

# Türkiye’de Gıda Enflasyonu Sorunsalı: Fourier Bootstrap ARDL

Hatice BOZKURT<sup>1</sup>, Seval MUTLU ÇAMOĞLU<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Dr. Öğr. Üyesi, Ordu Üniversitesi Ünye İİBF, haticeozakan@gmail.com, ORCID: 0000-0002-8177-1338

<sup>2</sup>Prof. Dr., Ordu Üniversitesi Ünye İİBF, smutlu28@gmail.com, ORCID: 0000-0003-3056-7895

**Öz:** Gıda enflasyonu, Türkiye’de enflasyon sorununun kronik hâle gelmesinde önemli unsurlardan biri olmuştur. Son iki yılda küresel gıda fiyatlarında düşüş yaşanmasına rağmen Türkiye’de gıda enflasyonu aşırı yükselişine devam etmiştir. Bu durum Türkiye ekonomisinde enflasyon sorununun analizi açısından gıda enflasyonunun incelenmesini önemli hale getirmiştir. Türkiye’de yaşanan kur şokları, para politikasında yaşanan kayma fiyatlandırma davranışlarını bozmuş ve enflasyon oranlarının ivmelenecek yükselmesine neden olmuştur. Bu çalışmada gıda enflasyonunu belirleyen olası unsurların etkileri Fourier Bootstrap ARDL modeli kullanılarak analiz edilmiştir. Araştırma bulgularına göre gıda tüketici fiyat endeksi, gıda üretici fiyat endeksi, gıda sanayi üretim endeksi, dolar kuru ve politika faizi değişkenleri arasında eşbütünlüğün varlığı kabul edilmiştir. Kısa ve uzun dönem bulgularına göre gıda ürünleri üretici fiyat endeksi ve döviz kurunda artış, gıda enflasyonunu artırıcı yönde güçlü etkilere sahiptirler. Kısa dönemde tüketici fiyatları kendi geçmiş değerlerinden pozitif yönde etkilenmiştir. Politika faizindeki düşüşler fiyat seviyelerine artış yönünde gecikmeli etkide bulunmuştur. Gıda enflasyonundaki kısa vadedeki sapmaların yaklaşık üç ayda dengeye geleceği tahmin edilmiştir.

**Anahtar Kelimeler:** Gıda enflasyonu, Para politikası, Döviz kuru, Fourier Bootstrap ARDL

**Jel Kodları:** E31, Q11, E52

## *Food Inflation Problem in Türkiye: Fourier Bootstrap ARDL*

**Atf:** Bozkurt, H. & Mutlu Çamoğlu, S. (2025). Türkiye’de gıda enflasyonu sorunsalı: Fourier Bootstrap ARDL. *Fiscaeconomia*, 9(1), 372-390. <https://doi.org/10.25295/fsecon.1519572>

Geliş Tarihi: 20.07.2024

Kabul Tarihi: 09.10.2024



**Telif Hakkı:** © 2025. (CC BY) (<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>).

**Abstract:** Food inflation has been one of the important factors in the chronic inflation problem in Türkiye. Despite the decline in global food prices in the last two years, food inflation in Türkiye continued to rise excessively. Therefore, examining food inflation has become important in terms of analyzing the inflation problem in the Turkish economy. Exchange rate shocks and the shift in monetary policy in Türkiye disrupted pricing behavior and caused inflation rates to accelerate. In this study, the effects of possible factors determining food inflation were analyzed using the Fourier Bootstrap ARDL model. According to the research findings, the existence of cointegration between the variables of food consumer price index, food producer price index, food industry production index, dollar exchange rate and policy rate is accepted. Short-term and long-term estimation results imply that the increase in the producer price index of food products and the exchange rate has strong effects on increasing food inflation. In the short term, consumer prices have been positively affected by their lagged values. Decreases in the policy rate had a lagged effect on price levels. Short-term deviations in food inflation are estimated to stabilize in about three months.

**Keywords:** Food inflation, Monetary policy, Exchange rate, Fourier Bootstrap ARDL

**Jel Codes:** E31, Q11, E52

## 1. Giriş

Ekonomide fiyatlar genel seviyesinin sürekli artmasını ifade eden enflasyon, belirsizlik ortamı yaratarak tüketim, tasarruf ve yatırım kararlarını etkilemekte, gelir dağılımını bozmaktadır. Gıda fiyatlarındaki artışlar genel fiyat seviyesindeki artışların lokomotifini konumundaki birkaç boyuttan biri olduğu için bu çalışmada gıda enflasyonuna odaklanılmıştır. Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerde gıda enflasyonunun olumsuz etkilerinden en çok zarar gören kesimler sabit ücretli, orta ve düşük gelir grubunda yer alan hanehalklarıdır.

Enflasyonu ölçmek için kullanılan tüketici fiyatları endeksi, kentsel alanda yaşayan tüketicilerin sabit bir mal ve hizmetler sepetini satın alma gücündeki değişimleri göstermektedir. Bu fonksiyonu ile hanehalkının yaşam maliyetinin ekonomik göstergesi olarak kabul edilebilir (Yıldırım, Karaman & Taşdemir, 2014, s. 62). Gıda ürünleri tüketici fiyatları endeksi ise hanehalkının bu sabit mal ve hizmet sepeti içerisinde yer alan gıda maddelerinin genel fiyat seviyesini göstermektedir. Gıda harcamaları ortalama bir hanehalkının bütçesinde önemli bir paya sahiptir. TÜİK Hanehalkı Bütçe Araştırması sonuçlarına göre Türkiye’de 2023 yılında gıda harcamaları, toplam harcamalar içinde %20,6 oranı ile barınma ve ulaşım harcamalarından sonra en yüksek paya sahiptir. 2022 yılında ise gıda harcamalarının payı %22,9 ile ilk sırayı alırken, barınma harcamaları %22,4, ulaştırma harcamaları ise %21,4 seviyelerinde gerçekleşmiştir. Gıda harcamaları, en düşük gelirli %20’lik dilimde yer alan hanehalkı için %36,6 ve ikinci en düşük gelirli %20’lik dilimde yer alan hanehalkı için ise %28,8 ile en yüksek paya sahiptir (TÜİK, 2024). Gıda fiyatlarının yükselmesi özellikle sabit gelirli hanehalkının gıda güvenilirliği açısından risk teşkil edebilen ve daha ucuz olan gıda ürünlerinin talep edilen miktarının artmasına neden olmaktadır. Bu durum toplumunun sadece gıda davranışlarında değil sağlığında da bozulmalara sebebiyet vermektedir.

Türkiye’de enflasyon hızındaki artışta gıda enflasyonundaki gelişmeler önemli bir katkı yapmaktadır. Türkiye’de gıda fiyatları 2010 yılına kadar küresel gıda fiyatları ile birlikte hareket etmiş, 2010 sonrasında küresel fiyatlardan ayrılmıştır (Ulusoy & Şahingöz, 2010, s. 46). Bunun temelinde Türkiye’de tarımın ve ekonomi politikalarının kendine has yapısal özelliklerinin olduğu söylenebilir. Türkiye ekonomisinde uygulanan iktisat politikalarının sonuçlar üzerine odaklandığını, sorunları oluşturan yapısal nedenleri göz ardı ettiğini, sonuçları düzeltmeye çalışarak kısa vadeli çözümler aradığını, uzun vadede enflasyon sorununun kronik hale gelmesine neden olduğunu söyleyebiliriz. Tarım politikalarında da sonuçlara odaklanılmakta yapısal problemler göz ardı edilmektedir (Uysal, 2023). Bu uygulamaların pratiği son dönemde özellikle para politikasında yaşanmıştır. Yükselen enflasyon oranlarının politika faizi kanalıyla düşürülebileceği inancı ile para politikaları uygulanmıştır. Oysa yapısal nedenlerle yükselen enflasyonun faiz kanalıyla düzeltilmeye çalışılması orta ve uzun vadede çözüm sağlayamamıştır. Taylor (1993) gelişmiş ekonomiler için yaptığı çalışmasında merkez bankalarının kısa vadeli faiz oranlarını kullanmak suretiyle enflasyonu düşürmeye katkı sağlayacak bir politika kuralını para politikası pratiğine kazandırmıştır. Neoliberal politikalar uygulayan ekonomilerde genelde Taylor kuralına uygun olarak enflasyonun yükseldiği dönemlerde faiz oranları artırılarak enflasyon düşürülmeye çalışılmaktadır. Taylor kuralı, Türkiye’de de birçok dönem uygulanmış olmakla birlikte, 2021 yılı Eylül ayı itibarıyla tersine uygulanmaya başlanmıştır. Bu nedenle enflasyonun düşmesi amacıyla uygulamaya konulan faiz düşürücü para politikası beklentinin aksine sonuçlar vermiştir.

Gelişmekte olan ülkeler, gelişmiş ülkelere göre nispeten tarımda daha emek yoğun üretim teknikleri kullandıkları için gıda fiyatlarındaki değişim üretim maliyetlerine yansımaktadır (Daşdemir, 2023, s. 16). Türkiye’de son dönemde yaşanan enflasyonist sürecin başlangıcında döviz kurundaki yükselmeye bağlı olarak ithal girdi fiyatlarındaki artışlar, pandemi dönemindeki tedarik zincirindeki aksaklıklar ve iklim değişikliği gibi arz yönlü daralmalarla başlayan arz ve talep uyumsuzlukları sonucu maliyet itişli enflasyon etkili olmuştur (Yavuz, 2021; Yıldırım, 2019).

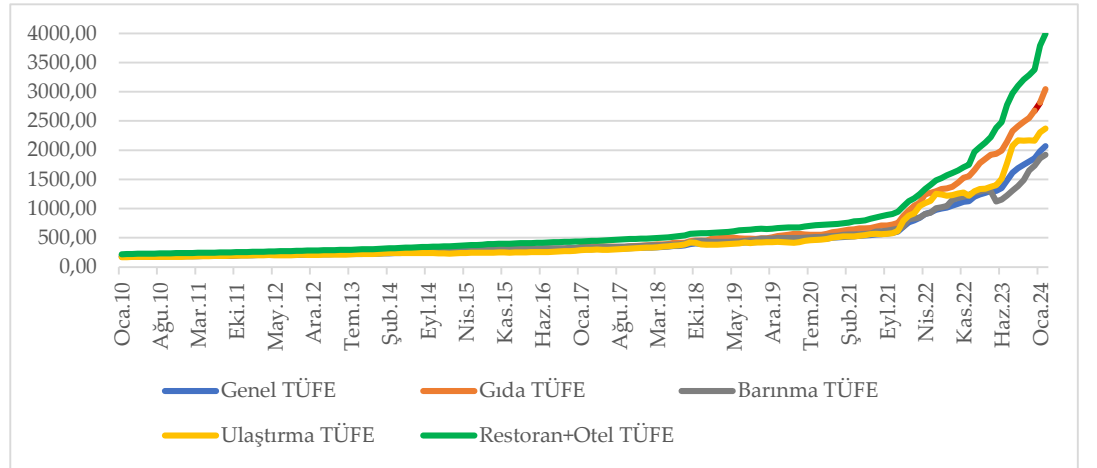
Arzdaki daralmanın ve girdi fiyatlarındaki artışın üretici fiyatlarına, ardından nihai ürün fiyatlarına üzerine kar marjları eklenerek yansımaları gıda ürünleri fiyatlarının enflasyonunu da aşırı yükseltmesine neden olmaktadır (Uysal, 2023, s. 4). Özellikle Türkiye ekonomisinin son dönem enflasyonist sürecinde fiyat artışlarının altında yatan ana neden olarak kâr itilimli baskıların yarattığı satıcı enflasyonu olarak da ifade edilebilecek bu durum fark edilebilecek düzeye gelmiştir (Boratav vd., 2023, s. 22).

Bu çalışmada gıda enflasyonunu belirleyen olası unsurların etkileri Fourier Bootstrap ARDL modeli kullanılmak suretiyle analiz edilmiştir. Gıda tüketici fiyat endeksini etkileyebileceği düşünülen gıda üretici fiyat endeksi, gıda sanayi üretim endeksi, dolar kuru ve politika faizi değişkenleri modele dahil edilmiştir. Uzun dönemde ise bu değişkenlerin birlikte hareket edip etmediği ve kısa dönemde gıda enflasyonunu etkileyen şokların hangi hızla düzetelebildiği araştırılmıştır.

## 2. Türkiye Ekonomisinde Gıda Enflasyonundaki Gelişmeler

Türkiye ekonomisinde enflasyonun hızlı artışında gıda enflasyonunun önemli bir rolü bulunmaktadır. Hanehalkı harcamaları içerisinde gıdanın payı oldukça yüksektir. Özellikle 2018 sonrasında yaşanan enflasyonist süreç, döviz kuru şokları, pandemi süreci, arzdaki dalgalanmalar, küresel ısınma gibi unsurlar özellikle tarımsal üretimi etkileyerek gıda ürünlerinde fiyatlama davranışlarının bozulmasına neden olmuştur. Ayrıca bu dönemde uygulanan ekonomi politikaları da bu süreçte etkili olmuştur.

Türkiye ekonomisinde enflasyonda gelişmeler Şekil 1'de harcama türlerine göre verilmiştir. Grafik, gelişmelerin daha net görülebilmesi için kur şokunun ve fiyatlar genel seviyesinde istikrarsızlığın başladığı 2018 ile 2023 yılları arasında sınırlandırılmıştır. Restoran ve oteller, gıda ve alkolsüz içecekler ile ulaştırma harcamaları için hesaplanan tüketici fiyat endeksinin Türkiye genel tüketici fiyat endeksinin üstünde seyrettiği grafikten görülebilecektir. Bu üç sektör Türkiye'de genel fiyat seviyesinin yükselmesinde başat sektörler olarak öne çıkmaktadır. Konut fiyatlarındaki artışı gösteren endeks ise Türkiye genel tüketici fiyat endeksinin altında seyretmektedir. Bu durum Türkiye'de toplam harcamalar içerisinde konut harcamalarının en büyük paya sahip olmasına rağmen tüketici enflasyonunun oluşmasında konut sektörünün öncü sektörler arasında olmadığı anlamına gelmektedir.

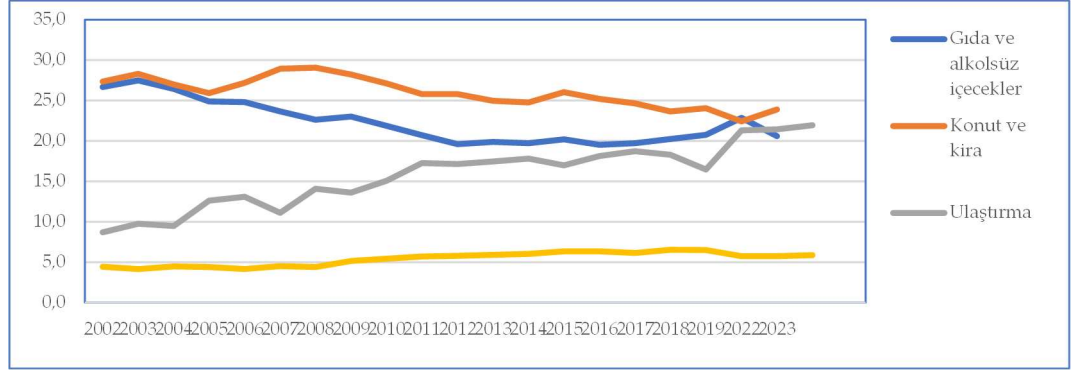


Şekil 1. Türkiye'de Harcama Türlerine Göre TÜFE Endeksi Gelişme Grafiği

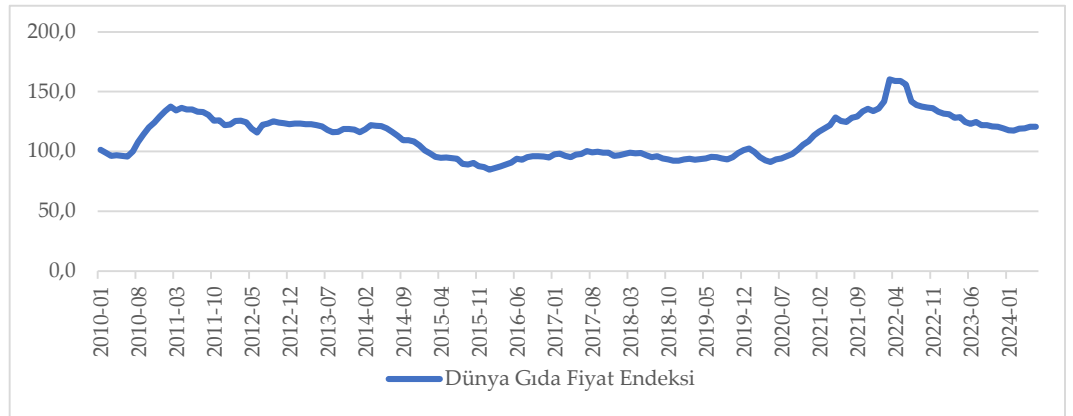
Kaynak: TÜİK Tüketici Fiyat Endeksi (2003=100) veri setinden derlenmiştir.

Şekil 2'de harcama türlerine göre yıllar itibariyle hanehalkı tüketim harcamalarının dağılımı verilmiştir. Buna göre; Türkiye'de 2000'li yılların başında toplam harcamalar içerisinde gıda harcamalarının payı yükselmiştir. 2003'ten 2016 yılına kadar ise sürekli azalma eğilimi göstermiştir. Fiyatlar genel seviyesinin yükselmeye başladığı 2017-2018 yıllarından itibaren gıda harcamalarının payının yeniden artış eğilimine girdiği

görülmüştür. Bu grafikte konut ve kira harcamalarının hanehalkı bütçesinde en yüksek paya sahip olduğu görülmektedir. Ancak, restoran ve otellerde yapılan gıda harcamalarını da gıda ve alkolsüz içecekler harcamalarına dahil ederek yapılacak bir analizde; gıda harcamalarının bütçedeki toplam payının görünenin üzerinde olacağı dikkate alınmalıdır. Harcama türlerine göre enflasyon verilerinin incelenmesi gıda enflasyonunun Türkiye’de ciddi bir problem oluşturduğunu ve genel enflasyonun yükselmesinde de önemli bir faktör olduğunu göstermektedir.



**Şekil 2.** Hanehalkı Bütçe Araştırması Tüketim Harcamalarının Türlerine Göre Dağılımı (%)  
**Kaynak:** TÜİK Hanehalkı Tüketim Harcaması veri setinden derlenmiştir.



**Şekil 3.** Dünya Gıda Fiyat Endeksi 2014-2016  
**Kaynak:** FAO, 2024, s. 100

Dünya gıda fiyat endeksi verileri incelendiğinde, özellikle pandemi süreciyle beraber 2022 yılı ortalarına kadar, gıda fiyatlarının arttığı gözlemlenmekte ancak daha sonraki dönemde gıda fiyatlarında azalma eğilimi görülmektedir. Türkiye’de ise gıda fiyat endeksi artışını aynı dönemde sürdürmüş ve yükselmeye devam etmiştir (Şekil 3). Türkiye’de gıda fiyatları küresel fiyatlardan ayrılmıştır. FAO (2024) verilerine göre 2022-2023 yılları arasında gıda fiyatları dünyada %26,7 oranında azalırken, Türkiye’de %176,7 oranında artmıştır. Bu gelişmeler Türkiye’de gıda fiyatlarında yaşanan aşırı yükselişlerin küresel faktörlerden ziyade içsel dinamiklerinden etkilendiğini göstermektedir. Türkiye’de yaşanan kur şokları, 2021 yılının sonuna doğru uygulamaya konulan para politikasında yaşanan kayma; fiyatlandırma davranışlarını bozarak enflasyon oranlarının ivmelenerek yükselmesinde başat rol oynamıştır.

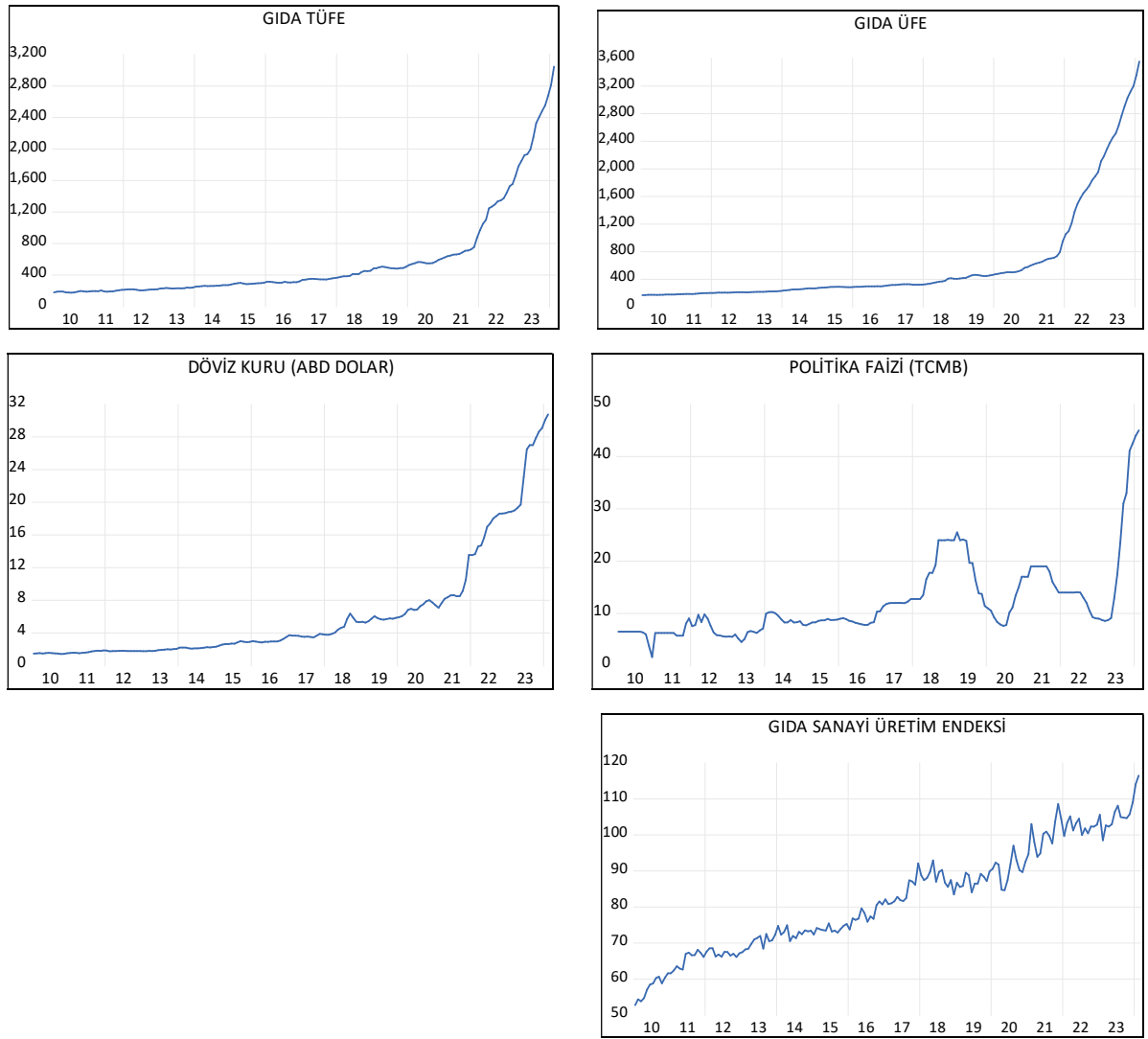
TCMB (2021) faiz oranlarına ilişkin basın duyurusunda Para Politikası Kurulu, politika faizi olan bir hafta vadeli repo ihale faiz oranını yüzde 19’dan yüzde 18’e indirildiğini beyan etmiştir. Türkiye enflasyon verileri incelendiğinde (Şekil 1), özellikle 2018 yılı itibarıyla başlayıp halihazırda devam eden bir yükseliş eğilimi gözlenmektedir. Bu süreçte, gıda ve ithalat fiyatlarındaki artışlar ile tedarik süreçlerindeki aksaklıklar gibi

arz yönlü unsurlarla başlayan maliyet itişli enflasyon etkili olmuştur. Devam eden süreçte fiyatlar genel düzeyinde Covid-19 pandemisi ile yaşanan arz daralması ve pandemi sonrası açılmaya bağlı talep gelişmeleri nedeniyle talep çekişli enflasyonun etkileri görülmüştür. Bu etkilerin arızı unsurlardan kaynaklı olduğu değerlendirilmektedir. Bu dönemde para otoritesi, güçlü parasal sıkılaştırmanın krediler ve iç talep üzerinde daraltıcı etkiler doğurduğu gerekçesiyle, para politikası duruşunda güncelleme ihtiyacı görmüş ve politika faizinde indirim yapılmasına karar vermiştir.

Merkez Bankası, 23 Eylül 2021 tarihinde yayınlanan faiz düşürme politikası yoluyla fiyatlar genel düzeyinde sağlanacak istikrar sayesinde ülke risk primlerinde düşüş, ters para ikamesi ve döviz rezervlerini artırmayı hedeflemiştir. Bu sayede finansman maliyetlerinin kalıcı olarak gerilemesinin makroekonomik ve finansal istikrar olumlu etkileyeceğini belirtilmiştir. Bu politikalarda fiyat istikrarından ziyade ekonomik büyüme hedefinin ön plana çıktığı anlaşılmaktadır. Ancak bu dönemde beklenen etki sağlanamayıp, Şekil 1'den izlenebileceği üzere, enflasyonda artış eğilimi devam etmiştir. Sürecin sonucunda merkez bankası faiz politikasında değişikliğe giderek 2023 Haziran'dan itibaren faizleri yükseltmeye başlamıştır.

TCMB (2023) faiz oranlarına ilişkin basın duyurusunda ifade edildiği üzere Para Politikası Kurulu politika faizini temsil eden bir hafta vadeli repo ihale faiz oranını %8,5'ten %15 düzeyine yükseltmiştir. Dezenflasyonun sağlanması, fiyatlama davranışlarındaki bozulmanın kontrol altına alınması ve enflasyon beklentilerinin çözümlenmesi için sıkı para politikası süreci Kurul kararı ile başlamıştır. Türkiye'de, yakın dönemde enflasyon göstergelerindeki artış eğiliminde, yüksek yurtiçi talep, maliyet artırıcı unsurlar ve hizmet enflasyonundaki rijit yapının varlığının etkili olduğu Para Politikası Kurulu tarafından ifade edilmiştir.

Bu çalışmada gıda tüketici fiyat endeksini etkileyen olası faktörler olarak gıda üretici fiyat endeksi, gıda sanayi üretim endeksi, dolar kuru ve politika faizi verilerinin gelişim grafikleri Şekil 4'te verilmiştir. Gıda TÜFE ve Gıda ÜFE verilerinde 2021 son çeyreği itibarıyla trend değişimi yaşandığı görülmektedir. Bu durum hem tüketici hem de üretici fiyat endekslerinin çok hızlı bir yükseliş seyrine girdiğini ifade etmektedir. Kur verilerine ait grafik incelendiğinde 2018'den itibaren kurda ciddi istikrarsızlıkların başladığı görülmektedir. 2021'den sonra ise trendde yaşanan değişimler para politikaları değişimleriyle paralel seyreden yapısal kırılmaların varlığı gözlenmiştir. Politika faizi verilerine incelendiğinde 2018 sonrası kur şoku ile faiz kararlarında ciddi dalgalanmalar yaşandığı ve 2023 yılı mayıs ayı itibarıyla ise faizlerin yükseltildiği gözlenmektedir. Gıda ürünleri sanayi üretim endeksi incelendiğinde ise 2010 yılından bu yana mevsimsel dalgalanmalarla beraber üretimin sürekli artış eğiliminde olduğu görülmektedir.



Şekil 4. Gıda TÜFE, Gıda ÜFE, Gıda Üretim Endeksi, Kur ve Faiz Gelişmeleri

### 3. Literatür Özeti

Ekonomi literatüründe enflasyon konusunda yapılmış çok sayıda çalışma bulunmaktadır Türkiye ekonomisinde enflasyon içerisinde gıda enflasyonu önemli bir paya sahiptir. Küresel boyutta da son dönemde yaşanan gelişmeler gıda enflasyonunun ayrıntılı olarak incelenmesini gerekli kılmıştır. Özellikle 2000'li yıllarda yaşanan küresel gıda krizi ve daha sonraları pandemi sürecinin yaşanması gıda fiyatları konusunda yapılan çalışmalara yoğunlaşılmasına neden olmuştur. Bu çalışmada kullanılacak modelin oluşturulmasında gıda enflasyonunun belirleyici temel değişkenlerin ortaya koymak için bu konuda yapılmış çalışmalar öncelikli olarak incelenmiştir. Gıda enflasyonu üzerine yapılmış olan çalışmalarda kullanılan temel değişkenler ve bulgular aşağıda kısaca özetlenmiştir.

Uysal (2023) makalesinde Türkiye'de asgari ücretin ortalama ücret seviyesine dönüşmesi ve yoksulluk sınırının altında kalması, Gini katsayısının 0,40 düzeyinde olması nedeniyle gelir dağılımında adaletsizliğin ve yoksulluğun yaygınlaşması dolayısıyla gıda enflasyonundaki artışların hanehalkı bütçesinde gıda harcamalarının payını artırdığını ifade etmiştir. Çalışmasında tarımsal girdiler, tarımsal üretim, gıda sanayi üretimi, nakliye ücretleri, evsel tüketim, yiyecek ve içecek hizmet işletmeleri ve gıda ihracatı gibi verileri gıda enflasyonu çerçevesinde incelenmiştir. Gıda enflasyonunu neden değil bir sonuç olduğunu bu nedenle tarımsal yapıda ulusal ve yerel boyutta çeşitli

tarım politikaların geliştirilmesi gerektiğine belirtmiştir. Gıda enflasyonunda kalıcı çözümün sonuçları değil nedenleri ortadan kaldırarak sağlanabileceğini, Türkiye ekonomisinde tarım politikalarını muhakkak yenilemek zorunda olduğunu vurgulamıştır.

Yavuz (2021), çalışmasında gıda fiyatlarında yaşanan dalgalanmaların nedenlerini ürün bazlı incelemiştir. Türkiye'de yaşanan gıda enflasyonunun pandemi ve iklim değişikliği gibi problemler nedeniyle arz ve talep uyumsuzlukları sonucu meydana geldiğini belirtmiştir. Küresel gıda fiyat endeksinin bütün dünyada zirve yaptığını, para politikasının özellikle düşük gelirli hanehalkını etkileyen gıda enflasyonunun çözümü için tek başına yeterli olamayacağını, kalıcı çözüm için yapısal politikalara ihtiyaç duyulduğunu ifade etmiştir.

Ismaya & Anugrah (2018) gıda üretimi, tarım sektörü üretimi, altyapı, gıda ithalatı, tarımsal kredi, talep düzeyi ve mevsimsel olaylar gibi genel gıda fiyat enflasyonunun belirleyicileri olduğunu bulmuşlardır. Beklentiler, yurt içi petrol fiyatı ve talep düzeyinin gıda fiyatlarını artırıcı etkisini tespit etmişlerdir.

Loening vd. (2009), Etiyopya üzerine yaptıkları çalışmada; yurt içi gıda ve gıda dışı fiyatların uzun dönemde döviz kuru ile uluslararası gıda ve mal fiyatları tarafından belirlendiğini tespit etmişlerdir. Kısa ve orta vadede ise tarımsal arz şokları ve enflasyonun gecikmeli etkisi yurt içi enflasyonu etkileyerek uzun vadeli fiyat eğilimlerinden büyük sapmalara neden olmaktadır.

Güngör vd. (2022) çalışmasında Türkiye'de reel döviz kuru, gıda enflasyonu ve reel petrol fiyatları arasındaki zamanla değişen ilişkileri TVP-VAR modeli çerçevesinde incelemiştir. Ekim 2021 itibarıyla döviz kurunda yaşanan dalgalanmaların gıda enflasyonu üzerinde önemli bir etkisinin olduğunu ve bu etkinin pandemi döneminde güçlü bir artış gösterdiğini ortaya koymuştur. Ayrıca döviz kurunun ve petrol fiyatlarının gıda fiyatları üzerinde zamanla değişen ve doğrusal olmayan geçiş etkileri olduğunu tespit etmişlerdir. Gıda enflasyonunun, özellikle düşük gelirli hanehalkının temel meselesi haline geldiği için, genel enflasyon seviyesi gibi politika yapıcılar tarafından ayrıca takip edilmesi gerektiğine vurgu yapmışlardır.

Ulusoy & Şahinöz (2020), tüketici fiyat endeksi sepeti içerisinde gıda ürünlerinin payının %23,29 olduğunu belirtmiştir. Türkiye'de gıda enflasyonunun genel fiyat endeksinin üzerinde seyrettiği bu nedenle özellikle incelenmesi gereken bir konu olduğu vurgulanmıştır. Çalışmalarında gıda enflasyonunun tüketici genel fiyat endeksi üzerine etkisi incelenmiştir.

Bayramoğlu & Yurtkur (2015) çalışmalarında gıda sanayi fiyat endeksi, uluslararası gıda fiyatı endeksi, petrol fiyatı, dolar ve euro kuru ve tarımsal üretici fiyat endeksi arasındaki ilişkileri test etmişlerdir. Sonuç olarak, Türkiye ekonomisinde kısa dönemde gıda sanayi ürün fiyatlarını etkileyen değişkenler olarak dolar ve euro kuru bulunmuştur. Uzun dönemde ise dolar ve euro kurlarının etkisi devam etmiş; petrol fiyatı, uluslararası gıda fiyatı ve tarımsal üretici fiyatının etkisi sınırlı kalmıştır.

Güloğlu & Nazlıoğlu (2013) çalışmalarında gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler için enflasyon oranının tarımsal fiyatlar üzerindeki etkisini incelemişlerdir. Enflasyonun tarımsal ürün fiyatları üzerindeki etkisinin düşük enflasyon dönemlerinde pozitif yüksek enflasyon dönemlerinde negatif olduğunu ortaya koymuşlardır. Gelişmekte olan ülkelerde enflasyon oranı ile tarımsal fiyatlar arasındaki ilişkinin maliyet-fiyat sıkıştırmasına neden olduğu dair bulgular elde etmişlerdir.

Barbaros, Kalaycı & Bakır (2019) makalelerinde Türkiye ekonomisinde gıda ihracatı, gıda fiyatları endeksi ve tüketici fiyat endeksinin birbirleri üzerindeki karşılıklı etkilerini analiz etmişlerdir. Gıda ihracatı ile gıda fiyatları arasında ve gıda fiyatları ile enflasyon arasında da nedensellik ilişkisi bulmuşlardır. Gıda ihracatının artması önce gıda fiyatlarının yükseltmekte, ardından gıda fiyatları ise enflasyonu artırmaktadır.

Trostle (2008) araştırmasında küresel gıda emtia fiyatlarının artışının nedenleri olarak biyo-yakıt ham maddelerinin küresel talebinin artması, ABD dolarının değer kaybetmesi, enerji fiyatlarının yükselmesi, tarımsal üretim maliyetlerinin artması, gıda

ithalatının en büyük aktörü olan ülkelerde döviz varlıklarının artması ve gıda ihracatçısı ve ithalatçısı ülkelerin yurtiçi fiyat enflasyonlarını düşürmek için uyguladıkları politikalar olarak sıralamışlardır.

Baek & Koo (2010) ABD ekonomisinde enerji fiyatlarının tarımsal emtia fiyatlarının ve döviz kurunun ABD gıda fiyatları üzerindeki etkilerini incelemişlerdir. Tarımsal emtia fiyatları ve döviz kurunun gıda fiyatlarının kısa ve uzun dönemli hareketini büyük ölçüde etkilediğini ortaya koymuşlardır. Ancak enerji fiyatının kısa vadedeki etkisinin sınırlı olduğunu tespit etmişlerdir.

Nadiah & Mansur (2018), Malezya ekonomisini inceledikleri çalışmalarında gıda fiyatlarını belirlediğini düşündükleri tüketici fiyat endeksinin, döviz kurunun, ham petrol fiyatının ve sanayi üretim endeksinin etkilerini NARDL ve ARDL yöntemlerini kullanarak araştırmışlardır. Elde edilen bulgulara göre gıda fiyatları ile döviz kuru arasında uzun dönemde simetrik, kısa dönemde asimetric ilişki tespit etmişlerdir.

Başkaya vd. (2008) küresel ısınma kaynaklı arz şoklarının ve uluslararası gıda fiyat artışlarının işlenmiş gıda fiyatları enflasyonunda etkili unsurlar olduğunu tespit etmişlerdir. Uluslararası gıda fiyatlarının özellikle ara malı ithalatı kanalıyla enflasyonu etkilediği ve döviz kurundaki değişmelerin gıda fiyatlarına geçişkenliğinin ithalat fiyatları ile karşılaştırıldığında nispeten hızlı olduğunu tespit etmişlerdir.

Eştürk & Albayrak (2018) genel enflasyon, gıda TÜFE, tarım ürünleri ÜFE, petrol fiyatları ve kur verilerinden yararlanarak gıda TÜFE'deki artışların genel TÜFE'yi çok yüksek oranda etkilediğini tespit etmişlerdir. Özellikle gıda fiyat artışlarını işaret ederek enflasyonla mücadelede ele alınacak temel unsur olması gerektiğini vurgulamışlardır.

Albers & Peeters (2011) Cezayir, Mısır, Lübnan, İsrail, Ürdün, Filistin, Fas, Suriye ve Tunus'ta yaşanan gıda enflasyonunu diğer orta gelirli ekonomilerle karşılaştırmalı bir şekilde test etmişlerdir. Küresel kriz öncesinde artan emtia fiyatları, özellikle Avrupa Birliği'nin Akdeniz'deki komşu ülkelerinde, enflasyonu önemli oranda arttırmıştır. Küresel kriz sonrasında hükümetlerin ekonomiye yapmış olduğu sübvansiyonlar hem fiyatlar genel seviyesinde artışlara hem de kamu maliyesinde bozulmalara yol açmıştır. Bu dönemde fiyatlarda aşağı yönlü fiyat katılığı da gözlemlenmiştir.

Woertz vd. (2014) çalışmalarında Güney ve Doğu Akdeniz (SEM) ile MENA ülkelerinden Türkiye'nin de içinde bulunduğu büyük bir bölümünü içeren bir bölgede gıda fiyatlarındaki dalgalanmaları incelemişlerdir. Orta Doğu ve Kuzey Afrika (MENA) bölgesi dünyanın en büyük gıda ithalatçısı durumundadır. Artan nüfus, gıda tüketim alışkanlıklarının değişmesi, üretimde verimliliğin düşmesi, iklim değişikliği nedeniyle tarımsal üretimin daralması, akaryakıt fiyatlarının artması ve ihracatçı konumunda olan bazı ülkelerin ihracat kısıtlamaları yoluna gitmesi gıda fiyatlarındaki oynaklığın artmasına ve gıda fiyat enflasyonunun oluşmasına neden olmuştur.

Yukarıda yer verilen çalışmalar çerçevesinde, gıda enflasyonu çalışmalarının özellikle ulusal ve uluslararası literatürde 2007-2008 küresel gıda krizi sonrasında artan önemi dikkat çekmektedir. Gıda krizinin ardından pandemi döneminde yaşanan tedarik zinciri aksaklıkları ve arz kısıntıları gıda enflasyonu çalışmalarına olan ilginin tüm dünyada artmasına neden olmuştur. Bu çalışmalarda küresel iklim değişikliği, üretim düzeyi, dış ticaret, emtia fiyatları, döviz kuru, enerji fiyatları gibi faktörlerin gıda enflasyonunu etkileyen temel değişkenler olduğu gözlemlenmiştir.

#### 4. Veri Seti ve Ekonometrik Metodoloji

Çalışmada kullanılan değişkenler gıda enflasyonunu temsil etmek üzere literatür incelenerek tespit edilen gıda ve alkollü içecekler tüketici fiyat endeksi, yurt içi gıda ürünleri üretici fiyat endeksi, gıda sanayi üretim endeksi, TCMB ağırlıklı ortalama fonlama maliyeti ve dolar kurudur (Tablo 1). Ayrıca yapısal kırılmaları temsilen bir kukla değişken oluşturulmuş ve bu değişken 2021 ekim ayı öncesi sıfır, bu aydan sonrası için bir değerini alacak şekilde kodlanmıştır. Bütün değişkenlerin logaritmik dönüşümleri yapıldıktan sonra tarım sektörünün yapısı gereği mevsimsel etkiler içerdiği düşünülen gıda ürünleri tüketici fiyat endeksi ve üretici fiyat endeksi değişkenlerine mevsimsellik



testi (STL Decomposition) uygulanmış ve mevsimsellikten arındırılmıştır. Sanayi ürünleri üretici fiyat endeksi değişkeni ise mevsimsel ve takvim etkilerinden arındırılmış olarak ve Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın (TCMB) veri setinden temin edilmiştir. Politika faizi değişkeni olarak TCMB'nin bankalara uyguladığı ağırlıklı ortalama fonlama maliyeti olarak adlandırılan gecelik basit faiz oranı kullanılmıştır. Gıda ürünleri tüketici ve üretici fiyat endeksleri verileri ise Türkiye İstatistik Kurumu'ndan (TÜİK) alınmıştır.

**Tablo 1.** Çalışmanın Değişkenleri ve Tanımları

Bağımlı Değişken	
gtufe_sa	Gıda ve alkollü içecekler tüketici fiyat endeksi (TÜİK)
Açıklayıcı Değişkenler	
gufe_sa	Yurt içi gıda ürünleri üretici fiyat endeksi (TÜİK)
gsue	Gıda sanayi üretim endeksi (TCMB)
polfaiz	TCMB Ağırlıklı Ortalama Fonlama Maliyeti (Gerçekleşen Basit Faiz Oranı Ağırlıklı Ortalama) (%)
dolar	Dolar kuru satış (TCMB)
d2021m10	2021 Ekim ayı öncesi 0, sonrası ise 1 (Para politikasındaki değişimi temsil eden dummy değişken)

Bu çalışmada Fourier fonksiyonlu Bootstrap ARDL modeli kullanılarak gıda ürünleri üretici fiyat endeksini etkileyen değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişki incelenmiştir. Bu yöntem Fourier fonksiyonu sayesinde yapısal kırılmaları içsel olarak analize dahil edebilmektedir. Yapısal kırılmaları yakalamak için Fourier terimlerini kullanmanın önemli avantajı; kırılmaların sıklığını, kırılma tarihlerini ve kırılmaların şeklini öngörme gereksinimini ortadan kaldırmasıdır. Fourier yaklaşımı, keskin ve yumuşak geçişli kırılmaların varlığında analiz yapmak için uygundur. Ayrıca birçok parametreyi dahil etme ihtiyacını azaltmaktadır (Enders & Lee, 2012; David vd., 2023).

Serilerin durağanlığının test edilmesi için geleneksel birim kök testlerinden Augmented Dickey Fuller-ADF (1981) ve Philips Perron-PP (1988) uygulanmıştır. Daha sonrasında ise yapısal kırılmaları dikkate alan Lee-Strazicich-LS (2003) ve Zivot & Andrews-ZA (1992) birim kök testleri yapılmıştır.

Birim kök testlerinin yapılmasının ardından değişkenler arasındaki eş bütünleşme ilişkisinin sınanmasına geçilmiştir. Bu çalışmada Pesaran, Shin & Smith'in (2001) otoregresif gecikmesi dağıtılmış (ARDL) modeline McNown, Sam & Goh (2018) tarafından Fourier fonksiyonu dahil edilerek geliştirilen Bootstrap ARDL modeli kullanılmıştır.

Bu yöntem değişkenlerin farklı derecelerde durağan olmasına izin vermektedir. Bootstrap testinin güçlü performansı ile Fourier yaklaşımı kademeli, keskin ve bilinmeyen yapısal kırılmaları dikkate alabilmektedir (Becker, Enders & Lee, 2006; Lin, İnglesi-Lotz & Chang, 2018). Bootstrap FARDL eşbütünleşme testinde frekans değeri, tamsayı ya da kesirli olabilmektedir (David, Abu & Owolabi, 2023). Bootstrap FARDL yaklaşımında, bootstrap kullanılarak her bir veri için kritik değerler oluşturulmakta, bu sayede ARDL sınır testinin kararsızlığı sorunu çözülmektedir (McNown vd. 2018).

Bu çalışmaya ait Bootstrap FARDL Denklemi aşağıda gösterilmektedir.

$$\begin{aligned} \Delta lgtufe_{sa_t} = & \alpha_1 + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \lambda_1 lgtufe_{sa_{t-1}} + \lambda_2 lgufe_{sa_{t-1}} \\ & + \lambda_3 ldolar_{t-1} + \lambda_4 lgsue_{t-1} + \lambda_5 lpolfaiz_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \delta_1 \Delta lgtufe_{sa_{t-j}} + \sum_{i=1}^{q_1} \beta_1 \Delta lgufe_{sa_{t-i}} \\ & + \sum_{i=1}^{q_2} \beta_2 \Delta ldolar_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_3} \beta_3 \Delta lgsue_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_4} \beta_4 \Delta lpolfaiz_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_5} \beta_5 \Delta d_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Yukarıdaki denklemde,  $\alpha_1$  sabit terim,  $\delta_1$  ve  $\beta_i$  kısa dönem katsayıları,  $\lambda_i$  uzun dönem katsayıları,  $p_i$  ve  $q_i$  optimal gecikme uzunlukları ve  $d_{t-i}$  yapısal kırılmayı temsil eden kukla değişkeni ifade etmektedir. Model seçiminde bilgi kriteri olarak Akaike info criterion (AIC) kullanılmıştır.

McNown vd.'nin (2018) Bootstrap FARDL denkleminin tahmininin ardından eşbütünleşme sınaması aşağıdaki üç hipotez ile test edilmektedir.

H0:  $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$  bütün değişkenlerin gecikmeli düzeylerine ait genel F testi (F1),

H0:  $\beta_1 = 0$  bağımlı değişkenin gecikmeli düzeyine ait t-testi

H0:  $\beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$  açıklayıcı değişkenlerin gecikmeli düzeylerine ait F-testi (F2)

Bu üç hipoteze ilişkin test istatistikleri mutlak değer olarak Bootstrap tarafından hesaplanan kritik değerlerden büyükse değişkenler arasında eşbütünleşmenin varlığı kabul edilir (Pesaran vd., 2001; David vd., 2023; Yılcı vd., 2020). Eş bütünleşmenin varlığı durumunda modelin uzun ve kısa dönem tahmin sonuçları yorumlanır ve modele ilişkin tanı testleriyle elde edilen modelin tahmin sonuçlarının güvenilirliği ve uygunluğu ortaya konulur.

#### 4.1. Birim Kök Analizleri Sonuçları

Öncelikle çalışmada kullanılan değişkenlerin durağanlık analizleri yapılmıştır. Araştırmada kullanılan veriler için geleneksel birim kök testleri olan ADF testi-Genelleştirilmiş Dickey-Fuller (1981) ve PP testi- Phillips & Perron (1988) yapılmıştır. Modelin bağımlı değişkeni olan gıda tüketici fiyat endeksi, ADF birim kök testine göre sabit ve trend içerdiğinde birinci farkında durağan, PP birim kök testine göre ise tüm sonuçlarda birinci farkında durağandır. PP testi, ADF birim kök testine göre daha güçlü bir test olduğu konusunda genel bir kanı olması sebebiyle bağımlı değişkenin birinci farkında durağan olduğu kabul edilmiştir. Geleneksel birim kök testlerine göre modelin açıklayıcı değişkenlerinden gıda sanayi üretici endeksi dışındaki değişkenlerin her iki birim kök testine göre I(1) olduğu, lgsue'nin ise her iki testte de sabit ve trend içeren modelinin I(0) olduğu gözlenmektedir (Tablo 2).

**Tablo 2.** Değişkenlerin Geleneksel Birim Kök Test Sonuçları

	ADF			PP		
	Sabitli	Sabit ve trend	Sabitsiz ve trendsiz	Sabitli	Sabit ve trend	Sabitsiz ve trendsiz
<i>Düzeyde</i>						
lgtufe_sa	5.2103	2.1395	3.1685	6.3336	2.6498	5.5747
lgufe_sa	3.0416	0.9565	2.7921	5.1736	1.6823	4.7940
lgsue	-0.9881	-3.8915***	4.1178	-1.1887	-5.8655***	4.6985
ldolar	2.4796	-0.6879	4.8831	2.8906	-0.4636	6.4234
lpolfaiz	-0.6708	-3.1201	0.7210	-1.3672	-3.062	0.6532
<i>Birinci farkında</i>						
lgtufe_sa	-2.0749	-9.7893***	-1.1174	-8.8615***	-9.8774***	-7.1902***
lgufe_sa	-3.479***	-4.6404***	-1.6724*	-5.034***	-6.6009***	-3.7037***
lgsue	-8.3996***	-8.3586***	-3.6925***	-22.3863***	-22.3784***	-15.5722***
ldolar	-9.066***	-9.6634***	-5.5623***	-8.2396***	-8.4939***	-7.5656***
lpolfaiz	-5.6488***	-5.6195***	-5.5945***	-13.0518***	-13.0644***	-13.0251***

**Not:** \*\*\*: %1, \*\*: %5 ve \*:%10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir.

Geleneksel birim kök testlerinin ardından değişkenlerin incelenen dönemde yapısal kırılma içerip içermediğini tespit etmek için yapısal kırılmalı birim kök testleri Lee-Strazicich (LS) ve Zivot & Andrews (ZA) yapılmıştır (Tablo 3). Yapısal kırılma tarihleri incelendiğinde lgtufe, lgufe ve dolar değişkenlerinde 2021 yılı ekim ayı tarihinin bir yapısal kırılmayı işaret ettiği görülmektedir. Bağımlı değişken dikkate alınarak yapılan incelemede 2021 yılı ekim, kasım ve aralık tarihlerinde yapısal kırılmalar tespit edilmiştir. Bu nedenle bu çalışmada bu tarihleri de kapsayan "d2021m10" adlı bir kukla değişken türetilmiştir. Bu kukla değişken aynı zamanda TCMB'nin faiz indirimiyle ifade olunan para politikasındaki kaymayı gösteren tarihleri de içermektedir. Söz konusu politika değişikliği 2021 yılı eylül ayı itibarıyla uygulamaya konulmuştur.

**Tablo 3.** Değişkenlerin Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testleri (LS ve ZA)

	LS			ZA				
	Düzye	Kırılma Tarihleri	Birinci Farkta	Kırılma Tarihleri	Düzye	Kırılma Tarihleri	Birinci Farkta	Kırılma Tarihleri
lgtufe_sa	-5.923**	2017M04 2021M10	-10.964***	2020M10 2022M03	-3.699	2021M12	-11.546***	2021M11
lgufe_sa	-6.046**	2018M08 2021M10	-10.467***	2021M04 2022M03	-5.333**	2021M11	-6.435***	2021M10
lgsue_sa	-4.998	2012M04 2018M08	-13.137***	2021M04 2022M03	-4.137	2018M09	-8.723***	2020M07
ldolar	-5.620*	2014M09 2020M12	-10.251***	2021M05 2022M02	-4.213	2021M10	-9.976***	2021M10
lpolfaiz	-5.434*	2018M05 2022M06	-11.718***	2010M11 2011M12	-3.222	2019M07	13.200**	2018M10

**Not:** LS ve ZA testleri sabit terimli modelle yapılmıştır. LS için kritik değerler; -6.301287 (%1), -5.713980 (%5), -5.401953 (%10)'dir. ZA için kritik değerler; -5.34 (%1), -4.93 (%5), -4.58 (%10)'dir.

\*\*\*:%1, \*\*:%5 ve \*:%10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir.

### 5. Araştırma Bulguları

Araştırma kapsamında ele alınan değişkenlerin arasındaki uzun dönemli eşbütünlük ilişkisinin varlığı Fourier fonksiyonlu Bootstrap ARDL yöntemi ile incelenmektedir. Akaike bilgi kriterini (AIC) minimize eden en uygun gecikme uzunluğu ARDL (10, 10, 1, 5, 6) modeli olarak tespit edilmiştir.

**Tablo 4.** Bootstrap Fourier ARDL Eşbütünlük Testi Sonuçları

Gecikme Uzunluğu	k*	İstatistikler	Değerler	Bootstrap kritik değerleri (cv)		
				%1	%5	%10
(10, 10, 1, 5, 6)	2.529999999999999	F1	5.692	4.068	3.356	2.918
		F2	6.661	4.419	3.566	3.113
		t	-3.060	-3.906	-3.112	-2.697

Bu model çerçevesinde optimal kesirli Fourier frekansı  $k^*=2,53$  olarak hesaplanmıştır. Frekans değerinin ondalıklı değer alması yapısal kırılmaların kalıcı olduğuna işaret etmektedir. Bulunan  $k^*$  değeri modele dahil edilmiş ve sonrasında Bootstrap süreci uygulanmış, Overall-F, Exogenous-F ve bağımlı değişkenin t istatistik değerleri tahmin edilmiştir.  $H_0$  hipotezi değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisinin olmadığını kabul eder. Tablo 4'te verilen test istatistik değerleri ve kritik değerleri karşılaştırıldığında Overall-F (F1) ve Exogenous-F (F2) %1 düzeyinde, bağımlı değişkenin t test istatistikleri (lgtufe\_sa-t) ise %10 seviyesinde mutlak değer olarak kritik değerleri aşmaktadır. Bu durumda  $H_0$  hipotezi reddedilerek, eşbütünlük ilişkisi kabul edilmektedir.

**Tablo 5.** Fourier-Bootstrap ARDL Modelinin Uzun Dönem Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistiği	Olasılık (P)
lgufe_sa	0.770710	0.054505	14.14008	0.0000
lgsue_sa	0.098105	0.090753	1.081008	0.2819
ldolar	0.161590	0.049990	3.232478	0.0016
lpolfaiz	0.021528	0.015095	1.426182	0.1564
c	0.722492	0.529788	1.363739	0.1752
d2021m10	-0.020396	0.012109	-1.684349	0.0947

Eşbütünlük ilişkisi tespit edildikten sonra modelin uzun dönem ve kısa dönem tahmin sonuçları incelenebilir. Uzun dönem tahmin sonuçları incelendiğinde gıda ürünleri üretici fiyat endeksi, döviz kuru ve yapısal kırılmayı temsil eden kukla değişken istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Gıda ürünleri üretici fiyat endeksi değişkenindeki %1'lik değişim, uzun dönemde gıda enflasyonu değişkeni yaklaşık %0,77 oranında

artırarak çok güçlü bir etkiye sahip olduğunu göstermiştir. Üretici fiyatlarındaki yükselme tüketici gıda enflasyonunu birbirini takip eder şekilde artmasıyla sonuçlanmaktadır. Uzun dönemde en büyük etki üretici fiyatlarından gelmektedir.

Döviz kurunun uzun dönemde gıda enflasyonu üzerindeki etkisinin teorik beklentiyle uyumlu olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Nitekim döviz kurundaki %1'lik artış gıda enflasyonunu %0,16 oranında artırmaktadır. Kurdaki artış perakende sektöründe doğrudan tüketici fiyatlarına yansıtılmış gibi gözükmektedir. Kur artışının girdi fiyatlarını yükselterek üretici fiyatları üzerinden gecikmeli olarak tüketici fiyatlarını etkilemesi beklenirken, nihai fiyatlara hemen yansıtıldığı anlaşılmaktadır. 2021 yılı sonuna doğru uygulanan para politikasındaki kaymayı ifade eden kukla değişkenin istatistiksel olarak %10 anlamlılık düzeyinde %0,02'lik çok düşük bir negatif yönlü bir etkiye sahip olduğu görülmektedir (Tablo 5). Bu sonuçlardan yola çıkarak üretici fiyatlarındaki ve döviz kurundaki artışın doğrudan tüketici fiyatlarına yansıtıldığı, uzun dönemde gıda enflasyonunun belirleyici unsurları oldukları belirtilebilir.

**Tablo 6.** Fourier-Bootstrap ARDL Modelinin Kısa Dönem Tahmin Sonuçları

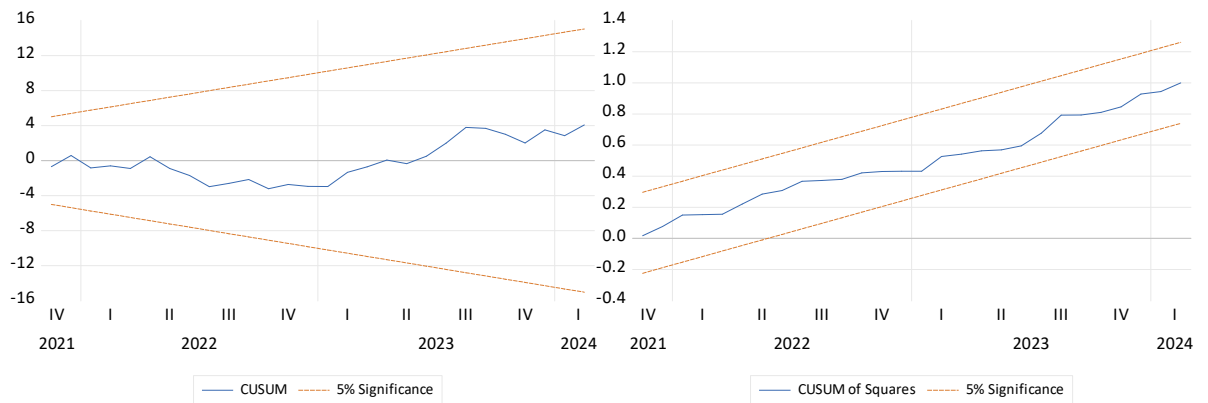
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistiği	Olasılık (P)
D(LGTUFE_SA(-1))	0.208231	0.073553	2.831045	0.0054
D(LGTUFE_SA(-2))	-0.045076	0.073449	-0.613707	0.5406
D(LGTUFE_SA(-3))	0.096169	0.073686	1.305121	0.1943
D(LGTUFE_SA(-4))	-0.068432	0.070861	-0.965728	0.3361
D(LGTUFE_SA(-5))	0.003649	0.068801	0.053033	0.9578
D(LGTUFE_SA(-6))	0.089871	0.067577	1.329893	0.1861
D(LGTUFE_SA(-7))	0.098574	0.069156	1.425386	0.1566
D(LGTUFE_SA(-8))	0.026251	0.070680	0.371409	0.7110
D(LGTUFE_SA(-9))	0.195490	0.066601	2.935252	0.0040
D(LGUFE_SA)	0.488259	0.074480	6.555554	0.0000
D(LGUFE_SA(-1))	-0.095985	0.095337	-1.006794	0.3161
D(LGUFE_SA(-2))	0.048348	0.092830	0.520823	0.6035
D(LGUFE_SA(-3))	-0.196848	0.092200	-2.135020	0.0348
D(LGUFE_SA(-4))	0.144725	0.091211	1.586713	0.1152
D(LGUFE_SA(-5))	-0.254434	0.092878	-2.739435	0.0071
D(LGUFE_SA(-6))	0.048408	0.090721	0.533596	0.5946
D(LGUFE_SA(-7))	-0.181372	0.092438	-1.962083	0.0521
D(LGUFE_SA(-8))	-0.017041	0.089667	-0.190049	0.8496
D(LGUFE_SA(-9))	-0.333813	0.084242	-3.962561	0.0001
D(LGSUE)	-0.030723	0.038497	-0.798071	0.4264
D(LDOLAR)	0.114024	0.032362	3.523361	0.0006
D(LDOLAR(-1))	-0.016490	0.037350	-0.441486	0.6597
D(LDOLAR(-2))	0.069393	0.038103	1.821210	0.0711
D(LDOLAR(-3))	-0.105531	0.037248	-2.833232	0.0054
D(LDOLAR(-4))	0.108236	0.035778	3.025183	0.0030
D(LPOLFAIZ)	0.000333	0.006747	0.049401	0.9607
D(LPOLFAIZ(-1))	-0.001220	0.006952	-0.175429	0.8610
D(LPOLFAIZ(-2))	-0.012964	0.006934	-1.869733	0.0640
D(LPOLFAIZ(-3))	-0.013783	0.006833	-2.017123	0.0459
D(LPOLFAIZ(-4))	0.010299	0.006705	1.535934	0.1272
D(LPOLFAIZ(-5))	-0.030115	0.006689	-4.501888	0.0000
COS(2*@ACOS(-	-0.004285	0.001616	-2.651526	0.0091
1)*2.529*@OBSNUM/@OBSSMPL)				
SIN(2*@ACOS(-	-0.004223	0.001632	-2.588270	0.0108
1)*2.529*@OBSNUM/@OBSSMPL)				
D2021M10	-0.020396	0.007004	-2.912224	0.0043
CointEq(-1)*	-0.343492	0.053692	-6.397429	0.0000
<hr/>				
R <sup>2</sup>	0.813386			
Düzeltilmiş R <sup>2</sup>	0.762628			
<hr/>				
	Değerler	Anlamlılık Düzeyi	I(0)	I(1)
<hr/>				
F-Sınır Testi	6.548335	10%	2.2	3.09
		5%	2.56	3.49
		2.5%	2.88	3.87
		1%	3.29	4.37

Modelin deęişkenlerinin kısa dönemdeki gıda tüketici fiyat endeksi üzerindeki etkisi Tablo 6'da verilmiştir. Kısa dönemde tüketici fiyatları kendi geçmiş deęerlerinden bir önceki ayın ve 9 ay öncesinin fiyat seviyeleriyle pozitif yönde ve istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki içinde olduęu tespit edilmiştir. Tüketici fiyatlarının geçmiş deęerlerindeki %1'lik bir artış tüketici enflasyonunu yaklaşık %0,20 oranında artırmıştır. Gıda ürünleri üretici fiyat endeksinde kısa dönemde uzun döneme benzer bir şekilde %1'lik bir artış, gıda TÜFE'yi pozitif yönde yaklaşık %0,49 oranında artırmıştır ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Yine uzun dönemdeki gibi döviz kurundaki %1'lik artış kısa dönemde de gıda enflasyonunu artırıcı yönde etki yapmıştır ve bu etki yaklaşık %0,11'dir.

Kısa dönemde politika faizine ilişkin deęişken ile gıda enflasyonu arasında ikinci, üçüncü ve beşinci gecikmelerinde istatistiksel olarak anlamlı ilişkiler olduęu gözlenmektedir. Buna göre politika faiziyle gıda enflasyonu arasında negatif yönlü bir ilişki vardır. Faizdeki düşüşler fiyat seviyelerine artış yönünde gecikmeli etkide bulunmaktadır. Merkez bankasının faiz politikasındaki deęişimi ifade eden ve yapısal kırılmayı gösteren kukla deęişken kısa dönemde istatistiksel olarak anlamlıdır. Modelin hata düzeltme terimi (ECT) istatistiksel olarak anlamlı ve ekonometrik teoriye uygun olarak 0 ile -1 arasındadır. Gıda enflasyonundaki kısa vadedeki sapmalar uzun vadede aylık yaklaşık %34 oranında düzeltilmektedir. Bu bulgu kısa vadedeki sapmaların yaklaşık üç ayda uzun vadede dengeye geleceğini ifade etmektedir.

**Tablo 7.** FARDL Modeli Tanı Testleri Sonuçları

Tanı Testi	Test İstatistik Deęeri	P Olasılık Deęeri
Ramsey Reset	2.104 (F-istatistięi)	0.146
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test	0.616 (F-istatistięi)	0.542
Heteroskedasticity Test: Harvey	1.654 ( $n \cdot R^2$ )	0.437
Heteroskedasticity Test: Harvey	1.246 (F-istatistięi)	0.184
Heteroskedasticity Test: Harvey	46.110( $n \cdot R^2$ )	0.202
Jarque-Bera Normality	0.516	0.772



**Şekil 5.** Cusum ve CusumQ Tanı Testleri Grafikleri

Eşbütünleşme ve uzun ve kısa dönem ilişkileri Bootstrap ARDL modeli ile incelenmesinin ardından tahmin edilen model için tanı testleri uygulanmıştır. Ramsey Reset fonksiyonel form, Breusch-Godfrey LM seri korelasyon, Harvey deęişen varyans, Jarque-Bera normallik testleri ile Cusum ve CusumQ parametre kararlılığı grafiksel analizleri kullanılarak modelin tahmin sonuçlarının güvenilirliği ve uygunluğu ortaya konulmuştur (Tablo 7). Tüm bu testlerde, olasılık deęerleri 0,10'un üzerinde çıkmış ve her bir testin  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. Bu sonuçlar modelin fonksiyonel formunun

doğruluğunu, hata terimleri arasında ilişki olmadığını, otokorelasyon sorunu taşımadığını, değişen varyans sorunu içermediğini göstermektedir. Cusum ve CusumQ test grafikleri, modelin parametrelerinin kararlılığı testine göre hata terimlerinin %95 güven aralıklarında olduğunu ifade etmektedir (Şekil 5). FARDL(10, 10, 1, 5, 6) modeli için uygulanan tanı testleri, eşbütünleşmenin varlığını ve parametre tahminlerinin uygunluğunu ortaya koymaktadır.

## 6. Sonuç ve Öneriler

Bu çalışmada gıda enflasyonunu belirleyen olası unsurların etkileri Fourier Bootstrap ARDL modeli kullanılmak suretiyle analiz edilmiştir. Gıda tüketici fiyat endeksini etkileyebileceği düşünülen gıda üretici fiyat endeksi, gıda sanayi üretim endeksi, dolar kuru ve politika faizi değişkenleri modele dahil edilmiştir. Uzun dönemde bu değişkenlerin birlikte hareket edip etmediği ve kısa dönemde gıda enflasyonunu etkileyen şokların hangi hızla düzetilebildiği araştırılmıştır.

Fourier fonksiyonlu Bootstrap ARDL modeli çerçevesinde Fourier frekansı hesaplanmış, Bootstrap süreci uygulanmış ve tahmin sonuçlarına göre eşbütünleşmenin varlığı kabul edilmiştir. Modelin bulgularına göre; gıda ürünleri üretici fiyat endeksinin gıda enflasyonunu artıran en güçlü faktör olduğu tespit edilmiştir. Döviz kurundaki yükseliş gıda enflasyonunu artırıcı yönde etkilemiştir. Perakende sektöründe nihai ürün fiyat artışları kurdaki artış seviyesinin üzerinde gerçekleşmiştir. Bu durum döviz kurunda yaşanan artışların sadece girdi maliyeti artışlarıyla değil, nihai ürün fiyatlarına doğrudan yansıtılmak suretiyle fiyat artışlarının gerçekleştiğini düşündürmektedir. Politika faizindeki düşüşler kısa dönemde fiyat seviyelerine artış yönünde gecikmeli etkide bulunmuştur. 2021 yılı sonuna doğru uygulanan para politikasındaki kaymayı ifade eden kukla değişkenin anlamlı ve negatif bir etkiye sahip olması, düşük faiz politikasının gıda enflasyonunda artış yönünde bir kırılma etkisi yarattığını ifade etmektedir. Sonuç olarak, araştırmanın bulguları gıda enflasyonunun üretici fiyatlarından, döviz kurlarından ve para politikalarından etkilendiğini göstermektedir. Model, gıda enflasyonundaki kısa vadedeki sapmaların yaklaşık üç ayda dengeye geleceğini ortaya koymaktadır.

Türkiye’de gıda enflasyonunun küresel gıda fiyatlarıyla birlikte hareket etmediği, özellikle 2022 yılı sonrasında farklılaştığı görülmektedir. FAO (2024) verilerine göre 2022-2023 yılları arasında gıda fiyatları dünyada %26,7 oranında azalırken, Türkiye’de %176,7 oranında artmıştır. Küresel gıda fiyatları düşerken, Türkiye’de gıda fiyatlarında aşırı artış yaşanması, gıda enflasyonunun dışsal faktörlerden ziyade ülkenin içsel dinamiklerinden etkilendiğini göstermektedir. Ayrıca harcama türlerine göre Türkiye’de enflasyon verileri incelendiğinde, gıda enflasyonunun ciddi bir problem oluşturduğu ve genel enflasyonun oluşmasında da önemli bir paya sahip olduğu görülmektedir. Türkiye ekonomisinde yaşanan gıda enflasyonunun; ekonominin yapısal sorunlarından, tarımsal yapı ve politikalarındaki problemlerden kaynaklandığı düşünülmektedir.

Türkiye ekonomisinde uygulanan iktisat politikalarının sonuçlar üzerine odaklandığını, sorunları oluşturan yapısal nedenleri göz ardı ettiğini, sonuçları düzeltmeye çalışarak kısa vadeli çözümler aradığını, uzun vadede enflasyon sorununun kronik hale gelmesine neden olduğunu söyleyebiliriz. Bu uygulamaların pratiği son dönemde özellikle para politikasında yaşanmıştır. Yükselen enflasyon oranlarının politika faizi kanalıyla düşürülebileceği inancı ile önce genişletici sonra daraltıcı para politikaları uygulanmıştır. 2021 yılının sonuna doğru uygulamaya konulan para politikasında yaşanan kayma ve kur müdahaleleri ekonomide fiyatlandırma davranışlarını bozmuş, kur artışları nihai fiyatlara katlanarak yansıtılmış ve sonuç olarak gıda enflasyon oranlarının ivmelenerek yükselmesine neden olmuştur. Yaşanan kur şokları aynı zamanda tarımda kullanılan girdi fiyatlarını artırarak gıda enflasyonuna neden olan unsurlardan biri olmuştur. Oysa yapısal nedenlerle yükselen enflasyonun faiz kanalıyla düzeltilmeye çalışılmasının uzun vadede çözüm sağlayamayacağı açıktır. Benzer bir uygulama tarım politikaları için de geçerlidir. Türkiye’de uygulanan

tarım politikalarında da sonuçlara odaklanılmakta, yapısal problemler göz ardı edilmektedir. Gıda enflasyonu neden değil, bir sonuçtur.

Tarımsal üretim pahalı girdilerle, optimum ölçüğe sahip olmayan işletmelerde, gereğinden fazla aracı tarafından, gereğinden uzun lojistik zinciri ile üretici aleyhine yapılandırılmış piyasalarda gerçekleşmektedir. İstikrarlı ve artan üretimin sağlanması için ürün bazında ulusal, yerel ve bölgesel mukayeseli üstünlükler belirlenerek, stratejik öneme sahip ürünler belirlenmelidir. Ekonomide üretilecek ürünler için yurt içi ve yurt dışı talep dikkate alınarak uzun vadeli üretim planlaması yapılmalıdır. Gıda sektöründe gerçek üreticiler araçlardan ayrıştırılmalı ve üreticiler için tarımsal girdilerde uygulanacak vergi indirimlerini içeren destekleyici tarım politikaları geliştirilmelidir (Uysal, 2023).

İktisat politikası araçlarının kullanımı ancak yapısal sorunları düzeltilmiş bir ekonomide etkin olacaktır. Türkiye ekonomisinde geleneksel iktisat politikası araçları hem tarım sektöründe hem de ekonominin bütününde var olan yapısal sorunlar çözüldükten sonra başarıya ulaşabilecektir. Bu koşullar altında rasyonel para politikası uygulamaları ile yapılan müdahaleler enflasyonist süreci yavaşlatabilecektir. Ayrıca fiyatlandırma davranışlarını bozacak kur müdahalelerinden kaçınılmalıdır. Tarımsal girdi maliyet artışlarının üstünde perakende fiyatlara yansıtılan artışları frenleyecek politikalar üretilmesi gerekli görülmektedir. Tarım sektöründe aracı sayısının azaltılması, üreticinin doğrudan satış yapabileceği kooperatiflerin etkin hale getirilmesi, lojistik zincirinin kısaltılması, üreticilere üretim planlaması konusunda yardımcı olabilecek kurumların devreye sokulması, kırsal alandaki genç nüfusun tarımsal üretimde kalmasını cazip kılacak imkanların sunulması planlanmalıdır. Eğitim planlamasında kırsal alanlarda meslek lisesi statüsünde tarım teknik liselerinin oluşturulması, böylelikle yeni tarım teknolojilerinin ve tarım piyasalarının işleyişinin orta öğretim seviyesinde öğretilmesi önerilmektedir. Bu sayede ortaöğrenimini tamamlayan genç nüfus ilçelerde bulunan meslek yüksek okullarına devam ederek ön lisans düzeyinde bir üniversite eğitimi de alabileceklerdir. Ziraat alanında eğitim almış genç nüfus hem ülkedeki istihdam düzeyini yükseltecek hem de tarım arazilerinin daha verimli kullanılmasına destek olacaktır.

## Kaynakça

- Albers, R. & Peeters, M. (2011). Food and energy prices, government subsidies and fiscal balances in South Mediterranean countries. *European Economy Economic Papers*, 437.
- Baek, J. & Koo, W. W. (2010). Analyzing factors affecting US food price inflation. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 58(3), 303-320.
- Barbaros, M., Kalaycı, S. & Bakır, D. (2019). Türkiye’de gıda ihracatı, gıda fiyatları ve enflasyon arasındaki nedenselliğin analizi. *Avrasya Uluslararası Araştırmalar Dergisi*, 7(18), 537-548.
- Başkaya, Y. S., Gürgür, T. & Ögünç, F. (2008). Küresel ısınma, küreselleşme ve gıda krizi-Türkiye’de işlenmiş gıda fiyatları üzerine ampirik bir çalışma. *Central Bank Review*, 8(2), 1.
- Bayramoğlu, A. & Yurtkur, A. K. (2015). Türkiye’de gıda ve tarımsal ürün fiyatlarının uluslararası belirleyicileri. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 15(2), 63-73.
- Becker, R., Enders, W. & Lee, J. (2006). A stationarity Test in the Presence of an Unknown Number of Smooth Breaks. *Journal of Time Series Analysis*, 27, 381-409.
- Boratav, K., Köse, A. H. & Yeldan, A. E. (2023). Türkiye’de derinleşen yapısal kriz eğilimi ve kâr itilimli enflasyonun dinamikleri. *İktisat ve Toplum Dergisi*, 158, 8-30.
- Daşdemir, E. (2023). Türkiye ekonomisinde döviz kurunun gıda fiyatlarına etkisi ve döviz kurunun sürdürülebilir gıda güvencesi için önemi. *Tarım Ekonomisi Araştırmaları Dergisi*, 9(1), 14-26.
- David, J., Abu, N. & Owolabi, A. (2023). The moderating role of corruption in the oil price-economic growth relationship in an oil-dependent economy: Evidence from Bootstrap ARDL with a Fourier Function. *Alternative Economics*, Forthcoming.

- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ration statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- Enders, W. & Lee, J. (2012). The flexible fourier form and Dickey–Fuller type unit root tests. *Economics Letters*, 117(1), 196-199.
- Eştürk, Ö. & Albayrak, N. (2018). Tarım ürünleri-gıda fiyat artışları ve enflasyon arasındaki ilişkinin incelenmesi. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, 147-158.
- FAO (2024). World food situation food price index. United Nations Food and Agriculture Organization (FAO), Erişim Tarihi: 18.07.2024, Erişim Adresi: <https://www.fao.org/worldfoodsituation/foodpricesindex/en/>
- Güloğlu, B. & Nazlıoğlu, Ş. (2013). Enflasyonun tarımsal fiyatlar üzerindeki etkileri: Panel yumuşak geçiş regresyon analizi. *Siyaset, Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi*, 1(1), 1-20.
- Güngör, E. & Erer, D. (2022). Türkiye’deki gıda fiyatları ile petrol fiyatları ve döviz kuru arasındaki doğrusal olmayan ilişkinin incelenmesi: zamanla-değişen parametrelili VAR modelleri. *Alanya Akademik Bakış*, 6(2), 2481-2497.
- Ismaya, B. I. & Anugrah, D. F. (2018). Determinant of food inflation. *Bulletin of Monetary Economics and Banking*, 21(1), 81-94.
- Lee, J. & Strazichich, M. C. (2003). Minimum lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1082-1089.
- Lin, F. L., Inglesi-Lotz, R. & Chang, T. (2018). Revisit coal consumption, CO2 emissions and economic growth nexus in China and India using a newly developed Bootstrap ARDL Bound test. *Energy Exploration & Exploitation*, 36(3), 450–463.
- Loening, J. L., Durevall, D. & Birru, Y. A. (2009). Inflation dynamics and food prices in an agricultural economy: The case of Ethiopia. *World Bank Policy Research Working Paper*, (4969), 57.
- McNown, R., Sam, C. Y. & Goh, S. K. (2018). Bootstrapping the autoregressive distributed lag test for cointegration. *Applied Economics*, 50(13), 1509-1521. <https://doi.org/10.1080/00036846.2017.1366643>
- Hasan, A. N. & Masih, M. (2018). Determinants of food price inflation: evidence from Malaysia based on linear and nonlinear ARDL. *MPRA Paper 91517*, University Library of Munich, Germany.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Economics*, 16(3), 289-326.
- Phillips, P. C. & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Taylor, J. (1993). Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 38, 195-214.
- TCMB (2021). Faiz oranlarına ilişkin basın duyurusu. <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Duyurular/Basin/2021/DUY2021-42>
- TCMB (2023). Faiz oranlarına ilişkin basın duyurusu. <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Duyurular/Basin/2023/DUY2023-22>
- Trostle, R. (2008). Global agricultural supply and demand: Factors contributing to the recent increase in food commodity prices. *US Department of Agriculture. Economic Research Service Report WRS-0801*.
- TÜİK (2024). Hanehalkı tüketim harcaması, 2023. Haber Bülteni, Sayı: 53801. Erişim Tarihi:15.07.2024, Erişim adresi: <https://data.tuik.gov.tr/Bulten/Index?p=Hanehalki-Tuketim-Harcamasi-2023-53801>
- Ulusoy, A. & Şahingöz, B. (2020). Türkiye’de gıda ürünleri fiyatlarının enflasyon üzerindeki etkisi. *Maliye Araştırmaları Dergisi*, 6(2), 45-56.
- Uysal, Y. (2023). Gıda enflasyonu, gıda enflasyonu mudur?. *İktisat ve Toplum Dergisi*, 147, 4-14. <https://iktisatvetoplum.com/gida-enflasyonu-gida-enflasyonu-mudur-yasar-uysal/>
- Woertz, E., Soler, E., Farrés, O. & Busquets, A. (2014). The impact of food price volatility and food inflation on Southern and Eastern Mediterranean countries. *Economics*, 2, 1-9.
- Yavuz, F. (2021). Türkiye’de gıda enflasyonu: Tarladan çatala sorunların bir göstergesi. İstanbul: SETA Yayınları.
- Yılanç, V., Bozoklu, Ş. & Görüş, M. Ş. (2020). Are BRICS countries pollution havens? Evidence from a Bootstrap ARDL Bounds testing approach with a fourier function. *Sustainable Cities and Society*, 55, 1-12. <https://doi.org/10.1016/j.scs.2020.102035>
- Yıldırım, A. E. (2019). Enflasyon düşerken gıda fiyatları neden arttı?. 03 Ocak 2019 tarihli Dünya Gazetesi Haber Bülteni, <https://www.dunya.com/ekonomi/enflasyon-duserken-gida-fiyatlari-neden-artti-haberi-436339>
- Yıldırım, K., Karaman D. & Taşdemir, M. (2014). *Makro ekonomi* (12. Baskı). Seçkin Yayıncılık, Ankara.



---

Zivot, E. & Andrews, D. W. K. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251-270.

---

**Çıkar Çatışması:** Yoktur.

**Finansal Destek:** Yoktur.

**Etik Onay:** Yoktur.

**Yazar Katkısı:** Hatice BOZKURT (%50), Seval MUTLU ÇAMOĞLU (%50),

**Conflict of Interest:** None.

**Funding:** None.

**Ethical Approval:** None.

**Author Contributions:** Hatice BOZKURT (50%), Seval MUTLU ÇAMOĞLU (50%)

---

## Food Inflation Problem in Türkiye: Fourier Bootstrap ARDL

Hatice BOZKURT, Seval MUTLU ÇAMOĞLU

### Extended Abstract

In this study, the effects of factors determining food inflation were analyzed using the Fourier Bootstrap ARDL model. Food producer price index, food industry production index, dollar exchange rate, and policy interest rate variables, which affect the food consumer price index, were included in the model. Food inflation has been one of the important factors in the chronic inflation problem in Türkiye. Despite the decline in global food prices in the last two years, food inflation in Türkiye continued to rise excessively. Therefore, examining food inflation has become important in terms of analyzing the inflation problem in the Turkish economy.

Food prices in Türkiye have diverged from global food prices. According to FAO (2024) data, while food prices decreased by 26.7% in the world, they increased by 176.7% in Türkiye between 2022-2023. Developments in the Turkish economy indicate that the excessive increase in food prices is affected by its own domestic dynamics rather than global reasons. Inflation data, according to expenditure types, indicate that food inflation is a serious problem in Türkiye and has a significant share in general inflation. The exchange rate shocks experienced in Türkiye and the shift in monetary policy implemented throughout the end of 2021 distorted pricing behavior and caused inflation rates to accelerate.

Uysal (2023) emphasized that the economic policies implemented in the Turkish economy focus on results and ignore the structural reasons that create the problems. The economic policies enforce short-term solutions to correct the negative consequences, causing inflation to become chronic. The practice of these policies has been experienced recently, especially in monetary policy. Monetary policies were implemented with the belief that rising inflation rates could be reduced through the policy interest rate. However, attempts to reduce inflation, which has risen due to structural reasons, through the interest rate channel have not provided a solution in the medium and long term.

The existence of a long-term cointegration relationship between the variables is examined by the Bootstrap ARDL method with Fourier function. The optimal lag-length that minimizes the Akaike information criterion (AIC) was determined to be the ARDL (10, 10, 1, 5, 6) model.

Within the framework of this model, the optimal fractional Fourier frequency is calculated as  $k^*=2.53$ . This  $k^*$  value was included in the model and then the Bootstrap process was applied, and the statistical values of Overall-F, Exogenous-F and the dependent variable were estimated. The  $H_0$  hypothesis assumes that there is no cointegration relationship between variables. When the test statistical values and critical values given in Table 4 are compared, Overall-F (F1) and Exogenous-F (F2) exceed the critical values at the level of 1%, and the t-test statistics ( $lgtufe\_sa-t$ ) of the dependent variable exceed the critical values as an absolute value at the level of 10%. In this case, the hypothesis of  $H_0$  is rejected and the existence of cointegration is accepted.

After the cointegration relationship is determined, the long-term and short-term prediction results of the model can be examined. When the long-term forecast results were examined, the producer price index of food products, the exchange rate and the dummy variable representing the structural break were found to be statistically significant. The 1% change in the producer price index of food products variable has showcased that it has a powerful effect on food inflation by increasing the variable by approximately 0.77% in the long run. The rise in PPI causes consumer food inflation to increase excessively. In the long run, the biggest impact comes from producer prices.

It was concluded that the effect of the exchange rate on food inflation in the long run was compatible with the theoretical expectation. An increase in the exchange rate by 1% increases food inflation by 0.16%. The increase in the exchange rate seems to be directly reflected in consumer prices in the retail sector. While the exchange rate was expected to increase prices over producer prices, it directly increased final prices. The dummy variable, which expresses the shift in the monetary policy applied towards the end of 2021, has a statistically very low effect of 0.02% at the 10% significance level. Based on these results, it can be stated that the increase in producer prices and the increase in the exchange rate are the determining factors of food inflation in the long run, where they are directly reflected in consumer prices.

In the short term, consumer prices were found to have a positive and statistically significant relationship with the price levels from their lagged values. An increase in the lagged values of consumer prices by 1% increases consumer inflation by about 0.20%. An increase in the producer price index of food products by 1% in the short term, similar to the long term, increased the food CPI by approximately 0.49% in a positive direction and was found to be statistically significant. The increase in the exchange rate by 1% had an increasing effect on food inflation in the short term as well as in the long run and this effect is approximately 0.11%.

In the short run, statistically significant relationships were found between the policy rate variable and food inflation in the second, third and fifth lags. Accordingly, there is a negative relationship between the policy rate and food inflation. Decreases in interest rates had a lagged effect on price levels.

The dummy variable, which expresses the change in the Central Bank's interest rate policy and indicates a structural break, was found to be statistically significant in the short term.

The error correction term (ECT) of the model is statistically significant and in accordance with econometric theory takes values between 0 and -1. Deviations in food inflation in the short term are corrected by about 34% per month in the long run. This finding indicates that short-term deviations will stabilize in the long term in about three months.

After examining cointegration and long-term and short-term relationships with the Bootstrap ARDL model, diagnostic tests were applied for the predicted model. The reliability and relevance of the estimation results of the model were demonstrated by graphical analyses of the Ramsey Reset functional form test, the Breusch-Godfrey series correlation LM test, the Harvey varying variance test, the Jarque-Bera normality test and the Cusum and CusumQ parameter stability. In all these tests, the probability values were above 0.10 and the  $H_0$  hypothesis of each test was rejected. These results indicate that the functional form of the model is compatible. Moreover, there is no relationship between error terms, no autocorrelation problem, and no variable variance problem. The Cusum and CusumQ test indicate that the error terms are at 95% confidence intervals according to the stability test of the model's parameters. Diagnostic tests for the FARDL(10, 10, 1, 5, 6) model reveal the presence of cointegration and the stability of parameter estimates.

It is observed that food inflation in Türkiye differs from global food prices especially after 2022. The rise in domestic food prices while global food prices are falling implies that food inflation in the Turkish economy stems from its own internal dynamics. Food inflation is caused by inefficient economic policies that ignore structural problems and that distort pricing behavior and the structural problems in the agricultural sector. The findings of the research indicate that food inflation is affected by producer prices, exchange rates and monetary policies. Structural policies, agricultural reform practices, and rational monetary policies should be strictly implemented. Exchange rate interventions that would distort pricing behavior should be avoided. It is recommended that input cost increases, especially wage-related ones, should not be seen only as the sources of inflation. The policies should be developed by taking into account the profit margins reflected in the prices above the cost increases.