerek, bu unsurların enflasyon üzerinde belirleyici olduğunu kanıtlamıştır; Wei ve Xie (2018), küresel tedarik zinciri verilerine dayalı regresyon analizleriyle ÜFE-TÜFE korelasyonunun azalmasını küresel üretim zincirlerine bağlamış ve bu ayrışmanın para politikalarının yeniden değerlendirilmesini gerektirdiğini vurgulamıştır; son olarak Turna ve Özcan (2021), Türkiye'de enflasyonun tarihsel seyrini betimsel bir yaklaşımla analiz etmiş, 1985-2000'de parasal genişlemenin fiyat artışlarını tetiklediğini, 2000'li yıllarda para arzı kontrolüyle enflasyonun düştüğünü, ancak 2006 sonrası açık enflasyon hedeflemesinin başarısız olduğunu ortaya koymuştur.

Ekonomik istikrarın sağlanması, etkin politikaların uygulanmasına bağlıdır; bu da enflasyonu tetikleyen kanalların ve nedenlerin doğru tespitini gerektirir. Literatürde, ÜFE ile TÜFE enflasyonu birbirinden ayırırsa, optimal para politikasının TÜFE yerine ÜFE'yi hedeflemesi gerektiği yönünde bir görüş bulunmaktadır. Bu bağlamda, merkez bankalarının politikaları TÜFE'deki değişimlere odaklanmalı, ancak ÜFE-TÜFE farkının geçici mi yoksa kalıcı mı olduğuna bağlı olarak politika kuralları gözden geçirilmelidir. 2000'li yılların başından itibaren küresel üretim zincirlerindeki artış, ÜFE ile TÜFE arasındaki korelasyonu azaltmış, üretim aşamalarının uzaması endekslerin kompozisyonunu değiştirerek bu ayrışmayı derinleştirmiştir. Korelasyondaki düşüşün kalıcı olma ihtimali, para politikalarının yeniden değerlendirilmesini zorunlu kılmaktadır (Wei ve Xie, 2018).

Bu küresel tablo içinde Türkiye, kronik enflasyonla mücadele eden ülkeler için bu sorun, yalnızca makroekonomik bir gösterge değil, aynı zamanda sosyal refah ve politik karar alma süreçlerinin de belirleyicisidir. 1980'lerden itibaren ithal ikamecilikten ihracata dayalı büyümeye geçişle başlayan süreçte geçici başarılar elde edilse de, Gezi olayları, darbe girişimi, Rahip krizi ve salgın gibi sosyoekonomik

şoklar, enflasyonun yeniden yükselişe geçtiği bir tabloyu ortaya koymuştur. Bu bağlamda, ÜFE ile TÜFE arasındaki ilişki, enflasyonun kaynaklarını ve yayılım mekanizmalarını anlamak için kritik bir lens sunmaktadır. Literatür, küresel ve yerel ölçekte enflasyonun nedenlerini geniş çapta ele alsa da, Türkiye’de ÜFE’nin TÜFE üzerindeki etkisi ve son dönemdeki küresel dengesizliklerin bu dinamiklere yansımaları yeterince incelenmemiştir.

Türkiye, kronik enflasyonla mücadele eden gelişmekte olan ülkeler arasında yer alır. 24 Ocak 1980 sonrası ihracata dayalı sanayileşme politikaları, enflasyonu bir süre düşük tutmayı başarmış, ancak fiyat istikrarının bozulmasıyla sonraki dönemlerde yeniden yükseliş gözlenmiştir. 1985-2000 yılları arasında parasal genişleme fiyat artışlarının ana nedenlerinden biri olurken, 2000’li yıllarda para arzının kontrol altına alınmasıyla enflasyon düşürülmüştür. Bu süreçte Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB), etkinliğini artırmak amacıyla 2001’de enflasyon hedeflemesi rejimine geçmiş, 2006’dan itibaren ise açık enflasyon hedeflemesi uygulamıştır. Ancak, Turna ve Özcan (2021) tarafından belirtildiği üzere, bu politikalar kalıcı bir başarı sağlayamamıştır.

Bir diğer çalışma olan Başçı ve Kara (2006), "Inflation Targeting in Turkey: Early Lessons" başlıklı çalışmalarında, 2001 krizinden sonra enflasyon hedeflemesi rejimine geçişin ilk sonuçlarını değerlendirmiştir. 2002-2006 arasında enflasyonun tek haneli seviyelere (%9 civarı) gerilediğini, ancak 2006’daki küresel dalgalanmalar ve içsel yapısal sorunlar nedeniyle bu başarının sürdürülemediğini belirtirler. Bu çalışmada, açık enflasyon hedeflemesinin başarısızlığına dair bulguları ve TCMB’nin kurumsal kapasitesinin artırılması gerektiğini vurgulamışlardır.

Demiralp ve Demiralp (2019), "Central Bank Independence and Inflation in Turkey" başlıklı çalışmalarında, 2006 sonrası TCMB’nin bağımsızlığının aşındığını ve siyasi baskıların para politikasını etkilediğini öne sürer. Özellikle 2010’lardan itibaren düşük faiz politikalarına yönelimin, enflasyonu kontrol altına almada ters etki yarattığını belirtirler. 2018’deki Rahip krizi gibi şoklar, bu politikaların kırılabilirliğini daha da açığa vurmuştur. Bu çalışma, 2006-2024 döneminde enflasyonun yalnızca ekonomik değil, politik faktörlerle de şekillendiğini göstermektedir.

Yılmazkuday (2022), "Drivers of Turkish Inflation" başlıklı makalesinde, 2006-2021 arasındaki enflasyonun döviz kuru geçişkenliği, küresel petrol fiyatları ve düşük faiz politikalarından beslendiğini ekonometrik bir yaklaşımla analiz eder. 2012-2024 dönemine giren yıllarda, özellikle 2018 sonrası Türk lirasındaki değer kaybının ve ÜFE’deki artışın TÜFE’yi doğrudan etkilediğini bulmuştur. Bu, mevcut çalışmanın ÜFE-TÜFE ilişkisine odaklanan bulgularıyla uyumludur ve enflasyonla mücadelede üretici fiyatlarına yönelik politikaların önemini desteklemiştir.

Karahan (2024), TCMB’nin 2024 Enflasyon Raporu’nda yaptığı değerlendirmelerde, 2006-2023 arasında sıkı para politikalarının yetersiz kaldığını ve 2023’ten itibaren uygulanan agresif faiz artırımlarının (8,5%’ten 50%’ye) disinflasyon sürecini başlattığını ifade eder. Ancak, 2012-2024 döneminde enflasyonun %75’e ulaştığı Mayıs 2024 gibi zirveler, ÜFE-TÜFE arasındaki güçlü geçişkenliği ve yapısal şokların etkisini

gözler önüne sermektedir. Bu, mevcut çalışmanın ÜFE kaynaklı risklerin TÜFE'yi artırdığı bulgusuyla örtüşür.

Bu çalışma, Türkiye'deki enflasyonun temel kaynakları olan ÜFE ile TÜFE arasındaki ilişkiyi incelemeyi hedeflemektedir. Türkiye ekonomisi, uzun süredir çözilemeyen kronik enflasyon sorunuyla karşı karşıyadır ve bu durum, makroekonomik istikrarı tehdit eden önemli bir mesele olarak öne çıkmaktadır. Araştırma dönemi olan 2012-2024 yılları boyunca Gezi olayları (2013), darbe girişimi (2016), Rahip krizi (2018) ve salgın krizi (2020) gibi sosyoekonomik şoklar, gıda ve petrol fiyatlarındaki artışlarla birleşerek enflasyonu tırmandırmıştır. Enflasyon oranı, bir ülkenin ekonomik yapısı hakkında kritik bilgiler sunan temel bir gösterge olup, ÜFE ve TÜFE'den kaynaklanan eğilimler, ekonomik, sosyal ve maliye politikalarının şekillenmesinde belirleyici bir rol oynamaktadır. Özellikle ithal girdiler nedeniyle yükselen ÜFE'nin TÜFE'yi olumsuz etkilemesi, son dönemde küresel dengesizliklerin de etkisiyle, enflasyonist baskıların daha derinlemesine analiz edilmesini gerektirmektedir.

Bu bağlamda, çalışma, 2012-2024 dönemine ait güncel verilerle ÜFE ve TÜFE arasındaki kısa ve uzun vadeli ilişkileri ortaya koyarak Türkiye'nin enflasyon mücadelesine yeni bir bakış açısı sunmayı amaçlamaktadır. Araştırmada, 2012M01-2024M11 dönemine ilişkin veriler kullanılarak yapısal kırılmalar Bai-Perron çoklu yapısal kırılma testiyle, kısa ve uzun vadeli ilişkiler ise ARDL yöntemiyle analiz edilmiştir. ARDL'nin seçilmesinin temel nedeni, zaman serisi verilerinde değişkenlerin farklı durağanlık seviyelerine (I(0) veya I(1)) sahip olabileceği durumlarda bile tutarlı ve güvenilir tahminler sunabilmesidir. 2012M01-2024M11 dönemine ait aylık verilerle çalışılırken, ÜFE ve TÜFE'nin potansiyel olarak hem düzeyde hem de birinci farkta durağan olabileceği göz önüne alınmış; bu da geleneksel eşbütünleşme yöntemlerinin (örneğin, Johansen testi) aksine, ARDL'nin daha esnek bir yaklaşım sunduğu anlamına gelir. Ayrıca, ARDL modeli, kısa vadeli dinamikleri ve uzun vadeli denge ilişkilerini aynı anda modelleme kapasitesiyle, Türkiye'de enflasyonun yapısal kırılmalar ve sosyoekonomik şoklarla şekillendiği bu dönemde geçişkenlik etkilerini ayrıntılı bir şekilde analiz etmeye olanak tanır. Böylece, ÜFE'den TÜFE'ye yönelik nedensellik ve etki büyüklükleri, politika önerileri için sağlam bir temel oluşturacak şekilde ortaya konmuştur.

Çalışmanın literatüre katkıları ise şu şekilde özetlenebilir: İlk olarak, ÜFE-TÜFE ilişkisini Türkiye özelinde inceleyerek literatürdeki önemli bir boşluğu dolduracaktır. İkinci olarak, güncel veriler ve sağlam ekonometrik yöntemlerle enflasyonun son dönem dinamiklerini aydınlatarak mevcut bilgiyi güncelleyecektir. Üçüncü olarak, enflasyonla mücadelede politikaların yeniden şekillendirilmesine yönelik pratik öneriler sunarak karar alma süreçlerine rehberlik edecektir. Son olarak, Türkiye'nin deneyimlerinden yola çıkarak diğer gelişmekte olan ülkeler için genellenebilir bulgular ortaya koyarak küresel bir perspektif sunacaktır. Böylece, kronik enflasyonun gölgesindeki bir ekonomide istikrarın yol haritasını çizmeye yönelik anlamlı bir katkı sağlanmış olacaktır.

1. Literatür

Türkiye'deki üretici ve tüketici fiyat endeksi arasındaki ilişkiyi araştıran literatür sonuçları ÜFE'den TUFEE'ye doğru nedensellik ilişkisinin bulunduğunu ortaya koymaktadır. Tarı vd. (2009) Türkiye'de 1987:1-2008:4 dönemini frekans alanı yaklaşımı kullanılarak incelemiş ve nedensellik ilişkisini araştırmıştır. Araştırmanın sonuçlarına göre ÜFE'den TUFEE'ye doğru nedensellik ilişkisi kısa dönemde $\omega \in (0.01, 0.91)$ frekansları arasında ya da 1987M1-1993M4 periyodunda ortaya çıkmaktadır. Uzun dönemde ise nedensellik ilişkisi literatürle doğru orantılı ve uyumludur. Araştırmacılar, politika yapıcılarının her iki endeksi yakından analiz ederek kısa dönemde enflasyonun maliyet artışlarından uzun dönemde ise talep koşullarından kaynaklandığını dikkate alan politikalar geliştirmesi gerektiğini savunmuştur.

Saraç ve Karagöz (2010) 1994:01-2009:12 dönemi arasında, TUFEE ile ÜFE arasındaki ilişkiyi sınır testi yöntemini kullanarak araştırmıştır. Sonuçlar ÜFE'den TUFEE'ye doğru hem kısa hem de uzun dönemde ilişkinin bulunduğunu göstermiştir. Araştırmanın sonuçlarına göre, Türkiye'de enflasyon kısa ve uzun dönemde maliyetlerden kaynaklanmaktadır.

Erdem ve Yamak (2014) 1987-2012 dönemini Endeksler arasındaki geçişkenliği belirlemek amacıyla Kalman Filtre analizi uygulanmış ve her döneme ilişkin elastikiyet değerleri hesaplanmıştır. Ampirik sonuçlar, Türkiye'de 2003 yılından sonra üretici fiyat endeksinden tüketici fiyat endeksine doğru dinamik ilişkiyi temsil eden katsayıların önceki dönemlere kıyasla düşüş gösterdiğini ortaya koymaktadır. Buna göre, 2003-2012 döneminde ÜFE'den TUFEE'ye geçişkenlik azalma eğilimindedir. Araştırmacılar Türkiye'de endeksler arasındaki olağandışı geçişkenliğin dikkate alınması gerektiğini belirtmişlerdir.

Ülke ve Ergun (2014) Türkiye araştırması ÜFE ve TUFEE arasında uzun dönemli ilişki olduğunu serilerin birlikte hareket ettiğini göstermektedir. Araştırmanın sonuçlarına göre uzun dönemde ÜFE'den TUFEE'ye uzun dönemli nedensellik ilişkisi tespit edilirken kısa dönem nedensellik ilişkiğine dair herhangi bir bulguya ulaşılamamıştır. Araştırmacılar uzun dönemde talepten kaynaklanan bir enflasyonun meydana geldiğini rapor etmişlerdir.

Losada vd. (2018) Güney Amerika'da ki altı ülke için tüketici fiyat endeksi ile üretici fiyat endeksi arasındaki ilişki araştırması sonuçlarına göre Brezilya, Kolombiya, Ekvador ve Uruguay'da, Peru ve Paraguay'dan farklı olarak iki değişken arasında nedensellik yoktur. Sonuçlar, Peru'da ÜFE ve TUFEE arasında çift yönlü nedenselliği gösterirken, Paraguay için TUFEE'den ÜFE'ye doğru bir nedensellik sonucu elde edilmiştir. Sonuçlara göre, her iki göstergede ani şoklara karşı hassastır. Araştırmacılar analiz edilen farklı ülkeler için TUFEE ve ÜFE arasındaki nedensellik yönündeki sonuçların, üretici fiyat endekslerini tahmin etmek için kullanılan mal ve hizmet sepetinin içeriğindeki farklılıklar nedeniyle değişiklik göstermesinden kaynaklandığını belirtmektedir.

Khan vd. (2018) Orta ve Doğu Avrupa (CEE) ülkeleri araştırması yatay kesit bağımlılığı ve eğim homojenliği sonucuna bağlı olarak ÜFE ve TUFEE'nin ülkeler

arasında farklılık gösterdiğini ortaya koymaktadır. Sonuçlar, ÜFE'nin beş Orta ve Doğu Avrupa ülkesinde (Letonya, Litvanya, Romanya, Slovakya ve Slovenya) Granger nedenselliği anlamında TÜFE'yi etkilediğini göstermektedir; Bulgular, ÜFE'nin TÜFE'ye katkıda bulunan birincil faktör olduğunu açıklayan ülkelerde ılımlı enflasyon modelini desteklemektedir. TÜFE'nin sadece Macaristan'da ÜFE üzerinde etkisi tespit edilmiştir.

Davudova (2020), 2015M01-2020M07 döneminde COVID19'un sonuçlarını dikkate alarak TÜFE, ÜFE, kişi başına düşen GSYİH, döviz kuru gibi bir ülkenin sosyo-ekonomik kalkınmasının düzeyini ve hızını yansıtan makroekonomik göstergeleri VECM modelini kullanarak ampirik olarak analiz etmiştir. Araştırmanın sonuçlarına göre kişi başına GSYH'daki değişim ÜFE ve TÜFE değişkenlerinden negatif olarak ve döviz kurundan pozitif olarak etkilenmektedir. TÜFE'de kişi başına GSYH ve ÜFE değişkenlerinden negatif olarak ve döviz kurundan pozitif olarak etkilenmektedir. Çalışmanın sonuçlarına göre ÜFE'de döviz kuru ve TÜFE değişkenlerinden negatif olarak ve kişi başına GSYH'dan pozitif olarak etkilenmektedir. TÜFE'nin negatif etkisi daha fazladır. Döviz kuru, ÜFE ve TÜFE değişkenlerinden olumsuz etkilenmektedir. ÜFE göstergesinin kişi başına GSYH, TÜFE ve döviz kuru değişimleri üzerinde daha fazla negatif etkisi bulunmaktadır.

Kalthum ve Masih (2021) araştırması sonuçlarına göre üretici fiyatlarındaki artışın petrol fiyatları artışı üzerindeki etkisi pozitifdir. Zaman serisi kullanılarak Malezya örneğinin kullanıldığı araştırmadan elde edilen sonuçlara göre üretici fiyat endeksi petrol fiyatlarını yönlendirmektedir.

Lenin vd. (2022) araştırması gelişmekte olan piyasa ekonomilerinde küresel enflasyonun itici bir güç olduğunu ortaya koymaktadır. Araştırmanın sonuçlarına göre küresel enflasyon, bazı ülkelerde enflasyonun ilk temel bileşeni tahmin edilmektedir. Sonuçlara göre, küresel çıktı açığı, emtia fiyat enflasyonu ve küresel finansal oynaklık ile ilişkili bulunmuştur. Ayrıca sonuçlar küresel enflasyonun tahmin modellerine dahil edilmesinin gelişmekte olan piyasa ekonomilerinde manşet enflasyon tahmin performansını iyileştirebileceğini göstermektedir.

Belirtilen literatür kaynakları genelde UFE'den TUFEE'ye doğru bir geçişkenliğin bulunduğuna işaret etmektedir. Bununla birlikte ülkelerin ekonomik yapısı değişkenler arasında çift yönlü nedensellik akışının da ortaya çıkmasına neden olabilmektedir. Öte yandan dönemler arası farklılıklardan dolayı kısa ve uzun dönem etkilerinin araştırıldığı bazı çalışmalarda uzun dönemli ilişki tespit edilememiştir. Bazı çalışmalar ise uzun ve kısa dönemli ilişkiyi gösteren bulguları ortaya koymaktadır. Bu durum literatürün nedensellik analizinde birlik sağladığını ortaya koymaktadır. Öte yandan uzun ve kısa dönem ilişkinin belirlenmesinde ise birlik ve beraberliğin sağlanmadığı görülmektedir. Yapılan çalışma ile benzer sonuçlar gösteren ve göstermeyen çalışmalar sonuç kısmında gösterilmiştir.

2. Veri ve Yöntem

2.1. Veri

Enflasyon, makroekonomik düzeyde önemli olan önemli bir değişken, ülkeler bakımından çözülmesi gereken önemli bir sorundur. Merkez Bankaları ekonomik istikrarın sağlanabilmesi için enflasyona özel önem vermektedir. Enflasyon, TÜFE veya ÜFE değişimlere bağlı olarak ölçümlenmektedir. Diğer bir deyişle hane halkı tarafından satın alınan mal ve hizmetlerin fiyatlarındaki değişiklikler TÜFE endeksi ile ölçülürken, hane halkı tarafından üretilen malların fiyatlarındaki değişiklikler ise ÜFE aracılığı ile hesaplanmaktadır (Wei ve Xie, 2018). Bu çalışmada Türkiye'deki üretici ve tüketici arasındaki ilişki ARDL yaklaşımıyla incelenmektedir. Araştırmada 2012M01-2024M11 dönemi aylık verileri incelenmektedir. 2012-2024 döneminin seçilme nedeni, Türkiye'de enflasyon dinamiklerini etkileyen önemli sosyoekonomik ve küresel olayların bu zaman aralığında yoğunlaşmasıdır. Bu dönem, Gezi olayları (2013), darbe girişimi (2016), Rahip krizi (2018) ve salgın krizi (2020) gibi yerel şoklarla birlikte, küresel petrol fiyatlarındaki dalgalanmalar ve salgın sonrası ekonomik belirsizlikler gibi dışsal faktörlerin enflasyonu şekillendirdiği bir süreci kapsar. Ayrıca, 2012'den 2024'e kadar olan güncel veriler, ÜFE ve TÜFE arasındaki kısa ve uzun vadeli ilişkilerin, özellikle son dönemdeki yapısal kırılmaların, analiz edilmesine olanak tanınarak çalışmanın hem güncel hem de kapsamlı bir perspektif sunmasını sağlar.

Tüketici ve üretici fiyatları arasındaki ilişkiyi belirlemek amacıyla oluşturulan 1 numaralı denklem ile gösterilmiştir;

$$\text{LNTUFE} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{LNUFE} + \varepsilon \quad (1)$$

Eşitlikteki LNTUFE ve LNUFE logaritmik dönüşüm uygulanan tüketici fiyat endeksini, LNUFE logaritmik dönüşüm uygulanan üretici fiyat endeksini temsil etmektedir. Seriler hareketli ortalama yöntemiyle mevsimsel etkilerden arındırılmıştır. TÜFE, TÜİK tarafından yayınlanan "Tüketici Fiyat Endeksi ve Değişim Oranı 2003=100" tablosunda yer alan endeks değerlerini göstermektedir. ÜFE, İstanbul Ticaret Odası Fiyat Endeksi (Toptan Eşya) (1968=100) (İTO) (Aylık) değerleri göstermektedir. Her iki seri de Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden (EVDS) temin edilmiştir.

2.2. Yöntem

Çalışmada serilerin birim kökü ilk olarak genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron rutin testleri ile test edilmiştir. Türkiye ekonomisi genel olarak yapısal kırılmalara yatkındır ve şoklara karşı savunmasızdır. Bu çalışmada, küresel indirgeyicilerin kesme noktasını tahmin etmek için küresel bilgi kriteri ve yapısal kırılmaları tespit etmek için artık kareler toplamı kullanılmıştır. İlk testten sonra, optimal kukla sayısı için seçim kriteri olarak LWZ kriteri seçilmiştir. Optimal kırık sayısının seçimi sıralı, Bayes bilgi kriteri (BIC) ve modifiye Schwarz kriteri (LWZ) seçim kriterlerine dayanıyordu. Bai ve Perron'a (2003) göre, LWZ sıfır hipotezi altında daha iyi performans gösterir.

Bu çalışmada, serilerin birim kökü kontrol edildikten sonra, değişkenler arasındaki uzun ve kısa dönem ilişkisini araştırmak için ARDL sınır testi kullanılmıştır. Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen ARDL testinin en önemli avantajlarından biri, modelde kullanılan serilerin Engle-Granger ve Johansen eşbütünlüğünden farklı olarak I(0) veya I(1) seviyesinde sabitlenip sabitlenmediğine bakılmaksızın uygulanabilmesidir. Ancak bu test I(2) formları için kullanılamaz. ARDL yönteminde eşbütünlük ilişkisinin belirlenmesine yönelik varsayımlar aşağıdaki gibidir:

$H_0 : \beta_1 = 0$ (Eşbütünlük yoktur),

$H_1 : \beta_1 \neq 0$ (Eşbütünlük vardır).

Bu modelin önemli avantajlarından birisi de Granger testine göre daha iyi istatistiksel özelliklere sahip olması ve ARDL yönteminde kullanılan sınırsız hata düzeltme modeli (UECM) sayesinde küçük örneklemelere uygulanabilmesidir. Bu testin Engle-Granger ve Johansen analizi ile mukayese edildiğinde daha güvenilir sonuçlar verdiği belirtilmektedir (Narayan ve Narayan, 2005, s. 429). Güvenilir istatistiksel sonuçlara ulaşmayı sağlayan ARDL hata düzeltme modeli 2 numaralı denklem ile gösterilmiştir;

$$\Delta LNY_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} \Delta LNY_{t-i} + \sum_{i=0}^k \beta_{2i} \Delta LNX_{t-i} + \sum_{i=0}^k \beta_{3i} \Delta LNX_{2t-i} + \beta_4 LNY_{t-1} + \beta_5 LNX_{t-1} + \beta_6 LNX_{2t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

ARDL sınır testinde uzun dönemli ilişkileri tahmin etmek amacıyla kullanılan model 3 numaralı denklem ile gösterilmiştir;

$$LNY_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} \Delta LNY_{t-i} + \sum_{i=0}^k \beta_{2i} \Delta LNX_{t-i} + \sum_{i=0}^k \beta_{3i} \Delta LNX_{2t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

ARDL sınır testinde, F-istatistiği kritik üst sınırın üzerinde olduğunda, H_0 hipotezi reddedilerek değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisinin var olduğu sonucuna ulaşılır. F-istatistiği kritik alt sınırın altında ise H_0 hipotezi kabul edilir ve eşbütünlük bulunmadığına karar verilir. Ancak F-istatistiği kritik alt ve üst sınırlar arasında yer alıyorsa, eşbütünlük hakkında net bir yargıya varılamaz ve belirsizlik söz konusu olur (Pesaran, Shin ve Smith, 2001). Hata düzeltme modeline bağlı olarak seriler arasındaki uzun dönemli ilişkinin belirlenmesinde ise aşağıdaki 4 numaralı denklemden yararlanılır;

$$LNY_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m LNY_{t-i} + \sum_{i=0}^k \beta_{1i} \Delta LNX_{t-i} + \sum_{i=0}^k \beta_{2i} \Delta LNX_{2t-i} + ECT_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

3. Ampirik Bulgular

Zaman serilerinin durağan olup olmadığını test etme ilkesinin, analiz edilen süreçte bir birim kök (veya stokastik bir eğilim) olup olmadığını belirlemede önemlidir. Çalışmada seriler arasındaki eşbütünlük ilişkisini araştırmadan önce ADF ve PP yaklaşımlarıyla birim kökler test edilmiştir. Her iki test durağanlığı değerlendirmek için en yaygın kullanılan geleneksel biçimsel yöntemlerdir. Bu testlerde sıfır hipotezi ($H_0: \rho = 0$) değişkenlerin birim kök içerdiğini varsaymaktadır. Alternatif hipotez ($H_1: \rho < 0$)

= 1) ise birim kök hipotezini reddetmektedir. Serilerin durağanlığının kontrol edilmesinde düzey değerlerinde birim kök içerdiği gözlemlenmektedir. ADF ve PP birim kök test sonuçları değişkenlerin I(1) düzeyinde durağan olduğunu göstermektedir. Bu sonuç ARDL sınır testi yaklaşımının kullanılabilmesi bakımından herhangi bir sorunun bulunmadığını göstermektedir.

Tablo 1. ADF Ve PP Birim Kök Testi Sonuçları

		ADF		PP	
DÜZEY		LNTUFE	LNUFE	LNTUFE	LNUFE
Sabitli	t istatistiği	4.0059	3.1202	4.4538	4.7050
Sabitli & Trend	t istatistiği	1.4761	3.0345	2.4429	-2.4463
İLK FARK		d(LNTUFE)	d(LNUFE)	d(LNTUFE)	d(LNUFE)
Sabitli	t statistiği	-3.4053***	-3.9230***	-5.7111***	-6.3384***
Sabitli & Trend	t istatistiği	-4.1666***	-4.6828***	-6.5148***	-7.2656***

Bai-Perron çoklu kırılma testinde kesme değeri 0.15 ve maksimum kırılma sayısı 5 olarak belirlenmiştir. Bu test kesmeler arasında heterojen hata dağılımlara izin vermektedir. BP yönteminde belirlenen sonuçlara göre %5 anlamlılık düzeyinde Schwarz kriteri 5 kırılmanın varlığına işaret ederken, LWZ kriteri 4 kırılmanın varlığını bildirmektedir.

Tablo 2. 0'dan M'ye Küresel Olarak Belirlenen Kırılmalar (2012M01 - 2024M11)

Schwarz kriterine göre seçilen kırılma noktaları				5	
LWZ kriterine göre seçilen kırılma noktaları				4	
Kırılma		Sum of Sq. Resids.	Log-L	Schwarz * Criterion	LWZ* Criterion
0	1	24.51362	-76.10502	-1.638753	-1.604745
1	3	7.307241	3.173765	-2.774686	-2.672485
2	5	3.394619	53.39094	-3.466930	-3.296291
3	7	2.183587	82.29100	-3.833722	-3.594393
4	9	1.825968	94.00625	-3.938150	-3.629871
5	11	1.664766	100.0601	-3.956145	-3.578648
* Minimum bilgi kriteri değerleri işaretlenerek gösterilmiştir					
Tahmin edilen kırılma tarihleri:					
1: 2018M09					
2: 2017M11, 2021M05					
3: 2015M10, 2018M08, 2021M05					
4: 2014M04, 2016M12, 2018M09, 2021M05					
5: 2014M03, 2016M07, 2018M03, 2019M10, 2021M05					

Bai-Perron yöntemi tarafından tespit edilen kırılma sonuçları incelendiğinde 2014 yılı mart ayında TÜFE ve ÜFE'de artışların meydana geldiği, uluslararası kredi derecelendirme kuruluşu Moody's tarafından Türkiye'nin kredi notunun durağandan negatife çevrildiği görülmektedir. Tespit edilen kırılma tarihleri incelendiğinde 2018 yılında küresel olarak Çin ekonomisinde meydana gelen daralmanın yanı sıra ABD ve Türkiye arasında yaşanan siyasi gerilimin ekonomik çerçevede ortaya koyduğu

olumsuz etkilerin kırılmaya yol açtığı düşünülmektedir. Nitekim ABD- Türkiye arasında yaşanan gerilim nedeniyle Türkiye'de döviz kuru, faiz ve finans piyasalarında bozulma yaşanmış ve ihracatta azalma meydana gelmiştir. Finansmana erişimin sınırlı olması, faiz ve kur şokları sonucunda kredi arz ve talebinde meydana gelen bozulmaya bağlı olarak iç talepte daralma etkileri meydana gelmiştir. Bu tarihten itibaren meydana gelen resesyonun etkileri üçüncü çeyrekte itibaren etkisini göstererek ekonomi resesyona girmiştir. Ancak kırılmanın asıl etkisi ise 2019 yılı ikinci çeyrek sonrasında hissedilmiş ve hükümet tarafından resesyondan çıkış için çeşitli tedbirler alınmıştır (HMB, 2019; TOBB, 2019). Ayrıca 2021 yılında enerji ve gıdada meydana gelen fiyat artışı etkileri yanı sıra hükümetin faiz politikası enflasyonda artışı tetiklemiştir. İncelenen dönemde meydana gelen kırılmalar sonucunda fiyat istikrarının sağlanması Türk ekonomisinin en önemli sorunu olarak görülmektedir.

Serilerin birinci derecede I (1) durağan olması analizin yapılması için gerekli şartların meydana geldiği anlamına gelmektedir. Bu nedenle seriler arasındaki ilişkiyi belirlemek amacıyla, öncelikle VAR optimal gecikme kriteri 8 periyot üzerinden test edilerek belirlenmiştir. VAR gecikme kriterleri için elde edilen test sonuçları incelendiğinde LR test sonucu 8 gecikme önerisinde bulunurken SC (Schwarz bilgi kriteri), HQ (Hannan-Quinn) FPE (Nihai Tahmin Hatası), AIC (Akaike Bilgi Kriteri) üç gecikme ile analiz yapılmasını önermektedir. Çalışmada HQ, SC, FPE ve Akaike (AIC) bilgi kriterleri tarafından önerilen üç gecikme uygulanmıştır.

Tablo 3. Var Gecikme Seçim Kriterleri (2012M1 - 2024M11)

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	219.6772	NA	9.95e-05	-3.5394	-3.4937	-3.5208
1	731.7057	999.0800	2.57e-08	-11.8009	-11.6629	-11.7443
2	764.8662	63.6250	1.60e-08	-12.2742	-12.0456	-12.1813
3	782.1176	32.5392	1.29e-08*	-12.4897*	-12.1696*	-12.3597*
4	784.5274	4.4670	1.33e-08	-12.4638	-12.0523	-12.2966
5	789.2213	8.5481	1.31e-08	-12.4751	-11.9721	-12.2708
6	790.6951	2.6360	1.37e-08	-12.4340	-11.8396	-12.1926
7	792.7175	3.5516	1.41e-08	-12.4019	-11.7160	-12.1233
8	800.8088	13.9453*	1.32e-08	-12.4684	-11.6910	-12.1526

VAR gecikme kriteri ile belirlenen üç gecikme uygulanmış ve model ARDL (3, 3, 0, 0, 0, 0, 0) olarak tespit edilmiştir. Modeldeki regresör sayısı 7'dir, dolayısıyla K = 6'dır. F-istatistik değeri 4.08 olarak hesaplanmıştır. Bu değer %5 ve %10 anlamlılık seviyelerindeki üst kritik değerlerden daha büyüktür. Sınır testi sonuçları uzun dönemde eşbütünlüğün olmadığını ifade eden H_0 hipotezini reddetmekte ve alternatif hipotezi kabul etmektedir. Bu sonuç seriler arasında uzun dönemde eşbütünlük ilişkisinin bulunduğunu ortaya koymaktadır.

Tablo 4. Ardl Sınır Testi Sonuçları (2012M1 - 2024M11)

Model	F İstatistiği	K	Anlamlılık Düzeyi	Kritik Değerler	
				%5	%10
ARDL (3, 3, 0, 0, 0, 0, 0)	4.082687	6	I(0)	2.12	2.45
			I(1)	3.23	3.61

ARDL'nin sınırsız sabit ve trendin olmadığı varsayımı altında elde edilen uzun vadeli tahmin sonuçlarına göre, UFE değişkeninin TUFEE değişkeni üzerindeki etkisi pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur ($\beta=0,89$, $p<0,01$). Bu sonuç, son dönemde üretici fiyatlarındaki artışın tüketici fiyatları üzerindeki etkisini göstermektedir. Öte yandan Bai-Perron çoklu yapısal kırılma testi ile belirlenen ve modele kukla değişken olarak eklenen 2016M07 ve 2019M10 yıllarında meydana gelen yapısal kırılmalar tüketici fiyatları endeksi üzerinde uzun vadeli pozitif etki yapmıştır. Ayrıca BP yöntemi ile belirlenen 2014M03, 2018M03 ve 2021M05 yapısal kırılma tarihlerinin istatistiksel olarak anlamlı bir düzeye sahip olmadığı görülmektedir (Tablo 5).

Sonuçlara göre gecikmeli hata terimi (ECTt-1) negatif işaretli ve istatistiksel açıdan anlamlı bulunmuştur. Bu durum, geri bildirim mekanizmasının etkin çalıştığını ortaya koymaktadır. Kısa dönem hata düzeltme katsayısı, meydana gelen dengesizliklerin bir sonraki dönemde %27'sinin düzeltileceğini göstermektedir. Kısa dönemde UFE'nin TUFEE değişkeni üzerindeki etkisi pozitif ve istatistiksel önem düzeyindedir ($\beta=0,56$, $p<0,01$). Bir gecikmede anlamlı bir etki görülmezken, iki gecikmede etkinin anlamlı ve negatif olduğu dikkat çekmektedir ($\beta = -0.36$, $p<0.01$).

Tablo 5. ARDL Uzun Ve Kısa Dönem Tahmin Sonuçları (2012M01 - 2024M11)

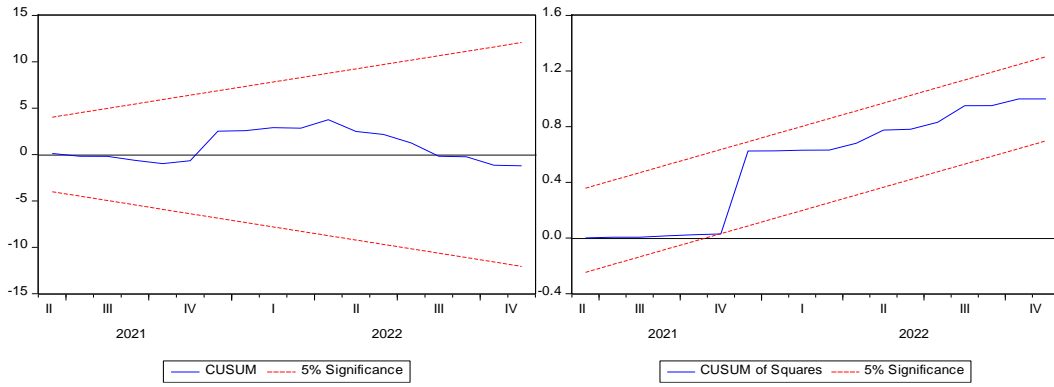
Bağımlı Değişken: LNTUFE		Uzun Dönem		
Değişken	Katsayı	Standart Hata	t istatistiği	Olasılık
LNUFE	0.889366	0.021281	41.79192	0.0000
K2014M03	-0.003011	0.008531	- 0.353004	0.7247
K2016M07	0.016641	0.008442	1.971333	0.0511
K2018M03	0.009159	0.010208	0.897212	0.3715
K2019M10	0.030232	0.009735	3.105505	0.0024
K2021M05	-0.019352	0.014985	-1.291413	0.1992
EC = LNTUFE - (0.8894*LNTUFE -0.0030*K2014M03 + 0.0166				
*K2016M07 + 0.0092*K2018M03 + 0.0302*K2019M10 -0.0194 *K2021M05)				
		Kısa Dönem		
C	-2.916120	0.531926	-5.482188	0.0000
D(LNTUFE (-1))	0.566442	0.076231	7.430586	0.0000
D(LNTUFE (-2))	0.143403	0.072232	1.985328	0.0495
D(LNUFE)	0.593581	0.043411	13.67351	0.0000
D(LNUFE(-1))	0.040311	0.062752	0.642388	0.5219
D(LNUFE (-2))	-0.360555	0.064544	-5.586198	0.0000
ECM (-1)	-0.270143	0.049264	-5.483601	0.0000

ARDL (3, 3, 0, 0, 0, 0, 0) modelinin tanısal test sonuçlarına göre Breusch-Godfrey ile Durbin- Watson değerleri modelde otokorelasyon sorunu olmadığını göstermektedir. Breusch-Pagan-Godfrey testi olasılık değeri %5'ten büyük olduğu için model varyansının sabit olduğuna işaret etmektedir. Ayrıca modelin uygulanabilirliğini sorgulamak için kullanılan Ramsey Reset testi herhangi bir sorunun bulunmadığını ortaya koymaktadır. Modelin R2'si %85 dolaylarında görülmekte olup, açıklayıcı özelliğe sahiptir. F İstatistiği ve olasılık değeri ise modelin bir bütün olarak uygun olduğunu göstererek Ramsey model uygunluğu sonuçlarını desteklemektedir (Tablo 6).

Tablo 6. ARDL Modeli Tanısal Test Sonuçları

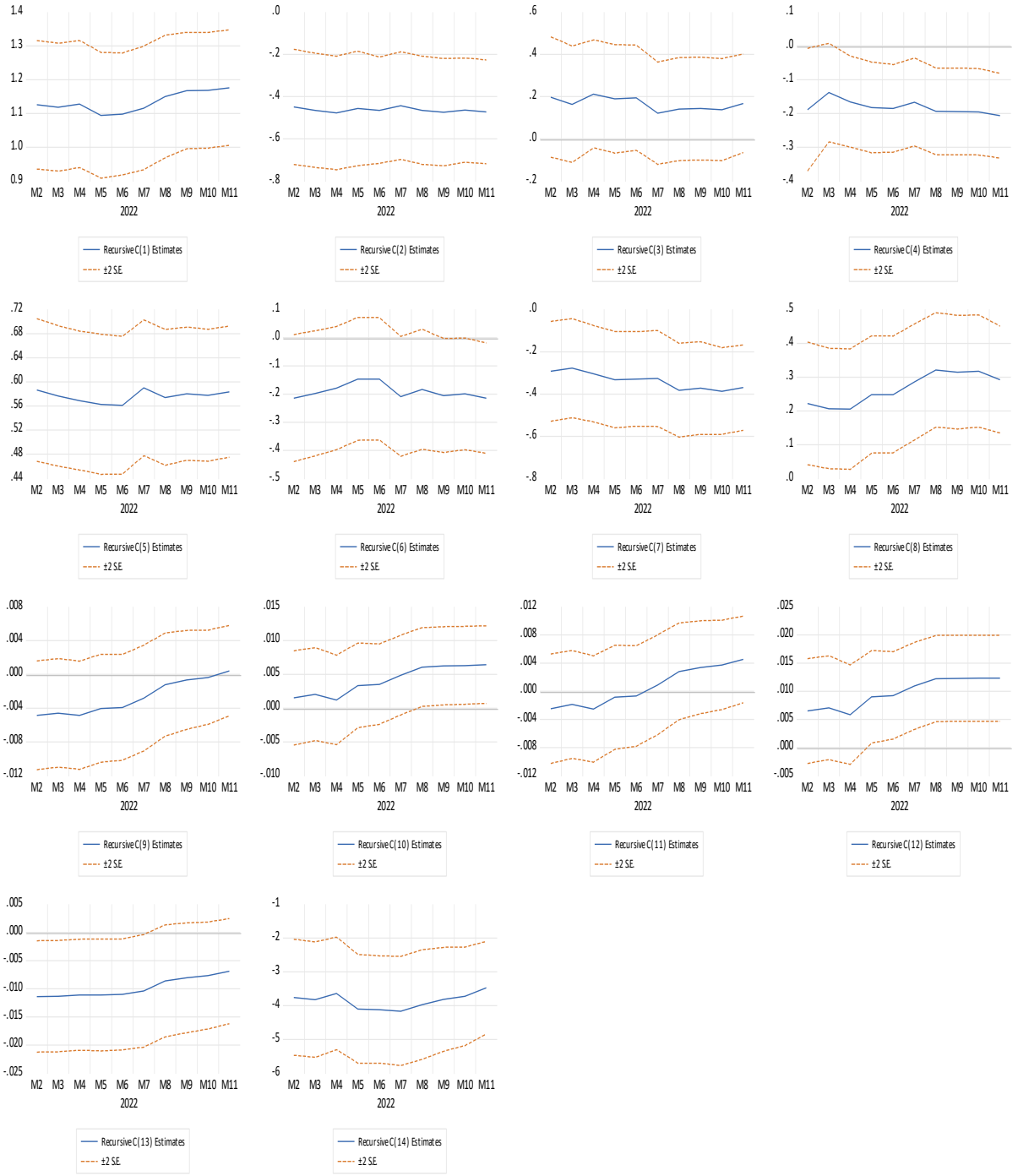
Test	İstatistik	Test	İstatistik	Olasılık
R2	0.845199	F İstatistiği	110.1079	0.000000
Düzeltilmiş R2	0.837523	B-G Otokorelasyon LM Test	2.847321	0.0622
Durbin-Watson	2.112509	Heteroskedasticity Test: ARCH	0.114345	0.7358
		Ramsey RESET Test	2.971746	0.0874

ARDL modeliyle tahmin edilen uzun dönem katsayılarının kararlılığı, belirtilen teşhis testlerinin yanı sıra, CUSUM ve CUSUMQ testleri ile değerlendirilmiştir. Kümülatif toplam testi, ilişkili hata teriminin güven aralığı içinde kalması durumunda tahmin edilen katsayıların kararlı olduğunu göstermektedir. CUSUMQ testi ise kümülatif hata terimlerinin karesine dayalı olarak katsayıların kararlılığını değerlendirmek için kullanılmıştır (Çiğdem, 2019: 80-96).



Şekil 1. CUSUM ve CUSUMQ Grafikleri

Grafik 2'de yer alan kesintisiz mavi çizgiler, parametre tahminlerini ifade ederken, kesikli kırmızı çizgiler %95 güven sınırlarını temsil etmektedir. Brown vd. (1975:149-155) Modele uygulanan CUSUM testinin sonuçları incelendiğinde %5 anlamlılık düzeyinde herhangi bir sorunun bulunmadığı gözlemlenmektedir. Öte yandan, CUSUM ve CUSUMQ test sonuçları parametrelerin istikrar koşulunu sağladığını gösterse de parametrelerin yapısı kırılmalardan etkilendiğini ortaya koymaktadır.



Şekil 2. Özyinelemeli En Küçük Kareler (RLS) Test Sonuçları (2012M01 - 2024M11)

Parametre kararlılığını ölçmede kullanılan bir diğer yöntemde özyinelemeli en küçük kareler testidir. Yapısal değişiklikler konusunda ön bilgi mevcut olmadığında, özyinelemeli en küçük kareler ve özyinelemeli kalıntı testi kullanılmaktadır (Mustafa vd., 2014). Özyinelemeli katsayı testi tahminlerinde kırmızı çizgiler ± 2 standart hata şokunu (2S.E.) ve mavi çizgiler yinelemeli tahminleri gösterir. Grafik 3'te yanıt değişkeni ve tahmin edici değişken için parametrelerin tahmini değerlerinin her bir iterasyona karşı çizildiği özyinelemeli katsayı tahminleri gösterilmektedir. C (1), C (2) sadece varsayılan olarak e-görünümlemlerinde kullanılan notasyonlardır. Genel olarak özyinelemeli katsayı tahmin sonuçlarına göre C(1), C(2), C(3), C(8), C(9), C(10), C(11)

ve C(13) parametrelerinde 2022M04 dönemindeki şoklara tepki söz konusudur. C(4) ve C(5) parametreleri 2022M07 dönemindeki şoklara tepki göstermekte ve sert sıçramalar meydana gelmektedir. C(6), C(7) ve C(12) parametrelerinin şoklara 2022M08 döneminde tepki verdiği görülmektedir.

4. Sonuç

Enflasyon oranı, bir ülkenin makroekonomik yapısı hakkında önemli bilgiler sağlayan etkili bir makroekonomik göstergedir. Küresel enflasyon, küresel ekonomik döngü, uluslararası petrol fiyatları ve finansal oynaklıkla önemli ölçüde ilişkilidir. Son yıllarda enflasyon küresel faktörlere bağlı olarak yükseliş eğilimini sürdürmektedir. Türkiye'de yüksek ÜFE, maliyet enflasyonunun etkisini ve TÜFE'nin ilerleyen aylarda artma potansiyelini yansıtır. Dünya genelinde ise TÜFE, merkez bankalarının politika hedeflerini belirlemede birincil göstergedir. ÜFE ise üretim sektöründe maliyet baskılarını ortaya koyar ve ekonomik görünüm hakkında erken sinyaller verir. Bu iki endeksin dikkatle takip edilmesi, bireyler, işletmeler ve hükümetler için stratejik kararların alınmasında hayati önem taşır.

Son araştırmalar, 1990 yılından sonra gelişen piyasa ekonomilerinde önemli bir yakınsama olduğunu ortaya koymaktadır. Bu durum ÜFE ile TÜFE arasındaki ilişkiyi azaltmıştır. Korelasyondaki düşüşün kalıcı olma ihtimalinin yüksek olması, para politikası kurallarının yeniden düşünülmesinin önemli olduğuna işaret etmektedir. Uygulamada merkez bankaları TÜFE enflasyonunu hedeflemesine rağmen, literatürde yer alan bir görüş, ÜFE enflasyonunun hedeflenmesi gerektiğini savunmaktadır.

Bu çalışmada 2012M01 - 2024M11 dönemine ait güncel aylık veriler kullanılarak Türkiye'deki üretici fiyat endeksi ve faiz oranındaki değişimlerin tüketici fiyat endeksi üzerindeki etkileri incelenmiştir. Araştırmada sahte regresyonu önlemek ve serilerin düzey değerlerinin belirlenmesi amacıyla geleneksel birim kök testlerinden genişletilmiş ADF ve PP yöntemlerinden yararlanılmıştır. Her iki test sonucu da serilerin ilk farkta durağan olduğunu ve herhangi bir sorunun bulunmadığını göstermiştir.

Bai-Perron yöntemiyle elde edilen sonuçlara göre incelenen dönemde seriler 2014M03, 2016M07, 2018M03, 2019M10, 2021M05 dönemlerinde yapısal şoklara maruz kalmıştır. Belirtilen tarihlerin incelenmesinde yapısal şokların küresel etkiler yanında siyasi ve yurtiçi ekonomik gelişmelere bağlı olarak ortaya çıktığı görülmektedir. Bu durum ise makroekonomik şoklardan kaynaklı olarak yurtiçi piyasaların etkilendiğini ve tüketici fiyatlarındaki artışta etkili olduğunu ortaya koymaktadır.

Sonuçlardaki gecikmeli hata terimi (ECTt-1) negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu durum geri bildirim mekanizmasının etkili olduğunu göstermektedir. Kısa dönem hata düzeltme katsayısı meydana gelen dengesizliklerin sonraki dönemde %27'sinin düzeleceğine işaret etmektedir. ARDL sınır testi sonuçları seriler arasında uzun ve kısa dönemde ÜFE ve TÜFE değişkenleri arasında uzun dönemli eşbütünlük ilişkisinin bulunduğunu göstermektedir. Tahmin edilen katsayılar göre ÜFE değişkenlerinin TÜFE üzerindeki uzun ve kısa vadeli etkileri ($\beta=0,89$, $p<0,01$) şeklindedir. Kısa vadede

($\beta=0,56$, $p<0,01$). Pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı. İki katsayı karşılaştırıldığında, TÜFE değişkeninin uzun vadeli etkisinin kısa vadeye göre daha yüksek olduğu görülmektedir. Öte yandan, araştırma sonuçlarımıza göre UFE değişkeninin TÜFE üzerindeki iki gecikmeli etkisinin hem negatif hem de istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir ($\beta=-0.36$, $p<0.01$). COVID-19 ile ilgili kapanmalar, işyeri kapanmaları ve artan işsizlik nedeniyle bozulan arz-talep dengesi bu sonuca katkıda bulunan faktörlerdir. Öte yandan, Bai-Perron çoklu yapısal kırılma testi ile belirlenen 2016M07 ve 2019M10 kukla değişkenleri yapısal kırılmaların tüketici fiyat endeksi üzerinde uzun vadeli pozitif etkisini göstermektedir.

Bu çalışmanın sonuçları önemli çıkarımlara sahiptir. Birincisi, enflasyonun en önemli nedenlerinden birisi yapısal kırılmalardır. Küresel faktörler, politik ve ekonomik nedenlerle meydana gelen kırılmalar, ekonomideki problemlerin çözülmesi bakımından istikrar ve güvene odaklanılması gerektiğine işaret etmektedir. İkincisi, UFE değişkeninin uzun dönemde TUFEden kaynaklanan etkilerinin yüksek olmasıdır. Bu sonuç üretici fiyatlarından kaynaklanan etkilerin uzun dönemde daha yüksek olduğunu göstermesi nedeniyle politika uygulayıcıların üretici fiyatlarından kaynaklanan değişimleri yakından takip etmesi ve gerekli önlemleri alması gerektiğine işaret etmektedir. Özellikle literatürün bir kolu tarafından da vurgulandığı gibi üretim zincirlerindeki artış, üretim zincirlerinin uzamasına dayanan bir ayrılmaya yol açmaktadır. Üretim aşamasının artması üretilen mal ve hizmetlerin fiyatlarının artmasına yol açmakta ve bu durum üretici fiyatlarında artışa yol açmaktadır. Üçüncüsü, her ne kadar araştırmamızın sonuçları UFE değişkeninin uzun dönem etkisinin daha yüksek düzeyde olduğunu gösterse de kısa dönem etkisinin de yüksek düzeyde olduğu dikkat çekicidir.

Bu çalışmanın bulguları, ÜFE enflasyonundan kaynaklanan kısa ve uzun dönemli risklerin tüketici fiyatlarını artırdığını ortaya koyarak literatürdeki bazı çalışmalarını desteklerken, diğerleriyle farklı bir perspektif sunmaktadır. Lenin vd. (2022a), küresel enflasyonun petrol fiyatları ve finansal oynaklık gibi dışsal faktörlerle yükseldiğini göstererek ÜFE'deki artışın TÜFE'ye yansımalarını dolaylı olarak desteklemektedir. Adrian (2022), salgın sonrası finansal risklerin ve faiz oranlarının fiyatlandırma risklerini artırdığını belirtmiş; bu, çalışmanın yapısal kırılma etkilerine dikkat çeken bulgularıyla uyumludur. Farooq vd. (2014), döviz kurları ve enerji krizleri gibi ekonomik faktörlerin enflasyonu tetiklediğini listeleyerek ÜFE kaynaklı baskıların TÜFE'ye etkisini kısmen doğrulamaktadır. Wei ve Xie (2018), ÜFE-TÜFE korelasyonunun azalmasını küresel üretim zincirlerine bağlamış ve para politikalarının ÜFE'yi hedeflemesi gerektiğini savunmuş; bu, çalışmanın üretici fiyatlarına odaklanan politika önerileriyle doğrudan örtüşmektedir. Ancak, O'Doherty ve Daly (2018), 1990 sonrası enflasyon yakınsamasına odaklanarak ÜFE-TÜFE ilişkisine değinmemiş, dolayısıyla bu bulguları desteklememektedir. Turna ve Özcan (2021) ise Türkiye'de enflasyonun tarihsel olarak parasal genişlemeyle ilişkili olduğunu vurgulayarak ÜFE'nin rolünü göz ardı etmiş; bu, çalışmanın ÜFE odaklı sonuçlarıyla çelişmektedir. Sonuç olarak, literatürün küresel ve yapısal faktörlere

bakan yönleri çalışmayı desteklerken, yalnızca parasal faktörlere odaklanan yaklaşımlar bulgularla uyumsuzluk göstermektedir.

Sonuç olarak, bu çalışmanın bulguları UFE enflasyonundan kaynaklanan kısa ve uzun dönemli riskler sonucunda tüketici fiyatlarının arttığını göstermektedir. Bu nedenle enflasyonla mücadelede tüketici fiyatlarındaki artışın azaltılabilmesi için yapısal kırılma etkilerinin azaltılabilmesi için önleyici politikalar uygulanmalı ve üretici fiyatlarındaki artışa odaklanan para ve maliye politikalarına önem verilmelidir.

Katkı Oranı ve Çıkar Çatışması Beyanı

Çalışmanın tüm aşamaları yazar(lar) tarafından tasarlanmış ve eşit oranda katkı sunulmuştur. Makalede, herhangi bir çıkar çatışması bulunmamaktadır.

Etik Beyanı ve Finansal Destek

Makalede, akademik ve bilimsel etik kurallarına uyulmuştur. Çalışmada Etik Kurul Raporu aranmamaktadır. Makalede herhangi bir finansal kaynaktan yararlanılmamıştır.

Kaynaklar

- Adrian T. (2024). Interest Rate Increases, Volatile Markets Signal Rising Financial Stability Risks. <https://www.imf.org/en/Blogs/Articles/2024/10/11/interest-rate-increases-volatile-markets-signal-rising-financial-stability-risks>
- Bai, J. ve Perron, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of applied econometrics*, 18(1), 1-22.
- Başçı, E., ve Kara, H. (2006). Inflation targeting in Turkey: Early lessons. *Central Bank Review*, 6(2), 1-20.
- Brown, R. L., Durbin, J., ve Evans, J. M. (1975). Techniques for testing the consistency of regression relations over time. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B (Methodological)*, 37(2), 149-192.
- Çiğdem, G. (2019). A paradox: An empiric approach to inflation-interest rates relationship: Evidence from Turkey. *Research in Applied Economics*, 11(3), 1-15.
- Davudova, R. I. (2020). A VECM analysis of the relations the CPI, PPI, GDP per capita, exchange rate in the Republic of Azerbaijan. *Asian Journal of Economics, Business and Accounting*, 19(3), 22-46. <https://doi.org/10.9734/ajeba/2020/v19i330306>
- Demiralp, S., ve Demiralp, S. (2019). Central bank independence and inflation in Turkey. *Emerging Markets Finance and Trade*, 55(8), 1782-1796. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2018.1517654>
- Erdem, H. F., ve Yamak, R. (2014). Üretici fiyat endeksi ve tüketici fiyat endeksi arasındaki geçişkenliğin derecesi. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 14(4), 1-13.
- Farooq, A., Hasan, R., Adnan, H., ve Irfan, L. (2014). Determinant of inflation in Pakistan: An econometric analysis, using Johansen co-integration approach. MPRA Paper No. 106870. *University Library of Munich*. <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/106870/>
- Hazine ve Maliye Bakanlığı. (2019). Yıllık ekonomik rapor 2018. <https://ms.hmb.gov.tr/uploads/2018/10/YILLIK-EKONOM%C4%B0K-RAPOR-2018-e.pdf>
- Karahan, Ö. (2024). 2024 Enflasyon Raporu. Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası. <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Yayinlar/Raporlar/Enflasyon+Raporu>
- Kalthum, U., ve Masih, M. (2017). The lead-lag relationship between PPI, CPI and oil price: Malaysian evidence. MPRA Paper No. 108011. *University Library of Munich*. <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/108011/>

- Khan, K., Su, C. W., Tao, R., ve Chu, C. C. (2018). Producer price index and consumer price index: Causality in Central and Eastern European countries. *Ekonomický Časopis*, 66(4), 367-395.
- Lenin, A. C., Orraca, M. J., ve Stefano, M. M. G. (2022). *The influence of global inflation on emerging market economies' inflation* (Working Paper No. 2022-15). Banco de México.
- Lenin, A. C., Orraca, M. J., Guillermo, C., ve Martínez, M. (2022a). The global component of headline and core inflation in emerging market economies and its ability to improve forecasting performance. *Economic Modelling*, 113, Article 105876.
- Losada, C. O., Arias, J. M., ve Guzmán, J. C. (2018). Relación entre el índice de precios al consumidor y el índice de precios al productor para seis países de Suramérica. *Apuntes del Cenes*, 37(66), 123-148. <https://doi.org/10.19053/01203053.v37.n66.2019.6601>
- Mustafa, S., Riaz, K., ve Perveen, Q. (2014). Stability of linear regression models. *Science International*, 27(1), 73-76.
- Narayan, P. K., ve Narayan, S. (2005). Estimating income and price elasticities of imports for Fiji in a cointegration framework. *Economic Modelling*, 22(3), 423-438.
- O'Doherty, L., ve Daly, K. (2018). The convergence in emerging market inflation. *VoxEU*. <https://cepr.org/voxeu/columns/convergence-emerging-market-inflation>
- Pesaran, M. H., Shin, Y., ve Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Saraç, T. B., ve Karagöz, K. (2010). Türkiye'de tüketici ve üretici fiyatları arasındaki ilişki: Yapısal kırılma ve sınır testi. *Maliye Dergisi*, (159), 220-232.
- Tarı, R., Abasız, T., ve Pehlivanoğlu, F. (2009). Frekans alanı yaklaşımı ile TEFE (ÜFE)-TÜFE arasındaki nedensellik ilişkisi [Conference session]. 10. *Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu*, Palandöken, Erzurum, 27-29 Mayıs 2009.
- Türkiye Odalar ve Borsalar Birliği. (2019). *Ekonomik rapor 2018*. <https://www.tobb.org.tr/Documents/yayinlar/2019/75-GK-Faaliyet-Raporu.pdf>
- Turna, G., ve Özcan, M. (2021). A historical analysis of inflation and monetary policies in Turkey. *Turkish Economic Journal*, 15(2), 123-145.
- Ülke, V. ve Ergun, U. (2014). The relationship between consumer price and producer price indices in Turkey. *International Journal of Academic Research in Economics and Management Sciences*, 3(1), 205-222.
- Uysal, Y. (2007). Türkiye'de enflasyon: Sektörel kaynakları ve iç ticaret hadleri. *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*, 44(508), 21-34.
- Wei, S.-J., ve Xie, Y. (2018). The wedge of the century: Understanding a divergence between CPI and PPI inflation measures (NBER Working Paper No. 24319). *National Bureau of Economic Research*. <https://ssrn.com/abstract=3127059>
- Yılmazkuday, H. (2022). Drivers of Turkish inflation. *Economic Modelling*, 108, Article 105765. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2022.105765>